

O CRESCIMENTO DAS REGIÕES BRASILEIRAS E SEUS COMPONENTES ESTOCÁSTICOS NÃO OBSERVADOS: convergência e formação de clubes no período 1985/2008

Dr. Rodrigo Peres de Ávila, Prof. do PPGE da Universidade Federal do Rio Grande (FURG)
Dr. Sabino da Silva Pôrto Jr., Prof. do PPGE da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

RESUMO

Neste artigo são investigadas as hipóteses de convergência de renda (entre as cinco macrorregiões brasileiras) e formação de clubes de crescimento (entre as Unidades Federativas), por meio de modelos multivariados de componentes não observados. O método apresenta como vantagens o baixo número de restrições, dada a natureza estocástica dos componentes; e também a possibilidade de captar detalhadamente a dinâmica das economias, algo essencial para o estudo da persistência da formação dos clubes. Utiliza-se dados de PIB per capita de 1985 e 2008, em R\$ de 2000, deflacionados. Os resultados mostram que, em nível regional, apenas o Centro Oeste teve trajetória convergente no período analisado. Em relação à formação de clubes, foi possível obter um refinamento do resultado padrão verificado na literatura empírica brasileira, que é a existência de dois grupos, um mais rico que a média (UFs do Sul, Sudeste e Centro Oeste) e outro mais pobre (UFs do Norte e Nordeste). Os resultados aqui encontrados sugerem que dentro desses dois grupos está ocorrendo a formação de outros clubes mais específicos.

Palavras Chave: Crescimento Econômico. Clubes de Convergência, Séries Temporais

ABSTRACT

This paper, the income convergence and the growth club formation is analysed thorough a long run perspective using multivariate models of unobserved components, which are characterized as stochastic. We use per capita GDP data from 1985 to 2008, in deflated 2000 R\$. The results show that, at the regional level, only the Midwest region presents a converging trajectory. Regarding the club formation, the found results are similar to the existing results in the Brazilian empirical literature. Two distinct groups were found. One is richer than the average including some states from the South region, Southeast region and Midwest region. And the other is poorer than the average, including the states from the North and Northeast regions. The applied methodology suggests the existence of specific club formation within the two main groups.

Keywords: Economic Growth. Convergence Clubs. Time Series

Área 6 - Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições
JEL CODE: O40, O41

O CRESCIMENTO DAS REGIÕES BRASILEIRAS E SEUS COMPONENTES ESTOCÁSTICOS NÃO OBSERVADOS: convergência e formação de clubes no período 1985/2008

1 INTRODUÇÃO

A manutenção do alto nível de desigualdade entre as regiões brasileiras em termos de renda e produção per capita motiva há algumas décadas a linha de pesquisa de crescimento econômico, especialmente aquela relacionada às hipóteses de convergência de renda e formação de clubes. Diversos trabalhos empíricos têm sido executados com o objetivo de investigar em que medida os resultados teóricos preditos pelos modelos de crescimento econômico de longo prazo se verificam na economia regional brasileira, dentre os quais cita-se Ferreira e Ellery Jr (1996), Mossi et al. (2003), Andrade et al. (2004), Laurini et al. (2005), Gondim et. al. (2007), Azzoni et al. (2001). A leitura de tais trabalhos evidencia que com o passar dos anos, houve refinamentos no processo de pesquisa, tanto de uma perspectiva teórica, com o surgimento de modelos endógenos na década de oitenta e noventa, quanto de uma perspectiva metodológica, com a crescente substituição de modelos lineares e *cross-section* por instrumentais não lineares e não paramétricos.

Os resultados encontrados para a economia regional brasileira nos últimos 20 anos apontam para a mesma direção: a não ocorrência de convergência absoluta, seja qual for o período analisado e a regionalização escolhida; e a ocorrência de convergência condicional, em maior ou menor intensidade. Não obstante, os trabalhos mais recentes publicados evidenciam a formação de dois clubes de crescimento no país, sendo um clube rico composto por economias do Sul, Sudeste e Centro Oeste; e outro pobre, formado basicamente pelas economias das regiões Norte e Nordeste. Tais resultados têm se repetido, mostrando-se consistentes aos recortes geográficos adotados pelos pesquisadores.

Salienta-se que do ponto de vista da teoria regional, a aglomeração da produção em determinados espaços é um resultado esperado, com base principalmente na hipótese de retornos crescentes de escala, possíveis em função de externalidades positivas da própria aglomeração, como por exemplo os *spillovers* do conhecimento entre diferentes firmas ou mercados. Mais do que isso, a teoria regional – ou pelo menos parte dela – vê esse processo com capacidade de se auto-reforçar, através de um princípio conhecido como lógica circular, formulado por Myrdal (1957).

As hipóteses de convergência condicional e formação de clubes de crescimento são compatíveis com a aglomeração esperada pela teoria regional e verificada na economia real. A primeira pode ser deduzida dos principais modelos de crescimento, dentre os quais destaca-se Solow (1956), Romer (1986) e Lucas (1988) e sua verificação empírica no mundo tomou força inicialmente dentro da abordagem proposta por Barro e Sala-i-Martin (1992; 1995). A segunda hipótese foi formulada por Quah (1993; 1996; 1997), e costuma ser verificada empiricamente de uma perspectiva dinâmica e não paramétrica, especialmente através de funções de núcleo. Embora a noção de formação de clubes possa ser vista como um refinamento da hipótese de convergência condicional, ambas não são tratadas na literatura como antagonicas ou excludentes, sendo muitas vezes inclusive conotadas como conceitos próximos.

A proposta de pesquisa do presente artigo é o estudo da convergência de renda e da formação de clubes de crescimento no Brasil, através de modelos estruturais, também denominados modelos de componentes não observados. A aplicação destes modelos ao problema de crescimento regional tem inspiração nas publicações de Andrew Harvey e Vasco Carvalho, dentre as quais cita-se Harvey e Carvalho (2004) e Carvalho e Harvey (2005) e disponibiliza resultados inéditos sobre a economia brasileira. A utilização de tal modelagem contorna as principais críticas feitas por Quah aos trabalhos empíricos costumeiramente denominados como *Barro-regressions*: a não consideração da dinâmica do crescimento econômico das economias e as severas restrições metodológicas em relação à linearidade. Em termos mais específicos, a presente pesquisa tem como objetivos: o ajuste de um modelo estrutural multivariado para as regiões brasileiras; a verificação da existência de tendências ou ciclos comuns entre as mesmas; e a identificação de clubes de crescimento econômico entre as Unidades Federativas, não restritos ao recorte regional.

Os modelos estruturais são caracterizados como de séries temporais de natureza estocástica, visto que os componentes não observados de uma série são modelados de forma irrestrita. Como resultado, obtêm-se os componentes de curto e longo prazo das séries analisadas, além de um componente aleatório irregular. Embora o foco do artigo seja o longo prazo, quando conveniente também serão apresentados os ciclos estimados, para obter informações adicionais sobre as economias. Outra característica atraente de um modelo estrutural é sua natureza atórica. Como o procedimento consiste na busca de respostas dentro dos movimentos não observados da própria série de interesse, não faz-se uso de variáveis explicativas, que seriam escolhidas com base em algum referencial teórico. Essa característica é interessante no contexto da hipótese de convergência condicional e formação de clubes, pois os dois fenômenos são sustentados por modelos teóricos de crescimento diferentes, de natureza exógena e endógena em relação ao tratamento da variável tecnologia, que é uma variável explicativa do desempenho econômico. Assim, torna-se secundária a discussão existente na literatura sobre a incorporação formal da tecnologia no processo produtivo, visto que os resultados econométricos obtidos não dependem disso.

Para efetuar a análise empírica, o estudo baseia-se em dados de PIB per capita dos estados e regiões do Brasil, entre os anos de 1985 e 2008, expressos em R\$ do ano 2000, deflacionados pelo Deflator Implícito do PIB nacional, disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)¹. Ao decorrer do artigo, utiliza-se as expressões renda per capita e produção per capita como sinônimos, o que é prática usual da literatura de crescimento. Os dados brasileiros mostram que, em nível estadual e regional, há forte correlação entre o PIB per capita e a renda per capita, exceção feita ao Distrito Federal. Mais do que isso, as diferenças existentes são homogêneas entre as economias, o que não causa distorções relevantes à análise regional.

Além desta introdução, o artigo é composto por uma revisão teórica da literatura, que aborda brevemente aspectos do crescimento econômico e da economia regional, bem como suas conexões; uma seção que apresenta os aspectos metodológicos do modelo econométrico proposto, em suas diferentes versões; uma seção com a análise dos resultados obtidos no plano regional, estadual condicionado às regiões, e referentes à formação de clubes de crescimento; além de uma conclusão.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

É consenso na literatura sobre crescimento econômico que o modelo de Solow (1956) é o ponto de partida para os problemas de pesquisa principais. Através dele é possível demonstrar claramente por que se espera que economias com menor estoque de capital alcancem níveis de crescimento mais altos que as demais. A parte da literatura que estuda problemas de pesquisa relacionados à incorporação de diferentes níveis de produtividade dos fatores, o faz através de modelos de tecnologia endógena, como Lucas (1988) e Romer (1986), dentre outros. Tais autores focalizam na importância do capital humano e na possível ocorrência de externalidades positivas ao incremento físico e tecnológico. Tais mudanças fornecem justificativas para um crescimento econômico não necessariamente limitado por um estado estacionário.

O modelo de Romer (1986) apresenta função de produção diferente da encontrada em Solow (1956), permitindo externalidades positivas de acumulação de capital. Tais externalidades se manifestam através dos efeitos *learning by doing* e dos *spillovers* do conhecimento. Já em Lucas (1988), a economia é dividida em dois setores: bens finais e capital humano. A produtividade do setor de capital humano afeta o crescimento de longo prazo. Tais conceitos dos modelos endógenos ajudam a sustentar a hipótese de que diferenças no nível de renda per capita entre as economias podem ser persistentes. Segundo Barro e Sala-i-Martin (1995), a inclusão do efeito *spillover* nos modelos de crescimento gera resultados que se aproximam dos modelos neoclássicos no que tange à convergência de renda entre países ou regiões, ou seja, implica uma tendência de as rendas das economias convergirem. Segundo Oliveira e Rodrigues (2011), embora os dois núcleos de pesquisa (exógeno e endógeno) concordem com a possibilidade teórica de convergência, os modelos da nova teoria econômica não garantem a existência de um estado estacionário. O progresso técnico e a difusão tecnológica aproximam as rendas das regiões, mas permitem que essas possam crescer indefinidamente, sem necessariamente convergir para um ponto comum.

¹ Sabe-se que tais séries passaram por algumas mudanças metodológicas no período. Contudo, a abordagem econométrica proposta minimiza os possíveis impactos ocasionados por tais mudanças.

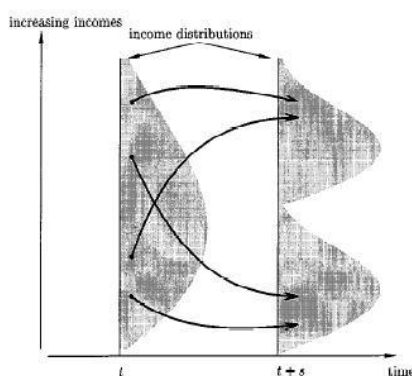
Ainda sobre Solow (1956), sua característica simplificadora é coerente com a modelagem empírica adotada, visto que os modelos de componentes não observados não utilizam variáveis explicativas para estudar o comportamento de Y , obtendo informações da própria série de PIB per capita. Para a presente pesquisa, será usada basicamente a relação existente entre o nível de capital (k) e o nível de produto (y) per capita. Há, obviamente, muitas questões adicionais de extrema relevância do ponto de vista do crescimento econômico, abordadas pelos modelos mais recentes, especialmente no que tange à produção e disseminação de tecnologias. Tais questões, contudo, não fazem parte do objeto de análise deste artigo.

Embora a análise da convergência seja importante, testar tal hipótese pode gerar um problema que Quah (1993) caracterizou como Falácia de Galton, onde os resultados empíricos de convergência obtidos são vistos na verdade como um processo natural de aproximação à média. Este é o principal problema dos testes que menosprezam o efeito dinâmico do crescimento econômico, como por exemplo testes *cross-section*, também chamados de *Barro-regressions*. Quah (1996) argumenta sobre a importância do desempenho relativo de uma economia em relação às demais, em detrimento da importância da relação do desempenho com o período inicial, ou de forma mais geral, com o passado. Esta noção serve como alicerce para a identificação de clubes, e serve como argumento para a formulação dos grupos através das tendências estocásticas individuais.

O estudo da formação de clubes de crescimento² pode ser visto como um refinamento da hipótese de convergência condicional. Quah (1996; 1997) estudou do ponto de vista teórico e empírico a possível formação de clubes, separados entre economias pobres e ricas em relação à média. O autor caracterizou essa ocorrência como *Twin Peaks*, e salientou duas características importantes: a estratificação, no sentido de que as economias são separadas em clubes distintos em relação à média; e a persistência, visto que o resultado esperado da formação de clubes não diz respeito a uma flutuação de curto prazo, e sim duradoura no tempo. A utilização de amostras *cross-section* despreza a análise da persistência, de forma que se pode concluir sobre a formação de um clube que na verdade não existe. Um resultado que tem se tornado frequente na literatura é a formação de clubes de convergência entre membros com características semelhantes, incluindo aí a semelhança espacial – no sentido de pertencerem a uma mesma região.

Os estudos empíricos sobre crescimento que testam a hipótese de convergência de renda de uma perspectiva paramétrica, assumindo na maioria das vezes que o processo estudado é linear, pecam por não captar as informações presentes na dinâmica completa das séries, obtendo apenas respostas médias. Essa é a crítica mais geral presente em Quah (1993, 1996, 1997). Desta crítica é que originou-se a ideia de clubes de convergência, cujo resultado básico é a persistência das diferenças de renda per capita entre ricos e pobres. O mecanismo pelo qual tal diferenciação acontece foi verificado empiricamente por Quah (1997) para uma amostra de 105 países, no período compreendido entre 1961 e 1988. Os resultados apontam para a transição de uma distribuição unimodal, com a maioria dos países apresentando renda em torno da média, para uma distribuição bimodal, na qual os países de renda média deslocam-se para grupos superiores ou inferiores³, formalizando assim a noção de *Twin Peaks*. A figura 1 ilustra este processo:

Figura 1 - Distribuição de Renda: Twin Peaks



Fonte: Quah (1996).

² Também chamados de clubes de convergência.

³ Caracteriza-se essa classe inferior de renda como armadilha de pobreza, visto que as diferenças esperadas são persistentes.

Possivelmente a diferença analítica mais importante entre convergência condicional e formação de clubes seja a questão da relevância das condições iniciais de cada economia. Pode-se formular a ideia de que o aspecto mais importante para a análise de convergência é o entendimento das condições iniciais das economias. Já para a formação de clubes, conforme mostra a figura extraída de Quah, economias pobres, ricas ou médias na distribuição unimodal podem integrar clubes ricos ou pobres na distribuição bimodal, o que relativiza a importância das condições iniciais.

Não obstante, as técnicas não paramétricas para verificação empírica desses resultados são comumente saudadas na literatura pelo fato de “*deixar os dados falarem por si mesmos*”, no sentido de não impor formatos às funções de densidade estimadas. Este mesmo elogio é usualmente feito ao método econométrico utilizado no presente artigo, visto que não há restrições de linearidade sobre os componentes não observados estimados. Segundo Friedman (1992), flutuações aleatórias nas séries de renda per capita podem resultar em valor negativo do coeficiente beta estimado em uma *barro-regression*, sem que isso implique necessariamente em convergência. Tal formulação é uma justificativa para o uso de componentes não observados no estudo do crescimento econômico, visto que os resultados obtidos serão filtrados, permitindo a correta distinção entre flutuações cíclicas de curto prazo e componentes verdadeiramente de longo prazo, os *trends*.

Como critério para identificação dos clubes, há uma gama de técnicas possíveis na literatura, a maioria de caráter não paramétrico. A técnica tradicionalmente utilizada é a análise do formato externo de uma função de densidade Kernel, o que se convencionou chamar Teste de Quah. Uma fragilidade pouco explorada desta metodologia é a pouca consistência dos resultados em relação a mudanças em um dos parâmetros de estimação, a janela h , que ajusta a utilização de mais ou menos economias próximas em renda per capita para a estimação de cada ponto da densidade Kernel. Uma metodologia bastante utilizada atualmente é a de Phillips e Sul (2007), classificada como semi-paramétrica⁴, na qual as séries analisadas são depuradas gradualmente, de forma que a tendência de longo prazo do clube torna-se uma média das tendências dos membros⁵.

3 METODOLOGIA

Nesta seção apresenta-se a metodologia utilizada para a estimação das tendências estocásticas das regiões brasileiras: o modelo de componentes não observados. Conforme já exposto, através dessa modelagem será possível também identificar os clubes de crescimento formados pelos estados brasileiros. Tais modelos são classificados como estruturais, e sua utilização na literatura de crescimento econômico é baseada nos trabalhos de Harvey (1989), Harvey e Carvalho (2002; 2004), Carvalho e Harvey (2005), dentre outros da mesma linha de pesquisa. A adaptação para a temática da economia regional já foi executada pelos referidos autores, para verificação de convergência e estudo dos clubes de crescimento. A aplicação é direta, não exige manipulações na modelagem, apenas a consideração do modelo na sua forma multivariada. Tal procedimento é feito através do Filtro de *Kalman*⁶. A hipótese subjacente é que, caso se consiga ajustar de forma eficiente os componentes não observados de uma série, automaticamente se estará estimando Y de forma eficiente.

O procedimento para a identificação dos clubes no presente artigo é essencialmente empírico, visto que baseia-se nos próprios resultados obtidos pelo modelo estrutural, mas é coerente com as metodologias usuais na literatura, recém mencionadas. Uma qualidade do procedimento utilizado é excluir da análise de clubes as séries que não apresentam tendências comuns, reduzindo consideravelmente a possibilidade de regressão à média. Adicionalmente, apresenta-se como vantagem a simplicidade e a coerência com o

⁴ A abordagem não paramétrica é bastante poderosa, justamente por sua flexibilidade. No entanto, sua utilização é mais recomendada para modelos univariados, ou, no limite, para modelos multivariados simples, com duas ou três dimensões. Na presença de mais dimensões, a estimação não paramétrica vai se tornando muito custosa. Nesse contexto, respostas melhores são obtidas com a abordagem semi-paramétrica. Tal ideia está presente em Fan e Yao (2003).

⁵ Para detalhamento técnico, ver Phillips e Sul (2007). O teste proposto pelos autores denomina-se Log(t) e o procedimento geral é partir da formulação mais restrita de um clube, com dois membros, e gradualmente adicionar membros, verificando o padrão de dispersão em cada etapa. Para uma aplicação empírica, ver Penna e Linhares (2009)

⁶ Para tanto, as variáveis são consideradas no formato de espaço de estados.

instrumental analítico proposto. Como desvantagem, há o fato de não permitir generalização, visto que é um procedimento possível apenas na presença de *trends* estocásticos.

Os modelos estruturais são imunes a uma crítica recorrente na literatura de crescimento sobre a abordagem empírica, que é a dependência dos resultados sobre convergência condicional e clubes à escolha das variáveis de controle condicionantes. Como o modelo é atóxico, tais controles são desnecessários. O papel executado pelas variáveis de controle é substituído por detalhes no procedimento de modelagem que serão expostos a seguir. O grande atrativo deste tipo de modelagem é a possibilidade de estimação de componentes estocásticos⁷, que são não restritivos, permitindo um ajuste mais próximo da realidade em relação a outros modelos de série temporal. Oliveira e Rodrigues (2011) salientam dois aspectos importantes que podem ser usados em defesa da utilização de modelos estruturais à economia regional, ao sustentarem que: i) a hipótese admitida em estudos de séries temporais é que o processo estocástico subjacente aos dados de renda não muda com o tempo, sendo mais apropriada a utilização desses modelos para economias com estágios similares de desenvolvimento; ii) a evidência de clubes de convergência pode embutir a existência de fortes não linearidades – na dinâmica de transição aos estados estacionários – não modeladas nos trabalhos empíricos. Estes dois aspectos são plenamente contemplados pela abordagem adotada neste artigo. Outro ponto a favor da modelagem proposta é levantado por Durlauf, Johnson e Temple (2005), ao apontarem que modelos lineares não são adequados ao estudo do crescimento econômico. Tal ideia também está explícita nas formulações de Quah (1996; 1997).

3.1 Modelo de Componentes Não Observados: a versão multivariada

A generalização de um modelo estrutural para a versão multivariada é bastante simples, e tem como atrativo a possibilidade de modelar diversas séries de maneira conjunta, desde que exista a suposição teórica de que as mesmas estão sujeitas a um mesmo ambiente econômico (HARVEY, 1989). No caso do presente artigo, a hipótese adotada é que as regiões brasileiras estão expostas ao mesmo ambiente macroeconômico, o que não exige maiores elucidacões. Tais modelos são denominados Equações de Série de Tempo Aparentemente Não-Relacionadas, e podem ser definidos da seguinte forma, de acordo com Harvey (1989):

Para N séries de tempo definimos o vetor $y_t = (\gamma_{1t}, \dots, \gamma_{Nt})'$ e de forma equivalente para μ_t , ψ_t e ε_t :

$$\mu_t = (\mu_{1t}, \dots, \mu_{Nt})' \quad (1)$$

$$\psi_t = (\psi_{1t}, \dots, \psi_{Nt})' \quad (2)$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})' \quad (3)$$

Assim:

$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma_\varepsilon), t = 1 \dots T$, sendo Σ_ε uma matriz $N \times N$ positiva e semi-definida. Adicionalmente, o *trend* pode ser escrito como:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim NID(0, \Sigma_\eta) \quad (4)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \varsigma_t, \varsigma_t \sim NID(0, \Sigma_\varsigma) \quad (5)$$

Note que quando $\Sigma_\eta = 0$ tem-se um modelo do tipo *trend-smooth*, ou seja, o nível tem variância constante enquanto a inclinação tem variância estocástica. Não obstante, quando $\Sigma_\varsigma = 0$ tem-se um passeio aleatório (com *drift*). Tais adaptações servem como exemplo do processo de generalização, que pode ser aplicada para qualquer combinação de componentes de uma versão univariada.

⁷ Por permitirem comportamento estocástico da tendência, os modelos estruturais descartam a necessidade de estacionariedade das séries.

Complementarmente, insere-se o ciclo na versão multivariada, o que Harvey e Koopman (1997) denominaram modelo de ciclo similar.

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \otimes I_N \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t \\ k_t^* \end{bmatrix} \text{ com } t = 1, \dots, T. \quad (6)$$

Onde ψ_t e ψ_t^* são vetores $N \times 1$ e k_t e k_t^* são vetores $N \times 1$ dos ruídos gerados, de tal forma que $E(k_t k_t') = E(k_t^* k_t^{*'}) = \Sigma_k$ e $E(k_t k_t^{*'}) = 0$, onde Σ_k é uma matriz de covariância $N \times N$.

3.2 Modelo de componentes não observados: a existência de fatores comuns

Conforme apresentado, a utilização de um modelo estrutural na versão multivariada traz consigo a suposição que as N séries que representam as variáveis de interesse estão expostas ao mesmo ambiente econômico, ou seja, apresentam componentes similares, *a priori*. Contudo, pode-se dar um passo adiante metodologicamente e verificar se os componentes – além de similares – podem ser caracterizados como comuns.

Modelar a existência de fatores comuns consiste em permitir a possibilidade de que as matrizes de covariâncias dos componentes não observados apresentem (simultaneamente ou não) posto menor que N^8 . O posto⁹ (ou *rank*) de uma matriz é definido como o número máximo de colunas linearmente independentes, ou de forma equivalente, o número de colunas não nulas na sua forma escalonada canônica. Logo, modelar estruturalmente com posto igual a N equivale a especificar que as tendências e ciclos são linearmente independentes (embora similares). Com posto menor que N , se está verificando a existência de informações redundantes, ou seja, tendências e/ou ciclos com comportamentos linearmente dependentes, ou na linguagem econômica, tendências e/ou ciclos comuns. No limite, se o posto da matriz de covariância da tendência é modelado de forma unitária, estamos supondo que as N séries possuem uma única tendência. Matematicamente, de acordo com Harvey (1989), o modelo na forma mais geral pode ser escrito como:

$$y_t = \Theta_\mu \dot{\mu}_t + \mu_\theta + \Theta_\psi \ddot{\Psi}_t + \varepsilon_t, \quad (7)$$

onde $\dot{\mu}_t$ é um vetor de tendências comuns ($K_\mu \times 1$), Θ_μ é uma matriz de fatores *loadings* ($N \times K_\mu$), μ_θ é um vetor $N \times 1$, com os primeiros K_μ elementos iguais a zero e os demais igual a $\bar{\mu} + \bar{\beta}t$. O componente $\ddot{\Psi}_t$ representa os ciclos de dimensão $K_\psi \times 1$ e Θ_ψ é uma matriz $N \times K_\psi$ de fatores *loadings*. Adicionalmente:

$$\ddot{\mu}_t = \ddot{\mu}_{t-1} + \Theta_\beta \ddot{\beta}_t + \beta_\theta + \ddot{\eta}_t \quad (8)$$

$$\ddot{\beta}_t = \ddot{\beta}_{t-1} + \ddot{\xi}_t \quad (9)$$

onde $\ddot{\beta}_t$ é um vetor $K_\beta \times 1$ de inclinações comuns, Θ_β é uma matriz $K_\mu \times K_\beta$ de fatores *loadings* e β_θ é um vetor $K_\mu \times 1$ que tem seus primeiros K_β elementos iguais a zero e os restantes iguais a $\bar{\beta}t$. E finalmente:

$$\begin{bmatrix} \ddot{\Psi}_t \\ \ddot{\Psi}_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda I_n & \sin \lambda I_n \\ -\sin \lambda I_n & \cos \lambda I_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{\Psi}_{t-1} \\ \ddot{\Psi}_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \ddot{\omega}_t \\ \ddot{\omega}_t^* \end{bmatrix} \quad (10)$$

Temos ainda que $0 \leq K_\mu, K_\psi \leq N$, $0 \leq K_\beta \leq K_\mu$ e por fim, a matriz de covariâncias (Σ_ε) do componente irregular é $N \times N$ e a dos distúrbios aleatórios $\Sigma_{\ddot{\eta}}, \Sigma_{\ddot{\xi}}$ e $\Sigma_{\ddot{\omega}}$, são, respectivamente $K_\mu \times K_\mu$,

⁸ Ideia análoga ao estudo de cointegração.

⁹ Para mais detalhes, ver Teoria do Conjunto Gerador.

$K_\beta \times K_\beta$ e $K_\Psi \times K_\Psi$ Note que a restrição se dá pelo fato de modelar-se tais matrizes (Σ_{η} , Σ_{ξ} e Σ_{ω}) com K_μ , K_β e K_Ψ , respectivamente, menores que N . Tal restrição não exige simultaneidade, ou seja, pode-se modelar a existência de tendências ou ciclos comuns de forma separada.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Apresenta-se agora os resultados empíricos obtidos, primeiro para responder sobre a convergência entre as cinco regiões brasileiras e a possibilidade de tendências comuns; depois para responder sobre a formação de clubes de crescimento entre as UFs. Cabe salientar que embora o foco do artigo seja o longo prazo, quando conveniente também serão apresentados os ciclos estocásticos, como complemento. No caso específico das regiões brasileiras o componente cíclico, de curto prazo, guardou uma relação interessante com o resultado de longo prazo, o que será a seguir explorado.

4.1 Convergência e *trends* comuns entre as regiões brasileiras

Algumas outras observações importantes devem ser feitas. Uma delas é que, como as séries são anuais, não foi necessário modelar sazonalidade. Outra observação é que, em todas as possibilidades de ajustamento, modelou-se um componente AR(1) no lugar dos ciclos, mas as melhores especificações encontradas sempre excluíram este componente. Por fim, cabe salientar que inseriu-se *dummies* em anos cujo o comportamento das séries foi fora do padrão, algo comum na literatura pela existência de crises internacionais no período. Tais *outliers* não são explicitamente visíveis quando analisamos os dados em nível, mas ficam bastante evidentes quando olhamos para a primeira diferença das séries.

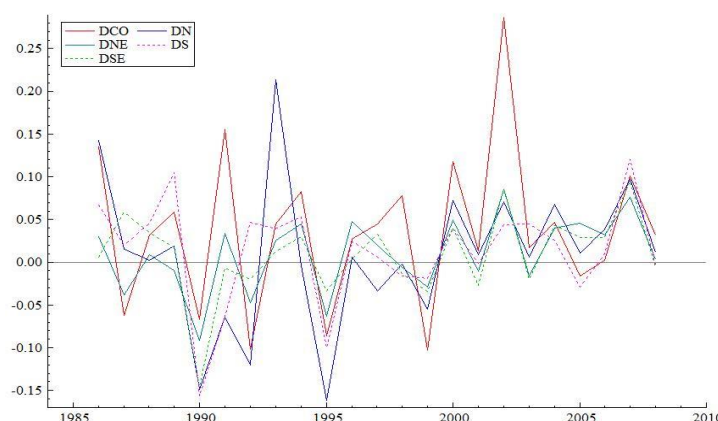


Figura 2 - Logaritmo do PIB per capita das regiões, em primeira diferença;
Fonte: Elaborado pelos autores.

As propriedades desejáveis do modelo escolhido podem ser resumidas da seguinte forma: resíduos não autocorrelacionados e com distribuição normal; alto poder de explicação; convergência muito forte em poucas iterações e boa capacidade de previsão dentro da amostra. A seguir os resultados obtidos com a melhor especificação e o detalhamento das estatísticas de teste.

Tabela 1: Estatísticas obtidas

Estatísticas Obtidas	CO	N	NE	S	SE
Erro Padrão DW	0.076725	0.069701	0.040579	0.045866	0.039376
Q(10,6)	3.4305	5.3224	7.1224	5.4893	2.5417
Normal-BS	0.037377	0.64223	1.1064	0.36045	0.10038
Chi²(2)	[0.9815]	[0.7253]	[0.5751]	[0.8351]	[0.9510]
R²	0.91104	0.65411	0.81800	0.66617	0.75398

Fonte: Elaborado pelos autores.

Além das interpretações usuais em relação às estatísticas, cabe salientar a homogeneidade dos resultados entre as regiões, o que é indício de correta especificação em um modelo multivariado. Primeiramente, deve-se verificar que os resíduos gerados pelo modelo são não autocorrelacionados, o que pode ser feito através de um teste χ^2 (qui-quadrado) com 6 graus de liberdade, Q(10,6), cujos valores críticos estão exposto na tabela. O resultado dos testes nos leva a aceitar a hipótese de ausência de autocorrelação nos resíduos das 5 regiões estudadas, com bastante segurança, visto que o valor de referência é 10.5. O teste de *Durbin Watson* confirma este resultado.

Quanto à normalidade, a tabela expõe os valores calculados pela estatística de Bowman-Shelton, cujo valor tabelado para a amostra utilizada neste estudo é de aproximadamente 2.13, ao nível de significância de 10%. Valores calculados maiores que os críticos levam à rejeição da hipótese nula de normalidade. Desta forma, no modelo estimado, nenhuma região apresenta problema quanto à normalidade dos resíduos, embora a região Nordeste apresente valor relativamente próximo ao crítico. Salienta-se que os erros gerados estão dentro dos desvios, exceto duas observações que extrapolam minimamente o desvio superior. Em relação às densidades, são reforçados os resultados do teste de Bowman-Shelton, as distribuições são muito próximas da normal, exceto a região Nordeste, que mesmo assim é aprovada a 10%. Em relação ao coeficiente de determinação R^2 , os valores atingiram patamares bastante altos, oscilando entre 0.65 e 0.91 o poder de explicação para cada uma das regiões. Contudo, sabe-se que tal coeficiente é muito vulnerável à inclusão de novos parâmetros, por isso não foi usado como critério de definição entre os diferentes modelos. A seguir o gráfico que permite avaliar o correto ajuste da modelagem proposta, através da comparação das séries observadas com os componentes estimados (ciclo e tendência).

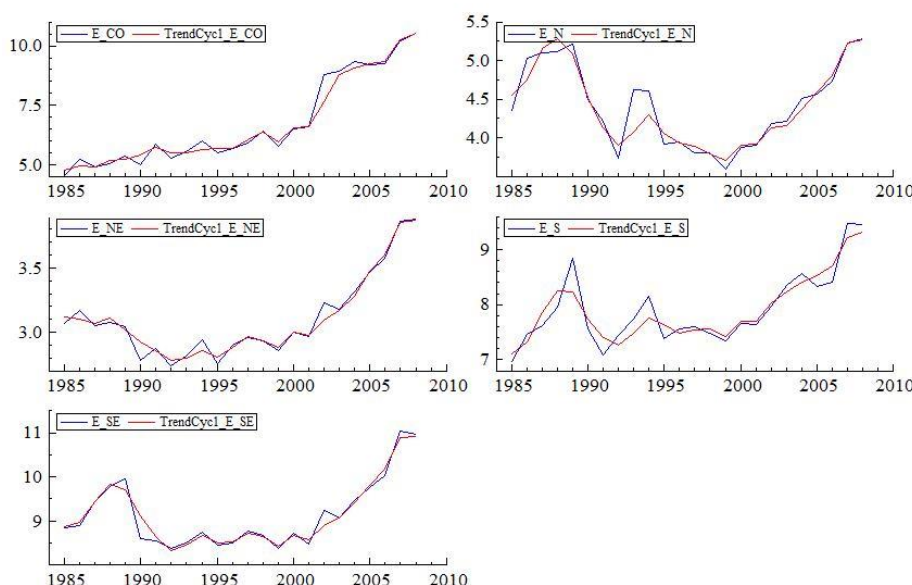


Figura 3 - Ajuste do modelo: ciclos + tendências estocásticas

Fonte: Elaborado pelos autores.

A figura 3 tem o intuito de propiciar a avaliação global da modelagem, visto que permite a comparação visual das séries reais com as estimativas obtidas com ciclos e tendências estocásticas. De uma maneira geral, é clara a correta especificação. Percebe-se que os pontos em que houve maior erro foram justamente nos anos onde inseriu-se *dummies*, embora estas não tenham se mostrado significativas para todas as regiões. Testou-se a hipótese de ciclos ou tendências comuns, o que seria indicativo de que determinadas regiões reagem da mesma forma aos cenários macroeconômicos vigentes no período, tal hipótese foi rejeitada.

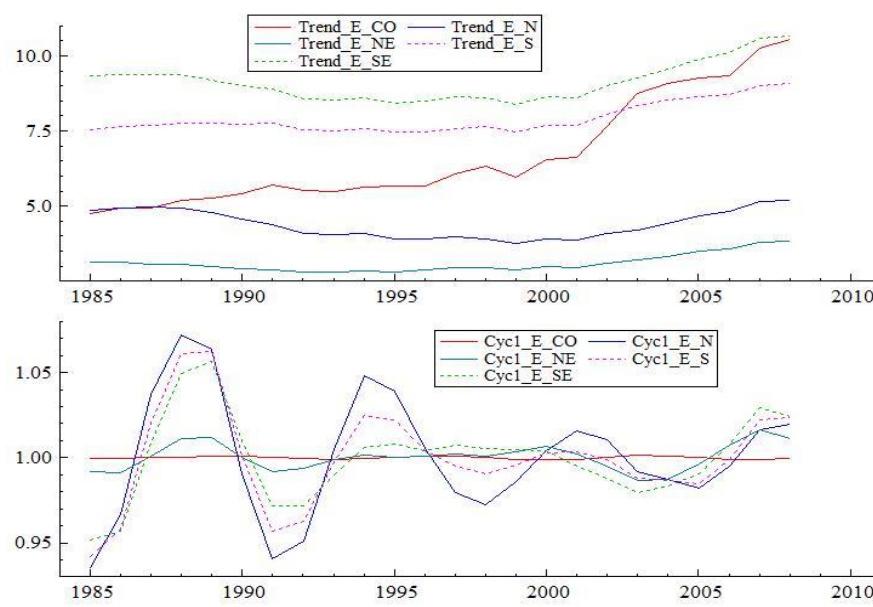


Figura 4 - Trends e ciclos conjuntos

Fonte: Elaborado pelos autores.

A figura 4 condensa os resultados expostos na figura 3 em apenas dois gráficos. Antes da análise de convergência, o primeiro resultado que pode ser destacado (através da análise dos ciclos) é a redução da volatilidade da economia brasileira, especialmente pós 1995. Tal resultado é esperado do ponto de vista macroeconômico, devido ao processo de abertura econômica e estabilização dos preços, experimentados a partir do governo Fernando Henrique Cardoso, mas não é óbvio do ponto de vista regional. Prova disso é que a região que teve melhor desempenho econômico relativo no período não teve sua volatilidade diminuída, a região Centro Oeste. Especialmente as regiões Norte, Sul e Sudeste apresentam ciclos de grande amplitude no período 1985/1995. As três regiões tiveram seus ciclos suavizados, embora a região Norte tenha continuado com níveis de oscilação maiores, quando comparado ao Sul e ao Sudeste.

Um aspecto muito importante a ser reforçado é que as regiões Sul e Sudeste apresentam ciclos bastante similares do início ao fim do período estudado. Como já referido, mesmo a macroeconomia brasileira tendo passado por profundas transformações nesse período, inclusive crises internacionais¹⁰, nenhuma dessas mudanças atenuou a similaridade entre os ciclos das duas regiões, o que parece ser um resultado bastante forte. A região Nordeste apresenta ciclos semelhantes às regiões Sul e Sudeste, contudo sempre com amplitude menor. Tal fato pode ser observado na primeira metade do período, quando Sul e Sudeste têm ciclos de grande amplitude enquanto o Nordeste tem ciclos moderados; e também na segunda metade, quando os ciclos do Sul e Sudeste suavizam, enquanto o ciclo Nordestino torna-se quase imperceptível.

Em relação aos *trends*, um resultado importante é a persistência de desempenho econômico insatisfatório das regiões Norte e Nordeste, situação que pouco se alterou no período analisado e já foi explorada na literatura através de outros métodos. Barros (2011) sublinha, por exemplo, que a posição relativa do Nordeste em relação à média do PIB nacional flutuou nas últimas décadas, mas é a mesma

¹⁰ Crise do México em 1994; Crise Asiática em 1997; Crise da Rússia em 1998.

quando compara-se os anos de 1960 e 2008, o que o autor considera um indício forte de ineficácia das políticas regionais executadas no Brasil.

O mais relevante resultado diz respeito à região Centro Oeste, de trajetória claramente convergente no período analisado, comportamento que difere fortemente das outras quatro regiões. Interessante constatar que é a única região com comportamento estável de curto prazo, provavelmente uma das explicações relevantes para a trajetória positiva de longo prazo. Aparentemente a região Centro Oeste esteve muito menos exposta às variações da macroeconomia brasileira, visto que seu ciclo é muito suave quando comparado com os ciclos das demais regiões.

De uma maneira geral, os resultados obtidos com o modelo considerando as cinco regiões brasileiras são coerentes com os principais resultados encontrados na literatura sobre o crescimento econômico do país, embora tenha sido possível avançar no sentido de comparar tendências e ciclos, o que trouxe resultados inéditos sobre a região Centro Oeste. É interessante a constatação de que cada região reage - tanto no curto quanto no longo prazo - de forma independente, visto que não houve componentes comuns. Praticamente todos os trabalhos empíricos recentes que estudaram a questão, seja em nível municipal, estadual ou regional, encontraram diferenças significativas entre o desempenho de dois grupos: de um lado as regiões Sul, Sudeste e Centro Oeste, e do outro lado as regiões Norte e Nordeste. Alguns trabalhos representantes desta tendência são: Mossi et al. (2003), Andrade et al. (2004), Laurini et al. (2005), Gondim et. al. (2007), Coelho e Figueiredo (2007), Penna e Linhares (2009). Parte-se agora para a investigação dos clubes de crescimento.

4.2 A formação de Clubes através dos *trends* estocásticos das UFs

De acordo com a literatura brasileira, é esperado que existam clubes de crescimento entre estados de diferentes regiões, embora o componente espacial venha se mostrando importante nos resultados alcançados. Os trabalhos empíricos publicados no Brasil, coerentes com as formulações de Quah (1993, 1996, 1997), de uma maneira geral verificam a formação de dois clubes de crescimento no país: um rico, formado por estados ou municípios do Sul, Sudeste e Centro Oeste; e outro pobre, formado por municípios ou estados do Norte e do Nordeste. Exemplos de tais trabalhos: Penna e Linhares (2009), Gondim et. al. (2007), Laurini et al. (2005), Mossi et al. (2003), Andrade et al. (2004). Os últimos autores sugerem que a ausência de um padrão claro de convergência encontrada pelos trabalhos empíricos anteriores pode ser substituída pela ideia da bimodalidade na distribuição de renda no Brasil, ou ainda na formação de clubes de convergência regionais.

De acordo com a metodologia aqui proposta, há uma forma simples de investigar tal questão, analisando recursivamente a dispersão anual dos *trends* estocásticos (estimados na forma univariada para cada UF) e a partir daí identificando os clubes de convergência. A concentração sistemática de determinados *trends* estocásticos por um período maior que um ciclo pode ser caracterizada como a formação de um clube de crescimento¹¹. Esta proposta de identificação de clubes é coerente com a formulada por Phillips e Sul (2007), aplicada aos dados de PIB per capita de uma seleção de 112 países por Monteiro et. al. (2010). Segundo tal proposta, a série temporal do PIB per capita de cada unidade *cross-section* é filtrada e, assume-se que a tendência de crescimento de longo prazo de um dado clube é uma média das tendências de crescimento individuais.

No presente artigo, o raciocínio utilizado é análogo ao exposto por Quah (1996, 1997), só que ao invés de usar a vantagem das funções de densidade *Kernel* serem não paramétricas, utiliza-se o fato das tendências geradas pelo modelo estrutural serem estocásticas. As duas técnicas contornam a limitação imposta pela linearidade, incompatível com o problema do crescimento econômico, conforme já exposto. A apreciação da literatura empírica mais recente evidencia que a utilização de modelos não lineares na literatura brasileira tem resultado em grupos de convergência cujas características dos membros são

¹¹ É extremamente importante não considerar que determinadas economias formam um clube de crescimento apenas por apresentarem, em determinado período, níveis semelhantes de PIB per capita, pois estas economias podem apenas estar invertendo suas posições relativas, passando a ter uma trajetória divergente nos períodos seguintes. É por isso que se adota como critério importante a persistência, ou seja, economias que estão no mesmo patamar por um período diferente do curto prazo.

semelhantes. Nos termos utilizados por Quah (1996), procura-se clubes com estratificação e persistência. Nos oito gráficos expostos a seguir não consta apenas o Distrito Federal, que tem PIB per capita bem mais alto que as demais séries e claramente não se encaixa em nenhum clube; e o Tocantins, por insuficiência de dados. Temos, portanto, oito possíveis clubes de crescimento econômico, os quais podemos ou não confirmar de acordo com os critérios empíricos expostos sobre estratificação e persistência:

- i) Estratificação: grupo de economias com variância dos *trends* estocásticos igual ou menor que 0.1¹², o que será descrito como *variância mínima*.
- ii) Persistência: grupo de economias com variância dos *trends* estocásticos igual ou menor que 0.1 por um período maior que um ciclo econômico brasileiro, estimado em 7 anos.

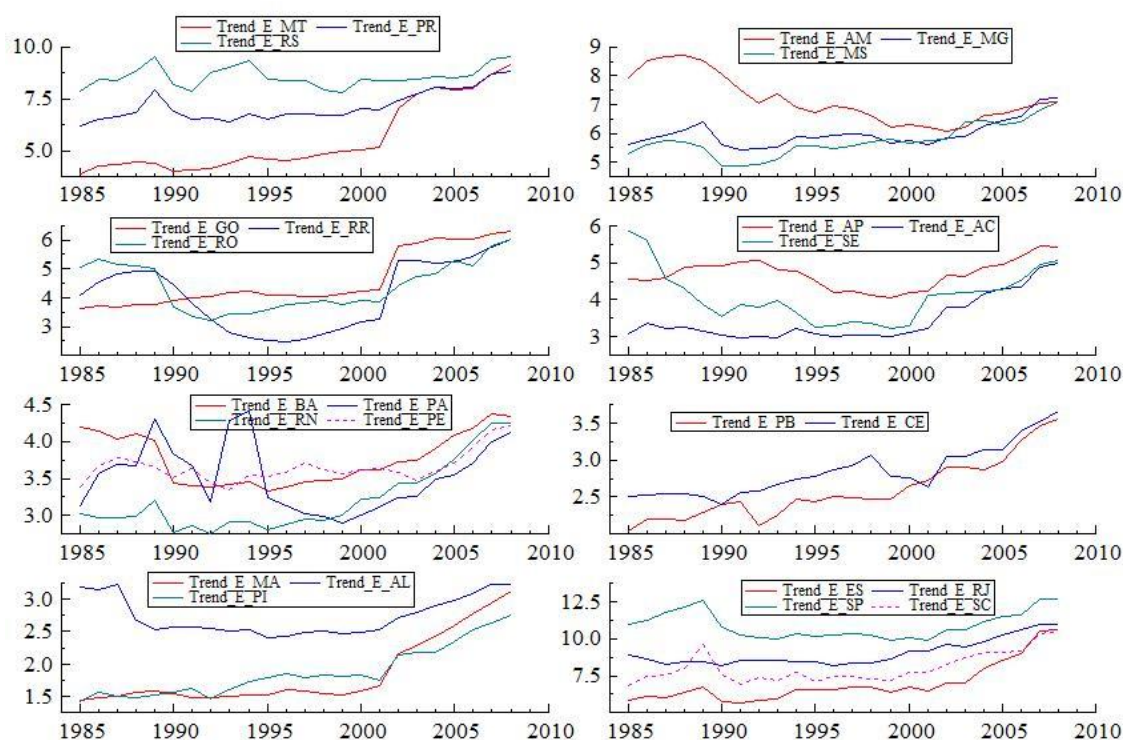


Figura 5 – Economias estaduais: a formação de clubes

Fonte: Elaborado pelos autores.

Dos oito possíveis clubes de convergência, cinco foram confirmados e três descartados¹³. Opta-se por descrever brevemente o processo de descarte. O primeiro possível clube, composto por SP, RJ, ES e SC não foi aprovado pelo critério da persistência, visto que só obteve a variância mínima no ano de 2008. Tal fato ocorre provavelmente pela recente trajetória convergente de SC, que pode se consolidar nos próximos anos. O segundo clube descartado, composto por GO, RO e RR, não foi aprovado primeiro pela variância gerada pelo *trend* de Goiás. Excluindo este estado, o clube foi reprovado também pelo critério da persistência, visto que só obteve a variância mínima a partir de 2004. O terceiro clube descartado foi o composto por PI, MA e AL, e também não obedeceu ao critério da persistência, obtendo a variância mínima a partir de 2005. Tais grupos, especialmente os dois últimos, podem se tornar clubes de convergência nos próximos anos, caso mantenham a trajetória atual. A tabela a seguir reúne os clubes aprovados, em função de suas características gerais.

¹² O critério para o valor 0.1 da variância é *ad hoc*, contudo, como forma de “defesa”, foi escolhido um valor muito baixo, o que “joga contra” a hipótese de formação de clubes.

¹³ Penna e Linhares (2009) apontam que a exclusão de economias que não demonstram um crescimento em comum com os grupos identificados permite uma seleção apropriada dos grupos de convergência, reduzindo assim a possibilidade de se incorrer na Falácia de Galton.

Tabela 2 – Clubes identificados: características

Clube	Regiões	Nível do PIB pc em desvios da média	Clube vigente desde
Grupo 1 PR, MT	Sul (1) Centro Oeste (1)	Estados Ricos	2002
Grupo 2 MG, AM, MS	Sudeste (1) Norte (1) Centro Oeste (1)	Estados com PIB acima da média	2002
Grupo 3 SE, AC	Norte (1) Nordeste (1)	Estados com PIB abaixo da média	2002
Grupo 4 BA, RN, PE, PA	Nordeste (3) Norte (1)	Estados Pobres	2000
Grupo 5 CE, PB	Nordeste (2)	Estados Pobres	1999

Fonte: Elaborado pelos autores.

Algumas regularidades são importantes e merecem ser destacadas. Em geral, os clubes são compostos por poucos estados, exceto pelo formado por quatro membros. Do ponto de vista do crescimento econômico, isso quer dizer que a economia brasileira apresenta, internamente, diferentes fatores que condicionam bastante o crescimento dos estados. Tal resultado é coerente com a inexistência de componentes comuns no nível das cinco regiões. Assim, embora o cenário macroeconômico seja igual, variáveis como localização geográfica, nível tecnológico e educacional, qualidade da mão de obra, estrutura produtiva, nível de abertura econômica, dentre outras, são responsáveis por essa considerável diferenciação entre as Unidades Federativas. Outro ponto importante é que em geral os clubes formaram-se no mesmo período, com exceção dos dois clubes mais pobres, constituídos há mais tempo. Não obstante, há um componente espacial na formação dos clubes, coerente com a literatura empírica, com estados do Sul, Sudeste e Centro Oeste ocupando os clubes mais ricos que a média, enquanto os estados do Norte e Nordeste compõem os clubes mais pobres. Os gráficos a seguir permitem uma análise mais detalhada dos clubes de convergência.

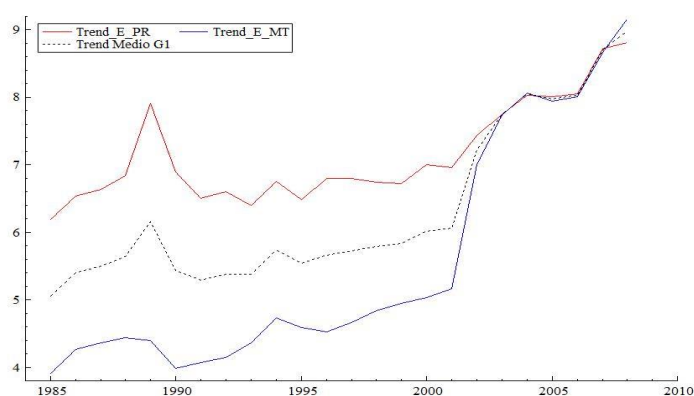


Figura 6 – Clube 1: PR e MT;

Fonte: Elaborado pelos autores.

O primeiro clube analisado é o composto por Paraná e Mato Grosso. Uma característica interessante desse clube é a estabilidade: o Paraná tem trajetória estável durante praticamente todo o período, enquanto o Mato Grosso convergiu para o mesmo patamar e a partir de então também apresentou desempenho estável.

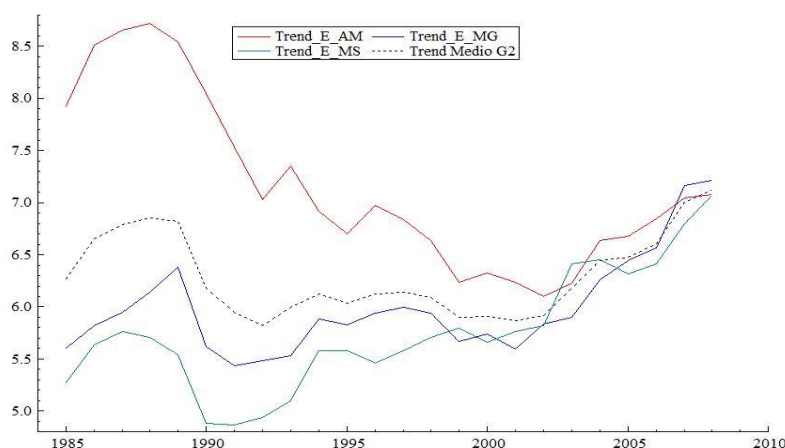


Figura 7 – Clube 2: AM, MS e MG;

Fonte: Elaborado pelos autores.

O segundo clube é composto por Amazonas, Minas Gerais e Mato Grosso do Sul, estados bastante heterogêneos, de regiões diferentes, mas que estão claramente convergindo. MG e MS apresentam trajetórias bastante semelhantes durante todo o período, enquanto o Amazonas passa a fazer parte do clube depois de um período de dez anos de diminuição do PIB per capita. Tal estado apresenta-se como uma exceção, representando a região Norte em um clube de crescimento acima da média em riqueza. Esse resultado já foi classificado como exceção em Gondim et. al. (2007), quando os autores apontam que a crescente convergência de renda per capita intra-regional é compatível com a hipótese de clubes de convergência regionais ou localmente distribuídos. Adicionalmente, salienta-se que tal clube tem relação com uma controvérsia empírica da literatura brasileira: a classificação de MG e AM como pertencentes a clubes ricos ou pobres, em relação à média. O resultado do presente artigo é compatível com o encontrado por Gondim et. al. (2007), que classificam os estados no clube de riqueza acima da média. De forma oposta, Penna e Linhares (2009) classificam MG e AM como integrantes do clube dos pobres, especulando que a diferença entre seus resultados e os encontrados por Gondim et. al. (2007) diz respeito ao recorte temporal utilizado¹⁴.

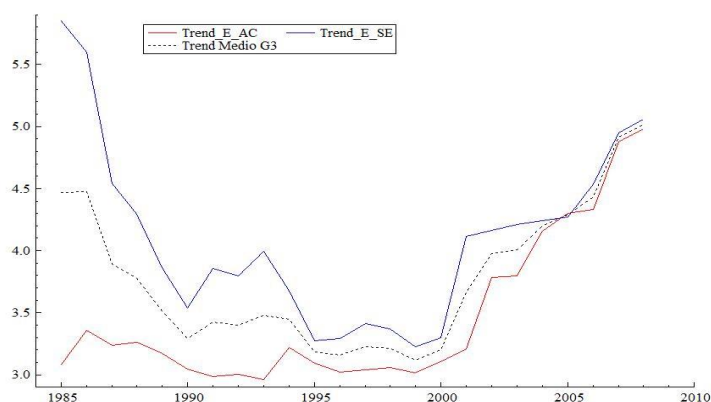


Figura 8 – Clube 3: AC e SE;

Fonte: Elaborado pelos autores.

Depois de caracterizar os clubes ricos, resta analisar aqueles com PIB per capita abaixo da média nacional. O terceiro clube é composto por Sergipe e Acre, tais economias experimentaram trajetórias econômicas diferentes até 1999, embora o clube só se configure formalmente a partir de 2002. Entre 1985 e 1999, enquanto o AC apresenta tendência de estabilidade, Sergipe tem uma forte tendência de queda em

¹⁴ Os autores argumentam que Gondim et. al. (2007) classificam os estados no clube rico porque consideram dados a partir da década de 70. O resultado encontrado no presente artigo enfraquece essa hipótese.

relação ao PIB per capita. De 2002 em diante, as economias caracterizam-se por trajetória ascendente e homogênea.

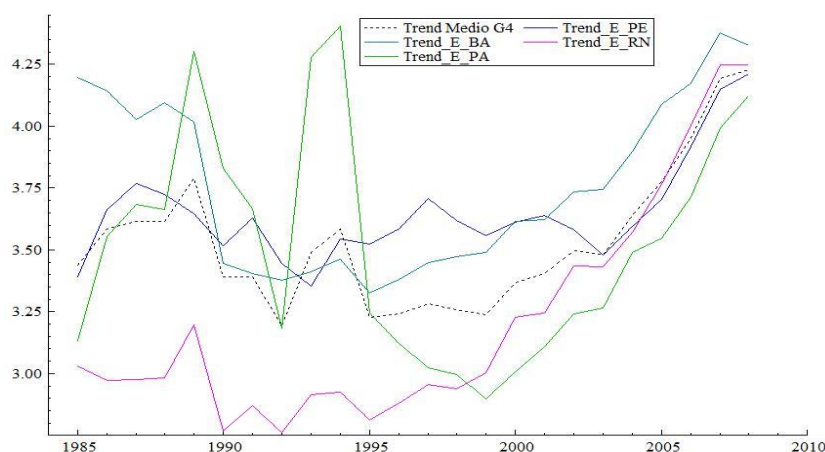


Figura 9 – Clube 4: BA, PA, PE e RN;

Fonte: Elaborado pelos autores.

O quarto clube é formado por Bahia, Rio Grande do Norte, Pernambuco e Pará. Trata-se do grupo com maior número de componentes, a maioria vinda da região Nordeste. Apesar de apresentar nível relativamente baixo de PIB per capita, pode-se analisar que a trajetória dos últimos anos é de consistente crescimento, de forma homogênea entre os quatro estados. Tal fato é similar ao verificado em relação ao terceiro clube e também ao quinto clube, exposto no gráfico a seguir.

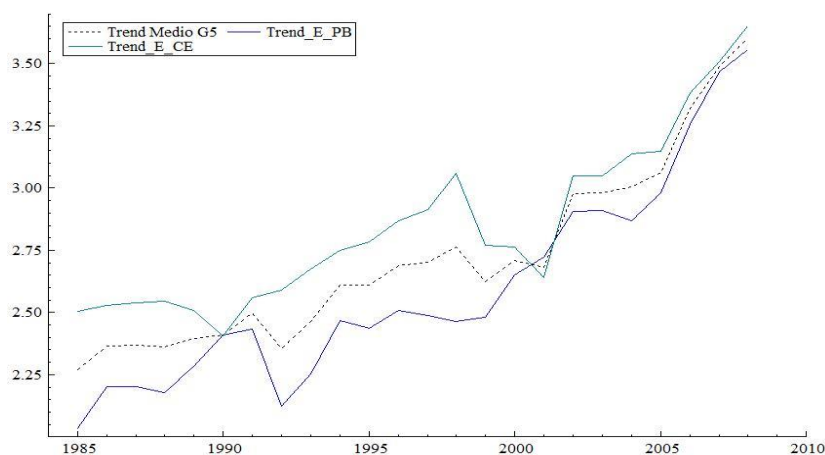


Figura 10 – Clube 5: PB e CE;

Fonte: Elaborado pelos autores.

O trabalho de Quah (1996) aponta para a formação de dois clubes, conforme já foi explicado anteriormente. A grande maioria dos trabalhos empíricos aplicados ao Brasil confirmou a formação destes dois clubes, através dos procedimentos metodológicos usuais. No presente artigo, apresentou-se uma metodologia diferenciada, embora coerente com os aspectos teóricos e metodológicos abordados por Quah. Como encontrou-se resultados em certa medida diferentes da literatura empírica, é necessário que se analise a questão com maior detalhe. Para auxiliar nesse aspecto, apresenta-se a seguir o gráfico com os cinco clubes obtidos, de forma simultânea.

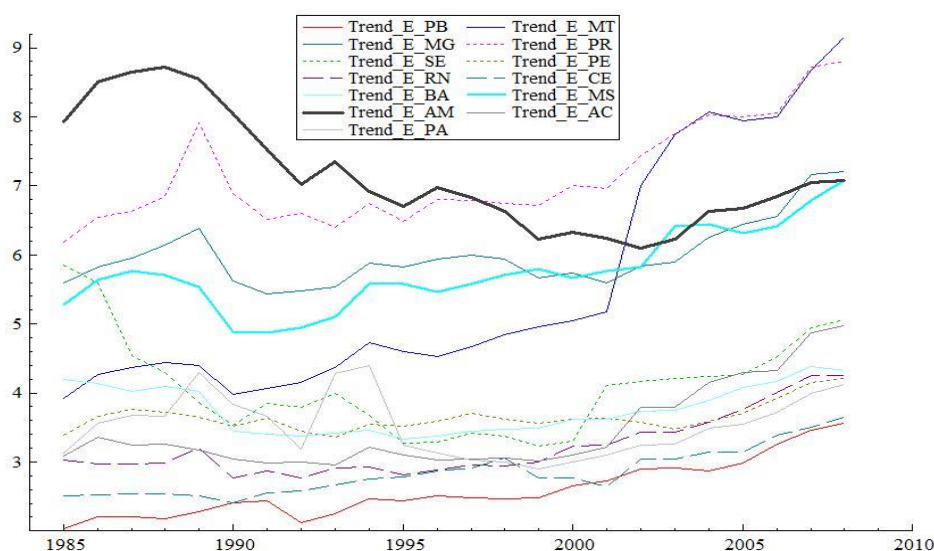


Figura 11 – Clubes de crescimento da economia brasileira;
Fonte: Elaborado pelos autores.

De início, é possível perceber que as diferenças não são tão significativas quanto poderia se esperar. Observa-se a clara distinção entre os dois grupos formados por estados ricos e os três grupos formados por estados pobres, ou seja, continua sendo respeitada a estratificação. O fato é que a metodologia proposta permite que sejam identificados com maior detalhamento os clubes, em relação à abordagem não paramétrica usualmente empregada. Tomando como exemplo a contradição dos resultados empíricos obtidos por Gondim et. al. (2007) e Penna e Linhares (2009) em relação aos estados MG e AM, e dado que a justificativa especulada por Penna e Linhares (2009) parece não se confirmar, é possível a leitura de que tal incongruência é indício de que talvez a formulação de apenas dois clubes de convergência não seja suficiente para entender o fenômeno regional brasileiro¹⁵.

. Com efeito, analisando-se a distribuição dos *trends* em 1985 e 2008, é razoável pressupor a existência de dinâmica bastante semelhante à bimodalidade defendida por Quah (1996) e verificada empiricamente para o Brasil, embora com a aparente formação de clubes menores dentro dos dois grandes grupos. Este resultado é novo e pode não ter sido captado até agora pelos problemas já referidos com a escolha do parâmetro de suavização h na estimação das funções densidade *Kernel*. Adicionalmente, conforme esperado pela literatura, os clubes apresentam um componente espacial claro, com estados do Sul, Sudeste e Centro Oeste compondo os clubes ricos; bem como estados do Norte e Nordeste compondo os clubes pobres. Gondim et. al. (2007) mostram que a principal forma pela qual a localização geográfica pode afetar os PIB(s) per capita é por meio de canais relacionados a *spillovers* de conhecimento, efeito de escala ou proximidade de centros produtores/consumidores, em detrimento de aspectos estritamente geográficos, como latitude, clima, etc.

5 CONCLUSÃO

Com o estudo das cinco regiões brasileiras, o resultado geral obtido é que as economias mantiveram suas posições relativas durante o período analisado, o que pôde ser observado através dos *trends* estocásticos estimados. Exceção feita à região Centro Oeste, que apresentou caráter convergente em direção ao Sul e Sudeste, fortemente influenciado pelo desempenho do Distrito Federal. Um resultado adicional interessante é que a única economia com trajetória de longo prazo diferente, justamente o Centro Oeste, apresentou diferenças significativas em relação ao componente cíclico de curto prazo. Enquanto as demais quatro regiões apresentaram ciclos com amplitude alta, o Centro Oeste apresentou um ciclo bastante suave, o que indica que a região esteve menos exposta às variações da política

¹⁵ Cabe lembrar também a já referida vulnerabilidade dos resultados obtidos através de uma função *Kernel* em relação à escolha da janela de vizinhança h . Trabalhos recentes publicados no Brasil aparentemente desconsideram essa questão.

macroeconômica brasileira. Por fim, as regiões não apresentaram ciclos ou tendências comuns, o que teria sido indicativo de que reagem da mesma forma aos cenários macroeconômicos vigentes no período, ou seja, o enfoque regional se justifica.

Em relação à identificação do processo de formação de clubes de crescimento, a análise estadual confirmou um resultado que já tinha se apresentado tanto na literatura empírica de referência, como na análise regional executada no próprio artigo: a formação de dois clubes na economia brasileira, um rico formado por economias do Sul, Sudeste e Centro Oeste; e outro pobre formado por economias do Norte e Nordeste. Contudo, a verificação da formação de clubes em nível estadual permitiu um entendimento mais detalhado da questão, chegando-se a conclusão de que nem todos os estados integram os clubes de crescimento referidos. Com efeito, foi possível ainda identificar um aspecto diferente da literatura empírica recente brasileira: não foram encontrados dois grandes clubes, mas grupos distintos dentro de cada um dos dois clubes considerados pela literatura.

Dentro do que costuma-se convencionar como o clube rico da economia brasileira, encontrou-se dois grupos bem definidos: o mais rico composto por Paraná e Mato Grosso, e outro formado por Minas Gerais, Amazonas e Mato Grosso do Sul. Em relação ao que costuma-se denominar como o clube pobre, encontrou-se três grupos distintos: um formado por Acre e Sergipe, outro mais numeroso formado por Bahia, Pará, Pernambuco e Rio Grande do Norte, e ainda um composto por Paraíba e Ceará. Cabe salientar duas coisas: a primeira é que a ocorrência de clubes com poucos integrantes não é algo inédito na literatura empírica sobre crescimento, e a segunda é que a formação de mais de dois clubes de crescimento também já foi verificada, inclusive no Brasil, embora o resultado teórico mais esperado seja a ocorrência dos chamados *Twin Peaks* de Quah. É importante observar que os demais estados, não descritos em nenhum dos cinco grupos, não apresentaram trajetórias díspares em relação aos clubes, apenas não foram aceitos como integrantes destes de acordo com os critérios metodológicos e empíricos ora estabelecidos. Na ocorrência de critérios menos rígidos, certamente mais estados seriam incluídos nos grupos analisados, o que não mudaria o resultado geral de bipolarização condicionada à localização regional.

Assim, foi possível concluir que existe na economia regional brasileira um processo de bipolarização em relação à produção per capita, algo que vem tornando-se mais evidente com o passar dos anos, embora o resultado geral, principalmente do ponto de vista agregado das cinco regiões, apresente grande regularidade nos últimos 20 anos, exceção já referida ao Centro Oeste. Aliás, a própria trajetória desta região evidencia a bipolarização existente, pois seu *trend* estocástico no início da amostra está no patamar das economias pobres, e no fim da amostra encontra justamente o patamar das economias ricas, ao invés de por exemplo situar-se em um ponto intermediário entre os dois extremos, o que descaracterizaria o resultado teórico proposto por Quah (1996). Por fim, vale salientar que há uma sinalização clara na literatura brasileira sobre crescimento de que as diferenças regionais existentes são geradas em alguma medida por diferenças na disponibilidade de capital humano entre as regiões, o que pode ser verificado em Barros (2011), dentre outros.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRADE, E.; LAURINI, M.; MADALOZZO, R.; PEREIRA, P. L. Vals. **Convergence clubs among Brazilian municipalities**. In: Economic Letters, 83, p. 179-184, 2004.
- ÁVILA, Rodrigo Peres de ; MONASTERIO, L. M. . **MAUP e a análise espacial: um estudo de caso para o Rio Grande do Sul**. Análise Econômica (UFRGS), v. 26, p. 239-265, 2008.
- AZZONI, C. R. et al. **Geography and income convergence among Brazilian states**. New York: Inter-American Development Bank, 2000.
- AZZONI, C. **Economic Growth and Regional Income Inequalities in Brazil**, Annals of Regional Science, 35(1): 133-152. 2001
- AZZONI, C., N. MENEZES-FILHO, T. MENEZES e R. SILVEIRA-NETO. **Geography and Regional Income Inequality in Brazil**, Research Networking paper r-395, Inter-American Development Bank, Research Department. 2001

- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. **Convergence**. In: Journal of Political Economy. V. 100, p. 223-51, Abril, 1992.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. In: **Economic growth**. Nova York: McGraw Hill, 1995.
- BARROS, A. R. **Desigualdades Regionais no Brasil: natureza, causas, origens e solução**. Editora Campus. 2011.
- BAUMOL, W. J. **Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show**. American Economic Review, v. 76, n.5, p.1072-85, 1986.
- BAROSSA-FILHO, M.; AZZONI, C. R. **A time series analysis of regional income convergence in Brazil**. Texto para Discussão, Nereus, 09-2003. 2003.
- BLANCHARD O. J. and S. FISCHER, **Lectures on Macroeconomics**. MIT Press, Cambridge Massachusetts. 1988
- CARVALHO, V. M.; HARVEY, A. C. **Growth, Cycles and Convergence in U.S. Regional Time Series**. In: Cambridge Working Papers in Economics. No. 0221, Cambridge University, 2002.
- CARVALHO, V. M.; HARVEY, A. C. **Convergence in the trends and cycles of euro-zone income**. In: Journal of Applied Econometrics. v. 20, p. 275-289. 2005
- COELHO, R. L. P.; FIGUEIREDO, L. **Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros**. In: Revista Brasileira de Economia, v. 61, p. 331-352, 2007.
- DAVIES, R. **Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative**. Biometrika 64, 247-254. 1977.
- DURLAUF, Steven N.; QUAH, Danny T. **The New Empirics of Economic Growth**. In Handbook of Macroeconomics Vol. 1, John B. Taylor and M. Woodford, eds., Amsterdam: North Holland, 1999
- DURLAUF, S.; JOHNSON, P. A.; TEMPLE, J. **Growth econometrics**. In: Handbook of Economic Growth, Edited by P. Aghion and S. Durlauf. Amsterdam:North-Holland, 2005.
- FAN, Jianqing; YAO, Qiwey. **Nonlinear Time Series: Nonparametric and Parametric Methods**. Springer, 2003.
- ELLERY JR.; FERREIRA, P. **Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros**. In: Revista de Econometria. v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.
- FERREIRA, A.. **Evolução recente das rendas per capita estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra**. Revista Econômica do Nordeste, 27(3):363–374. 1996
- FERREIRA, A.. **Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects**. Applied Economics, 32(4):479–489. 2000
- FERREIRA, A.; DINIZ, C. **Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil**. Revista de Economia Política, 15(4). 1995
- FERREIRA, A.; ELLERY JR., R.. **Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros**. Revista de Econometria, 16(1):83–104. 1996
- FRIEDMAN, M. **The quantity theory of money: a restatement**. In: FRIEDMAN, M. (Ed.). **Studies in the quantity theory of money**. Chicago: University of Chicago Press, 1956.
- FRIEDMAN, M. **Do old fallacies ever die?** In: Journal of Economic Literature, v. 30, p. 2129-2132, 1992.
- FUJITA, Masahisa.; KRUGMAN, Paul.; VENABLES, Anthony J. **Economia Espacial**. São Paulo: Futura, 2002.
- GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A. **O uso do núcleo estocástico para identificação de clubes de convergência entre estados e municípios brasileiros**. Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia. João Pessoa, PB. 2004
- 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.
- HARVEY, A. **Forecasting with Unobserved Components Time Series Models**. Faculty of Economics, University of Cambridge. 1989.
- HARVEY A.C.; BATES D. **Multivariate unit root tests and testing for convergence**. DAE Working Paper 0301, University of Cambridge. 2003

- JONES, C. I. **On the evolution of the world income distribution**. Journal of Economic Perspectives, 11(3):19–36. 1997
- LAURINI, M.; ANDRADE, E.; VALLS PEREIRA, P. L. **Income convergence clubs for Brazilian municipalities: a non-parametric analysis**. In: Applied Economics. v. 37, n. 18, p. 2099-2118, Oct. 2005.
- LUCAS, Robert. E. Jr. **On the mechanics of Economic Development**. In: Journal of Monetary Economics. v. 22, n. 1, p. 3- 42, 1988.
- MAGALHÃES, A. **Clubes de convergência no Brasil: Uma abordagem com correção espacial**. In: Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia 2001, Salvador. 2001.
- MAGRINI. **Regional (Di) convergence**. Handbook of Regional and Urban Economics, v. 4, p. 2741-2796, 2004.
- MANKIW, N. GREGOR. **A Quick Refresher Course in Macroeconomics**. In: Journal of Economic Literature. Vol. XXVIII, December, 1990, p. 1645-1 660, 1990.
- MONASTERIO, Leonardo M.; CAVALCANTE, Luis Ricardo. **Fundamentos do pensamento econômico regional**. In: CRUZ, Bruno de Oliveira *et al* (Orgs). **Economia regional e urbana: teorias e métodos com ênfase no Brasil**. Brasília: Ipea. P. 43-77, 2011.
- MONTEIRO, V.B.; PENNA, C.M.; CASTELLAR, L. I. **Formação de clubes de convergência e análise dos determinantes da taxa de crescimento econômico**. Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia (ANPEC), Salvador, BA. 2010.
- MOSSI, M. B.; AROCA, P.; FERNÁNDEZ, I. J.; AZZONI, C. R. **Growth dynamics and space in Brazil**. In: International Regional Science Review. v. 26, n. 3, p. 393-418, July, 2003.
- OLIVEIRA, Carlos Wagner A.; RODRIGUES, Waldery Jr. **Crescimento Econômico, Convergência de Renda e Elementos Espaciais**. In: CRUZ, Bruno de Oliveira *et al* (Orgs). **Economia regional e urbana: teorias e métodos com ênfase no Brasil**. Brasília: Ipea. P. 183-220, 2011.
- PENNA, C. M.; LINHARES F. C. **Convergência e Formação de Clubes no Brasil sob a Hipótese de Heterogeneidade no Desenvolvimento Tecnológico**. In: Revista Econômica do Nordeste - REN, Vol. 40, Nº. 4, 2009.
- PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. **Transition modeling and econometric convergence tests**. Econometric Society, v. 75, n. 6, p. 1771-1855, Nov. 2007.
- PÔRTO JÚNIOR, S. S. ; RIBEIRO, Eduardo Pontual. **Dinâmica de crescimento Regional - uma análise empírica para a região Sul**. Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza-CE, v. 31, p. 454-483, 2000.
- PÔRTO JÚNIOR, S. S. ; RIBEIRO, Eduardo Pontual. **Dinâmica espacial da renda per capita e crescimento entre os municípios da região nordeste do Brasil - uma análise markoviana**. Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 34, n. 03, p. 405-420, 2003.
- QUAH, D. **Empirical cross-section dynamics in economic growth**. In: European Economic Review, v. 37, n. 2/3, p. 426-434, April 1993.
- QUAH, D. **Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis**. The Scandinavian Journal of Economics, 95, p.427-443. 1993b
- QUAH, D. **Empirics for economic growth and convergence**. In: European Economic Review, v. 40, p.1353-1375, 1996.
- QUAH, D. **Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics**, The Economic Journal, 106, 1045–55. 1996b
- QUAH, D. **Empirics for growth and distribution: stratification, polarization and convergence clubs**. In: Journal of Economic Growth, v. 2, n. 1, p. 27-59, March 1997.
- QUAH D.; SIMPSON H. **Spatial cluster empirics**, London School of Economics, Working Paper Series. 2003
- RESENDE, G. M., **Multiple dimensions of regional economic growth: The Brazilian case, 1991–2000**. Papers in Regional Science, 90: 629–662, 2011.
- ROMER, P. M. **Increasing returns and long-run growth**. In: Journal of Political Economy, n. 90, p. 1002-1037, 1986.
- ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 3ª edition. McGraw-Hill/Irwin. 2006.

SOLOW, R. M. **A contribution to the theory of economic growth**. In: Quarterly Journal of Economic, n. 70, p. 65-94, 1956.

TROMPIERI; LINHARES; CASTELAR. **Convergência de renda dos estados brasileiros: uma abordagem em painel dinâmico com efeito threshold**. In: ANAIS DO XXXVI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC), Salvador, 2008.

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