

FORMAÇÃO DE CLUBES DE CONVERGÊNCIA E ANÁLISE DOS DETERMINANTES DA TAXA DE CRESCIMENTO ECONÔMICO

Vitor Borges Monteiro

Universidade Federal do Ceará (Campus Sobral)

Christiano Modesto Penna

Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC)

Luiz Ivan de Melo Castelar

Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC)

RESUMO

As evidências empíricas obtidas na seção 2 deste trabalho sustentam a formação de 10 clubes de convergência para uma amostra de 112 países com dados do PIB per capita de 1980 a 2014 através da metodologia Phillips e Sul (2007). Identificados os clubes e estimado um painel para verificar o impacto de variáveis macroeconômicas na dinâmica da taxa de crescimento econômico através do modelo Arellano e Bond (1991), evidenciou-se: i) A inflação impacta a taxa de crescimento de forma negativa, com efeito maior para clubes que convergem para um nível de renda per capita mais elevado; ii) As importações como proporção do PIB possuem relação positiva com a taxa de crescimento da renda per capita para os países pertencentes a clubes intermediários, e efeito negativo para os clubes do extremo; iii) As exportações como proporção do PIB possuem efeito positivo para todos os clubes, porém é mais acentuado para clubes que convergem para um nível de renda mais baixo e; iv) As reservas internacionais possuem efeito positivo para clubes que convergem para elevados níveis de renda e efeito negativo para os clubes que convergem para baixos níveis de renda.

Palavras-chave: Crescimento Econômico, Clubes de Convergência, Painel Dinâmico

ABSTRACT

The empirical evidence obtained in section 2 of this paper support the formation of 10 clubs of convergence for a sample of 112 countries with per capita GDP data from 1980 to 2014 using the Phillips and Sul methodology (2007). Logged clubs and estimated a panel to investigate the impact of macroeconomic variables in the dynamics of economic growth rate through the Arellano and Bond model (1991) showed that: i) Inflation impacts the growth rate negatively, with effect greater for clubs that converge to a higher level of per capita income ii) imports as a proportion of GDP have positive relationship with the growth rate of per capita income for the countries belonging to clubs intermediaries, and a negative effect for other clubs iii) Exports as a proportion of GDP have a positive effect for all clubs, but is more pronounced for clubs that converge to a lower level of income and iv) international reserves have a positive effect for clubs that converge to high levels of income and a negative effect on clubs that converge to low levels of income.

Key-words: Economic Growth, Convergence Clubs, Dynamic Panel.

Área: 05

Classificação JEL: C23, C61, O49

1. Introdução

Os recentes estudos com enfoque em crescimento econômico têm se preocupado com a importante análise de formação de clubes de convergência, isto porque existe heterogeneidade entre as economias e, mesmo no longo prazo, não seria viável admitir que todas as diferenças seriam minimizadas e todas as economias convergiriam para um mesmo estado estacionário. A corrente que defende a formação de clubes de convergência vem crescendo, pois existem implicações relevantes sobre o processo de crescimento e desenvolvimento de regiões e sobre a forma como políticas públicas atuam neste processo.

Considerando a formulação inicial da dinâmica de crescimento de Solow, os primeiros trabalhos que testam a hipótese de convergência utilizam uma regressão *cross-section* e evidenciam a veracidade de tal hipótese. Sabe-se que o modelo neoclássico de crescimento econômico assume taxas de poupança exógenas e uma função de produção baseada em retornos marginais decrescentes associados ao estoque de capital, além de retornos constantes de escala. Tais hipóteses apontam para uma tendência de convergência de renda *per capita* entre as regiões, quando, no longo prazo, os países estariam todos caminhando para um mesmo nível de *steady-state*, com países mais pobres crescendo a uma taxa mais rápida que os mais ricos.

Grande parte dos estudos sobre convergência de renda foi realizada a partir das idéias iniciais discutidas em Barro (1991) e Barro e Sala-i-Martin (1992). Com base no modelo de Solow (1956), formularam e definiram os conceitos de σ -convergência e β -convergência absoluta e condicional. Na investigação empírica, encontraram evidências apenas para β -convergência absoluta. 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. Entretanto, há um consenso que consiste na evidência da 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).

Diversas críticas surgiram à teoria de β -convergência, alegando que por esta ser baseada em regressões de corte transversal, estaria assumindo que o coeficiente estimado seria igual para todas as economias. Além disso, Friedman (1992) e Quah, (1993) levantaram o problema que é conhecido como “Falácia de Galton”, onde o coeficiente negativo, que na teoria de β -convergência é necessário para que haja convergência, pode não significar que esteja ocorrendo, e sim representar um sintoma de uma regressão à média.

Desenvolveu-se, portanto, outras formas de se medir convergência entre as diferentes regiões. Um método que passou a ser muito utilizado foi o introduzido por Quah (1993) e é baseado na matriz de transição de *Markov*. Para 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. Deste modo, os resultados com base em regressões com dados de corte transversal poderiam estar sendo influenciados pela Falácia de Galton.

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 a uma seção transversal vir melhorando sua posição relativa e, ao mesmo tempo, ocorrerem reversões em um determinado ponto do tempo.

Outros trabalhos foram desenvolvidos na linha de métodos não-paramétricos como o artigo de Durlauf e Johnson (1995), que utiliza o procedimento de *regression tree* e encontra quatro grupos de países com dinâmicas de crescimento totalmente diferentes.

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.

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.

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.

Outra metodologia que surge neste cenário é implementada por Phillips e Sul (2007), 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.

O progresso tecnológico, considerado um bem público e que desenvolve-se 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.

No presente trabalho, busca-se avançar na literatura de crescimento econômico ao propor uma análise de formação de clubes convergência sob a ótica da metodologia de Phillips e Sul (2007), bem como analisar os fatores que determinam o crescimento em cada clube. Através de um painel dinâmico como proposto por Arrelano-Bond (1991) irar-se-á estimar o impacto de variáveis como inflação,

importação e exportação como proporção do PIB e reservas internacionais sobre a taxa de crescimento econômico dentro de cada clube.

Além desta introdução, a seção dois consiste em abordar a metodologia Phillips e Sul (2007), bem como a sua análise empírica. Na seção três o enfoque será a modelagem econométrica para através de um painel dinâmico para estimar os impactos de algumas variáveis sobre a taxa de crescimento econômico. Por fim, a conclusão.

2. Formação dos Clubes de Convergência

Esta seção consiste em identificar possíveis clubes de convergência de PIB per capita. A metodologia utilizada foi proposta por Phillips e Sul (2007). 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. A idéia por trás desta metodologia é a de que cada clube possui uma tendência de crescimento de longo prazo associada a um determinado padrão de tecnologia que é comum entre as unidades *cross-section*, entretanto, cada unidade participante do clube contribui e absorve tecnologia de modo idiossincrático.

Com base nesta proposta, Phillips e Sul (2007) formalizam um teste semi-paramétrico capaz de identificar quais unidades podem vir convergindo para esta tendência de longo prazo de um dado clube. Uma discussão mais detalhada desta metodologia é exposta a seguir.

2.1 Metodologia Phillips e Sul (2007)

Seja X_{it} um painel de dados contendo o pib *per capita*, onde $i = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$ denotam, respectivamente, as unidades *cross-section* e o tempo. Usualmente, X_{it} é decomposto em dois componentes, um sistemático, a_{it} , e um transitório, g_{it} , ou seja,

$$X_{it} = a_{it} + g_{it} \quad (1)$$

A estratégia empírica de Phillips e Sul (2007) foi a de se modelar o painel de dados de modo que os componentes comuns e idiossincráticos pudessem ser distinguidos, ou seja,¹

$$X_{i,t} = a_{i,t} + g_{i,t}t = \left(\frac{a_{i,t} + g_{i,t}t}{\mu_t} \right) \mu_t = b_{i,t} \mu_t, \quad (2)$$

onde μ_t é um componente que determina a trajetória de longo prazo, ou seja, uma trajetória comum de crescimento do pib *per capita* e $b_{i,t}$ é um elemento idiossincrático que varia no tempo capaz de mensurar os efeitos individuais de transição. Deste modo, poderia se idealizar $b_{i,t}$ como a trajetória de transição individual de i , dado o seu deslocamento em torno da trajetória comum, μ_t .

¹ Apesar da análise inicial de Phillips e Sul (2007) ser focada na convergência de renda per capita entre países, os próprios autores sugerem num *mimeo* [“*Transition Modeling and Econometric Convergence Tests*”, Phillips e Sul (2006)] que esta estratégia empírica pode ser empregada na análise do preço de ações e realizam uma breve análise do processo de convergência do preço de 100 *blue chips* listadas na Bolsa de NY.

Nestes termos, seria possível se testar convergência de longo prazo (quando $t \rightarrow \infty$) sempre que a heterogeneidade não observada se dissipe, ou seja, sempre que $g_{i,t} \rightarrow g_i$. Inferências sobre o comportamento de $b_{i,t}$ não são possíveis sem a imposição de alguma restrição em sua dinâmica, pois o número de parâmetros desconhecidos em $b_{i,t}$ é igual ao número de observações; uma alternativa para modelar os elementos de transição, $b_{i,t}$, vem da construção de um coeficiente de transição relativo, $h_{i,t}$, definido como:

$$h_{i,t} = \frac{\hat{x}_{i,t}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{x}_{i,t}} = \frac{b_{i,t}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N b_{i,t}}, \quad (3)$$

onde $\hat{x}_{i,t}$ representa o pib *per capita* sem o componente de ciclos econômicos.²

Sendo assim, as curvas traçadas por $h_{i,t}$ definem uma trajetória de transição relativa e, ao mesmo tempo, mensuram o quanto pib *per capita* 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 admite 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

$$\sigma_t^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{i,t} - 1)^2 \rightarrow 0 \text{ quando } t \rightarrow \infty. \quad (4)$$

Com base nesta modelagem, Phillips e Sul (2007) desenvolveram uma análise de convergência baseada no que denominaram teste $\log t$. Os autores propõem a seguinte forma semi-paramétrica para se modelar os coeficientes de transição assumindo que os mesmos são tendências estocásticas lineares e permitindo-se heterogeneidade entre economias ao longo do tempo:

$$b_{i,t} = b_i + \frac{\sigma_i \xi_{i,t}}{L(t)t^\alpha}, \quad (5)$$

onde $L(t)$ é uma função *slowly varing* (SV), crescente e divergente no infinito; $\xi_{i,t} \sim i.i.d(0,1)$, 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 $b_{i,t} \rightarrow b_i$ para todo $\alpha \geq 0$, ou seja, sempre haverá convergência se $b_{i,t} \rightarrow b_i$ para todo $\alpha \geq 0$ e divergência caso contrário. Com efeito, têm-se duas condições para convergência do modelo:

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

² Na prática, a variável utilizada pode ser descrita como $\log y_{i,t} = b_{i,t} \cdot \mu_t + \kappa_{i,t}$, 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.

Ou seja, é possível estabelecer um teste da hipótese nula de convergência contra hipóteses alternativas de não-convergência. Tal teste é baseado nas seguintes hipóteses:

$$\begin{array}{l} \text{Hipótese nula} \\ \text{Hipóteses alternativas} \end{array} \quad \begin{array}{l} H_0 : b_i = b \quad \& \quad \alpha \geq 0 \\ \left\{ \begin{array}{l} H_{A1} : b_i = b, \forall i \quad \& \quad \alpha < 0 \\ H_{A2} : b_i \neq b, \text{ para algum } i \quad \& \quad \alpha \geq 0 \text{ ou } \alpha < 0 \end{array} \right. \end{array} \quad (6)$$

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:

$$H_A : b_{it} \rightarrow \begin{cases} b_1 \text{ e } \alpha \geq 0 \text{ se } i \in G_1 \\ b_2 \text{ e } \alpha \geq 0 \text{ se } i \in G_2 \end{cases} \quad (6')$$

A regressão para se testar (6) supondo $L(t) = \log t$ é baseada na seguinte regressão:

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log[L(t)] = \beta_0 + \beta_1 \log t + u_t \quad \text{para } t = T_0, \dots, T \quad , \quad (7)$$

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

Sob hipótese nula, os coeficientes de (7) podem ser testados com base num teste t unilateral, robusto a auto-correlação e heterocedasticidade. Para um nível de 5%, por exemplo, a hipótese nula de convergência deve ser rejeitada se $t_{\hat{\beta}_1} < -1,65$.

Phillips e Sul também sugerem que a regressão (7) seja realizada após se descartar uma fração amostral. Após extensivas simulações de Monte Carlo, estes autores sugerem que (7) deva ser regredida após se cortar, aproximadamente, um terço das observações iniciais. A fração $r = 0.3$ foi encontrada através de extensivas simulações de Monte Carlo e os resultados destas simulações sugerem que tal fração é a ideal em termos de tamanho e poder.

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 divergência de alguns membros do painel e/ou a formação de clubes de convergência. Neste contexto, um algoritmo que aplique seqüencialmente o teste $\log t$ permite a identificação de clubes de convergência sem que se recorra às usuais características observáveis que condicionem o devido agrupamento deste clube. O algoritmo é descrito a seguir:

- I) Ordenam-se os pib *per capita* de acordo com o período final;
- II) Selecionam-se as k primeiras economias com maior pib *per capita*, formando um sub-grupo G_k para algum $2 \leq k < N$. Estima-se a regressão $\log t$ e calcula-se a estatística de convergência $t_k = t(G_k)$ para este sub-grupo. Escolhe-se um grupo formado por k^* economias tal que t_k seja maximizado sobre k de acordo com a condição: $k^* = \arg \max_k \{t_k\}$ sujeito a $\min \{t_k\} > -1,65$.³ Se a condição $\min \{t_k\} > -1,65$

³ A condição $\min \{t_k\} > -1,65$ retrata o nível de significância da análise, 5%.

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

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

IV) Forma-se um segundo grupo com as economias cuja regra de fixação falha no passo 3; estima-se a regressão $\log t$ e se verifica se $t_{\hat{\beta}} > -1,65$, 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, não convergem para um patamar comum.

2.2. Análise Empírica:

Os procedimentos descritos acima são aplicados a um painel de dados de 112 países. Basicamente os países que não foram incluídos na amostra referem-se aqueles que compunham a antiga União Soviética e, portanto, não possuindo dados desde 1980 para este grupo de países, como também algumas outras economias que por motivos diversos estavam com dados incompletos na fonte de dados - Fundo Monetário Internacional (FMI). Aqui foi utilizado o log do pib *per capita* e a base completa aborda o período de 1980 até 2014⁴. Inicialmente, testa-se a convergência global do pib *per capita* através da equação (7)⁵. Os resultados indicam uma estimativa de β_1 igual a -0.54862, com respectiva estatística $t_{\hat{\beta}_1}$ de -29.55362. Já que $t_{\hat{\beta}_1} < -1,65$, rejeita-se a hipótese nula de convergência global. Ou seja, os pibs *per capita*s não estão convergindo para um determinado nível de renda comum. 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 que o pib *per capita* de um grupo de economias esteja convergindo.

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 $c^* = 0$. O algoritmo prossegue adicionando economias ao núcleo e finda por identificar o primeiro clube; este primeiro clube é formado por Austrália, Áustria, Bahrain, Botsuana, Canadá, China, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Guiana, Iceland, Irlanda, Coreia, Holanda, Oman, Singapura, Suíça, Trindade e Tobago, Suíça, Estados Unidos e Inglaterra. Depois disto, testa-se a hipótese de que as economias remanescentes formam um segundo grupo de convergência; como se obtém $t_{\hat{\beta}_1} = -0.588 < -1,65$, esta hipótese deve ser rejeitada. Mais uma vez, abre-se espaço para a

⁴ Utiliza-se dados do Fundo Monetário Internacional e suas previsões até 2014 para todas as economias.

⁵ $\log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log(\log t) = \beta_0 + \beta_1 \log t + u_t$ para $t = T_0, \dots, T$

formação de novos sub-clubes. A análise sugere a formação de 10 clubes de convergência. Uma síntese das estimativas é organizada no quadro 1, a seguir.

QUADRO 1 – CLUBES DE CONVERGÊNCIA IDENTIFICADOS

	<i>CONST</i>	<i>T-CONST</i>	<i>LOGT</i>	<i>T-LOGT</i>	<i>T-REST</i>
1º Clube: <i>Austrália, Áustria, Barein, Botsuana, Canadá, China, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Guiana, Islândia, Irlanda, Coreia, Holanda, Oman, Singapura, Suíça, Trindade e Tobago, Inglaterra, Estados Unidos</i>	-2,730	-19,201	0,474	10,728	-25,712
2º Clube: <i>Chile, Ciprus, Republica Dominicana, Grécia, Iran, Israel, Japão, Kwite, Malásia, Maurício, Nova Zelândia, Panamá, Espanha, Tunísia, Uruguai</i>	-2,015	-15,742	0,094	2,295	-23,475
3º Clube: <i>Antigua e Barbuda, Argentina, Bahamas, Barbados, Bulgária, Costa Rica, Fiji, Gabão, Grenada, Hungria, Índia, Jordânia, Líbia, Maldivas, México, Marrocos, Moçambique, Peru, Portugal, São Vicente e Grenada, Seychelles, África do Sul, Suriname, Tailândia, Turquia, Venezuela</i>	-2,056	-15,467	0,173	4,071	-20,899
4º Clube: <i>Brasil, Egito, Indonésia, Nigéria, São Cristovão e Nevis, Sri Lanka, Suazilândia,</i>	-2,419	-13,107	0,209	3,537	-20,925
5º Clube: <i>Bangladesh, Colômbia, Dominica, Equador, El Salvador, Santa Lúcia, Sudão, Síria</i>	-2,212	-11,448	0,045	0,729	-23,644
6º Clube: <i>Congo, Gana, Jamaica, Paquistão, Paraguai, Filipinas</i>	-2,681	-16,321	0,325	6,177	-25,483
7º Clube: <i>Benin, Bolívia, Camarões, Costa do Marfim, Gâmbia, Honduras, Quênia, Lesoto, Mali, Maurítânia, Nepal, Papua Nova Guiné, Ruanda, Senegal, Uganda</i>	-2,337	-14,265	0,210	4,009	-34,036
8º Clube: <i>Malawi, Nicarágua, Zâmbia</i>	-1,661	-16,790	0,046	1,458	-41,152
9º Clube: <i>Madagascar, Níger, Ilhas Salomão</i>	-4,157	-7,972	-0,134	-0,803	-41,542
10º Clube: <i>Serra Leoa, Togo</i>	-12,794	-2,987	2,451	1,789	-90,303

Fonte: Cálculos dos autores

3. Fatores Determinantes do PIB per capita

3.1 Abordagem Econométrica

Com intuito de verificar a relação de algumas variáveis macroeconômicas com a trajetória do PIB *per capita* precisa-se, inicialmente, agrupar as informações por clube de convergência, desta forma, obtêm-se 10 dados em painel, com diferentes unidades *cross-section*, devido cada clube possuir um número de países diferente do outro.

Conforme Baltagi (2005), muitas relações econômicas são intrinsecamente dinâmicas, definidas a partir da interação contínua dos seus mecanismos internos de ajustamento. Essa proposição geral é certamente válida quando se analisa o processo de crescimento econômico. No âmbito da análise empírica, o uso de dados em painel, em si, possibilita ao pesquisador um melhor entendimento desse caráter dinâmico, em face uma análise *cross-section*. Esse entendimento é ainda mais preciso quando a natureza dinâmica do processo é explicitamente modelada. Em econometria, os modelos dinâmicos de dados em painel são definidos pela presença da variável dependente defasada (em *lags*) dentre os regressores. A consideração explícita do elemento dinâmico permite controlar para a possível existência de correlação entre os valores passados da variável dependente e os valores contemporâneos das demais variáveis explicativas. Isso porque os valores defasados da variável dependente captura o efeito das variáveis omitidas, deixando os parâmetros das demais variáveis capturarem apenas o seu efeito. Vale lembrar que dentre as hipóteses do modelo clássico de regressão, admite-se a ausência de correlação das variáveis explicativas com o termo de erro, tomando assim as variáveis explicativas exógenas.

Contudo, a hipótese da exogeneidade das variáveis explicativas, muitas vezes é infringida, tornando impróprio o método de estimação por mínimos quadrados. Os estimadores tornam-se enviesados e não convergentes assintoticamente (Wooldridge, 2000). Vários motivos podem ser identificados como causadores da não exogeneidade das variáveis explicativas (ou endogeneidade), entre eles: i) simultaneidade; ii) erro de medida e; iii) omissão de variável.

Suponha o modelo $y_{1i} = b_0 + b_1 y_{2i} + b_2 x_{1i} + u_i$. Suspeita-se que y_{2i} seja endógena, ou seja, $Cov(y_{2i}, u_i) \neq 0$, utiliza-se o método de estimação em dois estágios por variáveis instrumentais (Z_i) para eliminar tal problema. Este método consiste em encontrar instrumentos (variáveis exógenas) que estão altamente correlacionados com a variável explicativa endógena mas não correlacionados com o termo de erro da equação. Espera-se que os instrumentos possam capturar os movimentos da variável endógena não correlacionados com o termo de erro. Isso é possível através de uma regressão auxiliar, $\hat{y}_{2i} = \hat{\pi}_0 + \hat{\pi}_1 x_{1i} + \hat{\pi}_2 z_{1i}$. Note que o problema da endogeneidade estaria resolvido se $Cov(\hat{y}_{2i}, u_i) = 0$. Neste caso, o resíduo da regressão auxiliar, v_i , captura os movimentos de y_{2i} que sejam correlacionados com u_i , $Cov(v_i, u_i) \neq 0$.

Na presente análise o motivo da endogeneidade consiste na omissão de variável(eis). O PIB *per capita* pode ser explicado por diversas variáveis. A inclusão de apenas 4 (quatro) variáveis (importação, exportação, inflação e reservas) poderia gerar uma correlação com o termo de erro, que por sua vez, estaria capturando o efeito das variáveis omitidas. Não obstante, conforme já discutido, o crescimento econômico possui uma característica dinâmica, isso deve ser considerado para melhor especificar o modelo. A variável dependente defasada utilizada como variável explicativa captura o efeito dinâmico do processo, além de capturar o efeito das variáveis omitidas. Entretanto, chama para si a endogeneidade, pois se o efeito dinâmico não for explicado por um processo Ar(1), a má especificação estará, certamente, no termo de erro, que por sua vez estará correlacionado com a variável dependente defasada.

Existe uma ampla literatura que trata da estimação de modelos dinâmicos com dados em painel. Uma importante referência nesse contexto consiste na abordagem proposta por Arellano e Bond (1991). Esses autores desenvolveram um procedimento de estimação linear via método dos momentos generalizado (GMM) que utiliza os sucessivos valores defasados das variáveis endógenas como instrumentos para a primeira diferença dessas variáveis. Contudo, existe um problema imediato com a utilização de uma abordagem do tipo *pooled OLS* para a estimação do modelo dinâmico aqui considerado. Por construção, a variável dependente defasada é positivamente correlacionada com o efeito fixo que, por sua vez, é parte do componente de erro do modelo, dando origem a um viés dinâmico do estimador. Em particular, esse elemento de endogeneidade tende a gerar uma sobre-estimação do

coeficiente associado ao componente dinâmico, atribuindo a ele um poder preditivo que na realidade pertence aos efeitos individuais não observados.

A regressão estimada neste trabalho tem como base a seguinte especificação geral:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha y_{i,t-1} + X_{it} \beta + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \mu_i + v_{it} \\ E(\mu_i) &= E(v_{it}) = E(\mu_i v_{it}) = 0 \end{aligned} \quad (1)$$

Onde, X_{it} é um vetor de variáveis explicativas de dimensão $1 \times K$ e β o vetor de coeficientes, $K \times 1$, associado a esses regressores. O componente de erro do modelo, ε_{it} , é composto por dois elementos ortogonais: um componente aleatório idiossincrático v_{it} e efeitos individuais fixos constantes no tempo, μ_i .

No que tange à análise assintótica, essa correlação entre uma variável explicativa e o erro viola uma condição necessária para a consistência do estimador de mínimos quadrados ordinários. Uma possível saída para o problema consiste em transformar os dados de modo a eliminar o efeito fixo. Um procedimento usual nesse sentido, incorporado por Arellano-Bond (1991), utiliza como ponto de partida a transformação em primeira diferença.

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \Delta X_{it} \beta + \Delta v_{it} \quad (2)$$

Contudo, pode-se observar que, realizada a transformação, a variável dependente defasada apresenta ainda um componente endógeno, tendo em vista, por definição, sua correlação com termo $v_{i,t-1}$. Além disso, faz-se necessário considerar a potencial endogeneidade dos demais regressores do modelo. Nesse contexto, a solução geral consiste na utilização de variáveis instrumentais.

O enfoque desenvolvido por Arellano e Bond utiliza os valores em *lags* de $y_{i,t-1}$ como instrumentos para $\Delta y_{i,t-1}$ sob a hipótese de que não existe correlação serial em v_{it} . Satisfeita essa condição, $y_{i,t-2}$ é matematicamente relacionado com $\Delta y_{i,t-1}$ e, ao mesmo tempo, não-correlacionado com o erro em primeira diferença $\Delta v_{it} = v_{it} - v_{i,t-1}$. A medida em que o painel avança no tempo, sucessivos *lags* podem ser incorporados, gerando assim um sub-conjunto de instrumentos válidos para cada período disponível. O mesmo princípio básico se aplica no caso dos demais regressores considerados como potencialmente endógenos, observada a necessária exogeneidade dos *lags* utilizados como instrumentos com relação ao distúrbio residual diferenciado. Supondo que esses regressores sejam predeterminados, com $E(x_{it} v_{is}) \neq 0$ para $s < t$, o conjunto de instrumentos válidos para uma dada unidade de *cross-section* ($i=1, \dots, N$) pode ser delimitado como:

$$z_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}, x'_{i1}, x'_{i2}] & \cdot & \cdot & & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot \\ 0 & \cdot & \cdot & [y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}, x'_{i1}, \dots, x'_{i,T-1}] & \cdot \end{bmatrix}$$

Utilizando essa notação, a matriz de instrumentos no painel é definida por $Z = [Z'_1, \dots, Z'_N]'$ e as condições de momento exploradas pelo estimador *difference GMM* de Arellano-Bond assim descritas:

$$\begin{aligned} E[y_{i,t-s} \cdot (v_{it} - v_{i,t-s})] &= 0, & s \geq 2, t=3, \dots, T \\ E[x_{i,t-s} \cdot (v_{it} - v_{i,t-s})] &= 0, & s \geq 1, t=3, \dots, T \end{aligned}$$

Blundell e Bond (1998) observam, contudo, que, sobretudo em casos de acentuada persistência nas séries de tempo, os níveis passados de uma variável tendem a ser pouco informativos quanto às suas variações futuras. Nesse sentido, desenvolveram uma abordagem alternativa para o problema do viés dinâmico, anteriormente descrito, introduzida por Arellano e Bover (1995). Ao invés de transformar os dados, essa abordagem instrumentaliza $y_{i,t-1}$ (e demais regressores endógenos) com variáveis supostamente ortogonais ao efeito fixo. Em termos mais precisos, a idéia consiste em utilizar os sucessivos valores da primeira diferença como instrumentos para a variável em nível sob a hipótese de exogeneidade das diferenças com relação ao erro composto $\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$, em (1). Assim, ao contrário de Arellano e Bond (1991), esse enfoque utiliza instrumentos em primeira diferença para a equação de regressão em nível.

3.2 Base de Dados

Utilizando a metodologia de Phillips e Sul (2007) foi possível identificar a formação de 10 clubes de convergência, ou seja, existem 10 grupos de países, entre os 112 países investigados, com séries de PIB *per capita* do FMI de 1980 a 2014, que convergem para uma mesma tendência comum dentro de cada grupo. Pode-se dizer também, dentro de uma linguagem de teoria econômica, como discutido na introdução, que os países convergem para um estado estacionário dentro de seu clube.

A próxima investigação empírica preocupa-se em identificar como algumas variáveis macroeconômicas interferem na trajetória do PIB *per capita* de cada clube de convergência. Para tanto, utiliza-se apenas informações de 1980 a 2007, devido à inexistência de previsão até 2014 das séries. As variáveis utilizadas serão importação como proporção do PIB (IMPORT_PIB), exportações como proporção do PIB (EXPORT_PIB), Taxa de Inflação (INFLAÇÃO) e taxa de variação das reservas internacionais (RESERVAS). Os dados foram obtidos no Fundo Monetário Internacional (FMI).

3.3 Resultados

A metodologia de Arellano e Bond consiste na utilização do método de momentos generalizados (GMM) para a estimação do modelo em primeira diferença, utilizando-se todas as defasagens possíveis como instrumento para a variável defasada. Para variáveis endógenas, seus níveis defasados duas ou mais vezes são utilizados como variáveis instrumentais, e para pré-determinadas, seus níveis são defasados uma vez. Dessa forma, este método busca utilizar toda a informação contida na amostra na construção do conjunto de variáveis instrumentais, ao mesmo tempo em que se elimina o efeito específico não observável, permitindo então a estimação.

Uma hipótese crucial para este método é de que os erros não são correlacionados. Esta hipótese é necessária para que as condições de ortogonalidade utilizadas para identificar as VI sejam válidas.

Arellano e Bond propõem dois testes para analisar a validade da hipótese de inexistência de correlação serial. Se a hipótese acima é verdadeira, a aplicação da primeira diferença deve gerar um processo de média móvel de ordem 1, um MA(1). Entretanto, todos os resíduos transformados após a primeira diferença devem ter covariância zero, de forma que defasagens maiores ou iguais a 2 períodos tornam-se instrumentos válidos. Então, sob a hipótese nula de existência de correlação serial nos resíduos, espera-se não rejeitar a correlação serial de 1ª ordem mas rejeitar a de 2ª ordem.

Note que o grau de persistência do processo AR(1) pode gerar viés para baixo na precisão da estimativa do coeficiente autoregressivo. Blundell e Bond (1998) concluem que o viés é significativo quando este coeficiente é maior do que 0,8, e sugerem que em processos com esta característica outros métodos de estimação deveriam ser utilizados.

Para a determinação do conjunto de variáveis que podem interferir na dinâmica da taxa de crescimento econômico segue o modelo econométrico:

$$g_{it} = \beta_0 + \beta_1 g_{i,t-1} + \beta_2' X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Onde a taxa de crescimento g_{it} é definida por $g_{it} = \ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{it}}\right)$, y_{it} é o PIB *per capita* do i -ésimo país. X_{it} é o conjunto de variáveis explicativas (IMPOT_PIB, EXPORT_PIB, INFLAÇÃO e RESERVAS) e $g_{i,t-1}$ é a variável depende defasada.

QUADRO 2 – RESULTADOS DOS MODELOS DE REGRESSÃO

	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7
Períodos	27	27	27	27	27	27	27
Transversais	21	15	26	7	8	6	15
$g(-1)$	-0,0134**	0,239288*	-0,501654*	0,249216*	-0,22247*	0,240509**	-0,319717*
Inflação	-0,00281*	-0,00126*	-0,00099**	-1,58E-05*	-0,00044*	-0,0008***	-0,000137
Importação	-0,03829*	0,077284*	0,003972	0,121975*	-0,000275	-0,0578***	-0,329844*
Exportação	0,059530*	-0,0382**	0,047690**	0,035942**	0,041601	0,104334*	0,415450*
Reservas	0,000115*	1,77E-05	0,000133	-0,000426*	0,000472	-0,001370	-0,006676
Estatística J	20,31520	11,17486	18,99646	0,058504	0,321041	3,287878	12,00879
Prob Est. J	0,206357	0,344058	0,585781	0,971171	0,956224	0,06979	0,284468
Rank	21	15	26	7	8	6	15
Instrumentos	21	15	26	7	8	6	15

Elaboração dos Autores

Note pelo quadro 2 que a inflação impacta negativa a taxa de crescimento das economias em todos os clubes, evidenciando uma relação negativa entre taxa de crescimento e inflação para todos os níveis de renda. Analisando a magnitude dos coeficientes, pode-se inferir que o clube 01 possui maior impacto na taxa de crescimento em face a variação percentual na inflação. Um aumento de 1% na taxa de inflação reduz a taxa de crescimento em 0,00281%, sob uma significância de 1%. Note também que a taxa de inflação possui um maior efeito sobre a taxa de crescimento econômico para os clubes que convergem para uma renda *per capita* mais elevada. Uma explicação plausível para tal acontecimento deve-se ao fato das economias com maior nível de renda per capita coincidirem, em sua maioria, com as maiores economias em termos bruto, estas economias possuem maior controle sobre suas variáveis internas e conseqüentemente são menos vulneráveis ao choques externos. Por exemplo, uma economia vulnerável e totalmente dependente ao ambiente externo, seria as oscilações da inflação responsáveis por variações na taxa de crescimento?

Ao analisar as importação como proporção do PIB, verifica-se que somente o clube 07 não atingiu significância estatística de pelo menos 10%. O clube de convergência dos extremos, ou seja, o clube 01, 05 e 06 apresentam sinal negativa, já os clubes médios 02, 03 e 04 apresentam sinal positivo. Uma justificativa sensata deve-se as economias intermediárias estarem em processo de desenvolvimento e substituição de importação, logo, os itens de importação são oriundos dos investimentos na indústria de bens duráveis e de capital. Nos extremos os países com renda per capita baixa são importadores de bens de consumo pela inexistência de indústria e os países de renda per capita mais elevada também são importadores de bens de consumo, porém, motivados pela forte propensão marginal a consumir.

As exportações como proporção do PIB, com exceção para o clube de convergência 02, todos os outros possuem sinal negativo, ou seja, um aumento na relativo das exportações sobre o PIB interfere positivamente na taxa de crescimento do produto, apenas uma ressalva para o clube de convergência 05,

que não atingiu a significância estatística ao nível de 10%. Contudo, analisando a magnitude dos coeficientes, verifica-se que os clubes que convergem para um menor nível de renda per capita, ou seja, os clubes 06 e 07, possuem grande sensibilidade na taxa de crescimento do produto em face variações nas exportações.

As reservas internacionais são os depósitos em moeda estrangeira dos Bancos Centrais e autoridades monetárias. São ativos dos bancos centrais que são mantidos em diferentes reservas, como o dólar americano, o euro ou o iene, e que são utilizados no cumprimento dos seus compromissos financeiros, como a emissão de moeda, e para garantir as diversas reservas bancárias mantidas num banco central por governos ou instituições financeiras.

Na tabela 2, note que apenas os clubes de convergência 01 e 04 possuem significância estatística em seus parâmetros para reservas internacionais. Contudo, os clubes possuem sinais contrários. Enquanto uma variação nas reservas internacionais proporciona um aumento na renda per capita para o clube 01, para o clube 04 esse efeito é negativo. Se relaxada a significância estatística para 30% pode-se ordenar os coeficientes de tal forma que os clubes que convergem para uma renda per capita mais elevada, clube 01, 02 e 03, possuem efeito positivo entre taxa de crescimento econômico e taxa de variação das reservas internacionais e, os clubes que convergem para uma renda per capita mais baixa, clube 04, 06 e 07, com exceção para o clube 05, possuem tal efeito negativo. Isso sugere que as reservas dos países com maior renda per capita ou possuem um sistema financeiro mais sólido ou possuem alta renda per capita devido a comercialização de commodities, conseqüentemente elevando suas reservas. Por exemplo, países produtores de petróleo como Iran, Kuwait, Bahrain entre outros estão incluídos no grupo de países que convergem para uma alta renda per capita. Já os demais países que convergem para uma baixa renda per capita são vulneráveis as especulações internacionais.

4. Considerações finais

As evidências empíricas obtidas na seção 2 deste trabalho sustentam a formação de 10 clubes de convergência para uma amostra de 112 países com dados do PIB per capita de 1980 a 2014. A metodologia empregada Phillips e Sul (2007) permite analisar que existe heterogeneidade no processo tecnológico entre os clubes.

Na seção 3, o foco foi verificar o impacto de variáveis macroeconômicas na dinâmica da taxa de crescimento econômico. Foi necessária a utilização de um painel dinâmico para capturar a natureza dinâmica de uma taxa de crescimento. Desta forma, utilizou-se o modelo Arellano e Bond (1991). As variáveis defasadas da variável dependente (em primeira diferença para eliminar o efeito fixo) foram utilizadas como instrumentos para eliminar a persistência da endogeneidade.

As principais conclusões foram: i) A inflação impacta a taxa de crescimento de forma negativa, com efeito maior para clubes que convergem para um nível de renda per capita mais elevado; ii) As importações como proporção do PIB possuem relação positiva com a taxa de crescimento da renda per capita para os países pertencentes a clubes intermediários e efeito negativo para os clubes do extremo; iii) As exportações como proporção do PIB possuem efeito positivo para todos os clubes, porém é mais acentuado para clubes que convergem para um nível de renda mais baixo e; iv) As reservas internacionais possuem efeito positivo para clubes que convergem para elevados níveis de renda e efeito negativo para os clubes que convergem para baixos níveis de renda.

5. 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/ecolet/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.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. **Journal of Econometrics**. v. 68, p. 29-52, 1995.

_____; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and na application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p 277-297, 1991.

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.

BALTAGI, Badi H (2005). **Econometric Analysis of Panel Data**. England: John Wiley & Sons, 3 ed.

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.jstor.org/stable/2235376>>. Acesso em: 2009.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, p. 115-143, 1998.

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>>. 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.

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>. 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.

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

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Introductory Econometrics: a modern approach. **South-Western College Publishing**, USA, 2000.