

Convergência Microrregional no Setor Agrícola Usando um Modelo com Efeito Threshold

José Nilo de Oliveira Júnior

Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Pará (PPGEconomia/UFGPA), Brasil

Ivan Castelar

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

Roberto Tatiwa Ferreira

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

Resumo

Este artigo analisa o processo de convergência microrregional agrícola utilizando um modelo com efeito *threshold* no período de 1970 a 1996. Os resultados mostraram a existência de três clubes de convergência. Um formado pelo grupo de microrregiões mais ricas, com concentração nas regiões Sul e Sudeste; outro formado pelo grupo de microrregiões mais pobres, concentrados na região Nordeste; e um terceiro grupo intermediário que agrupa as microrregiões do Centro-Oeste e do Norte do Brasil. Os resultados mostraram ainda que o capital físico é mais importante que o capital humano na explicação do processo de crescimento da agricultura brasileira.

Palavras-chave: Setor Agrícola Brasileiro, Convergência Microrregional, Modelo *Threshold*

Classificação JEL: Q19, O49, C21

Abstract

This paper analyzes the process of agricultural micro-regional convergence using a threshold effect model for the period from 1970 to 1996. The results show the existence of three clubs of convergence. One formed by the group of richer micro-regions, concentrated in the South and Southeast regions; other formed by the group of poorer micro-regions, located primarily in the Northeast; and a third intermediate group that concentrates the micro-regions of the Center-West and North of Brazil. The results also show that physical capital is more important than human capital to explain the Brazilian agricultural growth process.

1. Introdução

O setor agrícola brasileiro passou por diversas mudanças nas últimas décadas, tanto na composição dos gastos do governo voltados ao setor, quanto no seu aspecto tecnológico. Isto, por sua vez, modificou o seu padrão de produtividade, principalmente após o início da década de 1990; o que vem, desde então, lhe proporcionando uma maior atenção por parte dos formuladores de políticas econômicas.

Outro fator relevante na caracterização do setor agrícola é o que diz respeito à escolaridade da mão-de-obra ocupada no setor. Dados dos Censos Agropecuários¹ de 1970 até 1995/96 mostram uma evolução dos anos de estudo dos trabalhadores. Vale ressaltar que em 1970 um trabalhador rural possuía, em média, entre 0 e 1 ano de estudo. Já em 1995/96 este número passou para o intervalo entre 3 e 4 anos. Isto comprova que, apesar de ainda muito baixo, o capital humano do setor vem evoluindo ao longo dos anos.

Nas últimas décadas, a formulação de modelos de crescimento que incorporam o capital humano tem ocupado importante posição na agenda de pesquisas econômicas. Dentre os estudos nesta linha destacam-se os de Romer (1990, 1994) e Lucas (1988).

Já entre os estudos que consideram as diferenças regionais destacam-se os de Durlauf e Johnson (1995), Galor (1996), e Rappaport (1999). Estes autores argumentam que, se existe heterogeneidade entre as regiões, o processo de crescimento econômico pode ser caracterizado por múltiplos estados estacionários, gerando grupos de convergência, onde a renda *per capita* convergiria ao redor de um pequeno número de estados estacionários comuns, dependendo das condições iniciais de cada região específica.

O estudo desenvolvido por Durlauf e Johnson (1995), emprega um regime de identificação sugerido por Breiman et alii (1984), conhecido por “Análise de Árvore de Regressões”, no qual são identificados subgrupos de países com características comuns. Usando o produto *per capita* e a taxa de alfabetização como condições iniciais para os grupos de países, eles encontraram evidências da existência de múltiplos regimes de crescimento. Adotando a distribuição desenvolvida por Quah (1996), estes autores encontraram ainda evidências de clubes de convergência entre esses países; ou seja, encontraram uma distribuição bi-modal, polarizada em dois extremos de países ricos e países pobres.

Neste mesmo contexto, Desdoigts (1999), investiga a origem da heterogeneidade entre os países utilizando o método de regressão de projeção de busca. Os

* Recebido em dezembro de 2007, aprovado em janeiro de 2010.

E-mail address: josniloojr@yahoo.com.br

¹ Ver www.ibge.gov.br.

resultados mostram que os clubes emergem da similaridade existente entre as estruturas econômicas dos países. Já Durlauf et alii (2001) generalizam o modelo de crescimento de Solow no intuito de analisar o nível de heterogeneidade entre os países. Neste sentido, os resultados indicam que existe um considerável nível de heterogeneidade entre eles devido às dotações iniciais de cada um.

Num contexto regional, Johnson e Takeyama (2002), utilizando três diferentes hipóteses de convergência – absoluta, condicional e clube de convergência – descrevem o processo de desenvolvimento econômico dos Estados Unidos desde 1950, onde identificam a existência de clubes de convergência entre os estados.

Motivado por estas idéias este artigo tem como foco principal analisar o setor agrícola brasileiro na sua dimensão microrregional, tendo como meta investigar se existem evidências de regimes múltiplos entre as microrregiões.

Para tanto, será utilizado um modelo com efeito *threshold*, baseado em Hansen (2000) e os dados censitários agrícolas do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Tal modelo permite identificar os subgrupos de microrregiões com características comuns quanto ao processo de convergência; isto é, convergência para regimes múltiplos.

Este processo de identificação poderia, por exemplo, ser realizado através do algoritmo da árvore de regressões, utilizado por Durlauf e Johnson (1995). Entretanto, enquanto a técnica de árvore de regressões possui um caráter *ad hoc*, não apresentando uma estatística de teste com uma distribuição conhecida, a principal vantagem da metodologia desenvolvida por Hansen é a existência de uma estatística de teste fundamentada na teoria assintótica. Ademais, o comportamento dessa estatística em pequenas amostras já foi suficientemente estudado através de simulações de Monte Carlo.

Por outro lado, uma das desvantagens do modelo com efeito *threshold* é a transição abrupta entre os diversos estágios de crescimento. Este método não permite, como nos modelos de transição suave (STAR, por exemplo) uma gradação menos matizada de um estágio de crescimento para outro.

Além desta Introdução, o artigo se divide em mais quatro seções. A próxima seção, trata da revisão de literatura. A Seção 3 apresenta a metodologia empregada; a Seção 4 traz os resultados empíricos e, por fim, a Seção 5 trata das conclusões do trabalho.

2. Revisão da Literatura

Desde o trabalho de Baumol (1986), que concluiu pela existência de convergência entre países industrializados, o estudo da convergência entre países tem sido um tema de pesquisa controverso. De Long (1988) contesta as conclusões de Baumol apontando, entre outros defeitos, o viés de seleção dos países analisados.

Em um clássico sobre convergência, Barro e Sala-i-Martin (1992) detectam convergência absoluta entre os estados americanos no período de 1840 a 1988; no entanto, com dados transversais para um grupo de 110 países, somente foi detectada

convergência condicional no período de 1960 a 1985. Sala-i-Martin (1996) obtêm os mesmos resultados para o mesmo grupo de 110 países no período de 1960 a 1990, porém encontra convergência absoluta para uma sub-amostra de países da OECD; β -convergência absoluta e condicional, bem como σ -convergência, para os estados dos EUA, para as prefeituras do Japão, e para as regiões dentro da Alemanha, Reino Unido, França, Itália e Espanha, respectivamente.

Já com relação à classe de modelos de crescimento endógeno, destacam-se os trabalhos de Lucas (1988) e Romer (1986). O primeiro inclui na função de produção neoclássica o insumo capital humano, concebido como o estoque de conhecimento acumulado da população. Romer, por sua vez, abandonou a hipótese de concorrência perfeita e retornos decrescentes dos fatores e postulou a existência de externalidades advindas do aprendizado adquirido no processo produtivo.

Após estes dois trabalhos, proliferou a literatura que associava o crescimento econômico ao nível educacional da sociedade. Destaca-se entre estes, por exemplo, os trabalhos de Baumol et alii (1989), os quais concluem que países com níveis educacionais semelhantes convergem mais rapidamente. Mankiw et alii (1992) verificaram que o nível de poupança, o crescimento populacional e o nível de educação explicam a maior parte da variação do crescimento econômico. Vale ressaltar que existe uma abundância de evidências empíricas que demonstram uma correlação positiva entre o nível de escolaridade e a taxa de crescimento, porém a relação causal é questionada. Um exemplo desta corrente é Bills e Klenow (2000), os quais argumentam que o crescimento econômico é mais relevante para o nível educacional que o contrário.

Já com relação ao Brasil, vários são os trabalhos na área de convergência. Andrade (1997), analisando o período de 1970 a 1995, revela a importância do capital humano para o crescimento econômico regional e estima que um ano adicional de estudo implica em 0,32% de variação positiva do PIB. Zini Jr. (1998) conclui, utilizando a série de Azzoni (1997), pela existência de fraca convergência absoluta e convergência condicional.

Azzoni et alii (2000) e Azzoni e Barrosi Filho (2003), utilizando, dados em painel e séries temporais, concluem que existe uma fraca convergência do PIB *per capita* dos estados. Segundo Azzoni e Barrosi Filho (2003), cinco estados encontram-se em processo de convergência e três de fraca convergência, enquanto Amapá, Pará, Piauí, Santa Catarina e São Paulo não estão convergindo.

Vergolino e Monteiro Neto (1996) verificam a hipótese de convergência para as microrregiões nordestinas, no período de 1970 a 1993. Os autores identificam poucas evidências de convergência absoluta e apontam as capitais estaduais como agentes inibidores. Rocha e Vergolino (2001) estendem o período analisado a 1998, onde verificam a ocorrência de convergência absoluta na década de 1970, mas não encontram evidências para a década seguinte. Os autores apontam convergência condicional ao introduzirem capital humano, localização geográfica e condições de vida da população como variáveis estruturais.

Porto Jr. e Ribeiro (2000), além da metodologia usual de Barro, utilizaram matrizes de transição de Markov e estimação de funções densidades de

probabilidade para analisar o processo de convergência entre os municípios da Região Sul, no período de 1970 a 1991. Os autores constataram a formação de dois clubes de convergência entre os municípios. Porto Jr. e Souza (2002) utilizando matrizes de transição de Markov e testes de Drennam e Lobo verificaram a inexistência de convergência entre os municípios da Região Nordeste no período de 1970 a 1991. Constataram, ainda, a polarização na distribuição da renda *per capita* dos estados.

Barreto e Gondim (2004) investigaram a convergência entre estados, mesorregiões, microrregiões e municípios. Considerando as unidades federativas, no período de 1950 a 2000, os autores verificaram instabilidade no processo de convergência e concluem que distribuição de renda *per capita* evolui ao longo do tempo para uma formação bi-modal em todos os níveis geográficos. Os autores encontraram ainda evidências robustas de convergência condicional quando a distribuição de renda *per capita* é condicionada ao nível de escolaridade e à localização geográfica.

Marino (2004) analisou a hipótese de convergência entre as rendas per capita dos estados e dos municípios brasileiros, no período de 1970 a 2000, rejeitando a hipótese de convergência absoluta entre os estados. No entanto, constatou a polarização da renda *per capita* em dois clubes de convergência. O primeiro formado pelos estados da Região Norte e Nordeste, e o segundo formado pelas unidades das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Vale ressaltar que o capital humano, mensurado por meio do nível educacional, e o grau de urbanização do município são as variáveis condicionantes de maior relevância para o processo de convergência.

No estudo de Magalhães (2001), o autor se propôs a verificar a existência de clubes de convergência entre os estados brasileiros no período de 1986 a 1995 a partir de hiatos² de renda,³ utilizando a metodologia de análise de convergência espacial. Os resultados preliminares para β -convergência entre os estados indicam a inexistência de um processo de convergência. Já os resultados para clubes de convergência indicaram a presença de dois clubes; sendo que o primeiro clube, formado pelos estados do Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e Minas Gerais, estaria convergindo para o nível de renda per capita de São Paulo; enquanto que o segundo clube, constituído por todos os estados do Nordeste e alguns do Norte, estaria divergindo.

Laurini et alii (2003) investigaram a existência de clubes de convergência de renda *per capita* para um total de 3781 municípios no período de 1970 a 1996. A metodologia utilizada foi a de matrizes de transição de Markov e núcleo estocástico. Os resultados de ambas as técnicas confirmaram a presença de dois clubes de convergência para renda *per capita* dos municípios no período em questão. Os resultados sugerem que a formação de clubes é devida a um distanciamento

² O hiato é entendido como o logaritmo da razão entre o estado de maior renda *per capita* (São Paulo) e o estado *i*.

³ Foi utilizado como *proxy* para renda o PIB dos estados.

uniforme da renda relativa das regiões Norte e Nordeste em relação aos valores das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

Alencar (2005) investigou a importância das dotações iniciais de capital físico e capital humano para caracterizar o desempenho socioeconômico dos municípios do Brasil; bem como verificou a existência de clubes de convergência da renda *per capita*, usando um modelo *threshold*. Foram utilizados dados transversais no período de 1980 a 2000 para um total de 4786 municípios. A dotação inicial da renda *per capita* e a taxa de analfabetismo foram utilizadas na delimitação dos clubes de convergência. Os resultados mostram a existência de oito de clubes de convergência entre os municípios e os resultados intra-clubes indicam convergência dentro de todos os clubes. Conclui ainda que as dotações iniciais de capital humano são mais importantes para o processo de crescimento da renda *per capita* do que as dotações iniciais do capital físico.

Gondim et alii (2007) verificaram os principais condicionantes dos clubes de convergência no Brasil. Para tanto utilizaram a metodologia de Quah para a renda condicionada de estados e municípios entre 1970 e 2000, dividida em nove classes de tamanho fixo. Os condicionantes utilizados foram a localização geográfica, escolaridade, abertura comercial e desigualdade de renda. Os resultados, tanto para os estados como para os municípios, indicam a formação de dois clubes de convergência. O maior, formado por unidades com renda baixa; e outro, menor, formado por unidades com renda alta. Quanto aos condicionantes, os resultados indicam, tanto para estados como para municípios, que o nível de escolaridade e a localização geográfica seriam fatores importantes na formação desses clubes. Por outro lado, a maior integração ao comércio internacional e a desigualdade da renda não parecem ter influência sobre a desigualdade regional no Brasil.

Constata-se nos diversos trabalhos sobre a hipótese de convergência para o Brasil, nos diversos períodos de análise, que existem algumas conclusões coincidentes. Observa-se, entre os estados brasileiros, que o processo de convergência é instável e fraco. Em relação aos municípios, não obstante o pequeno número de trabalhos, a literatura aponta para a divergência e a polarização. Há ainda fortes evidências da formação de dois pólos, seja de estados ou municípios, com características socioeconômicas diferentes. Percebe-se, assim, que ao contrário dos países desenvolvidos, as desigualdades regionais brasileiras são extremamente persistentes.

3. Metodologia

3.1. Análise teórica do modelo de crescimento

A metodologia empregada aqui é baseada em Durlauf e Johnson (1995), os quais seguem o modelo de crescimento de Solow aumentado. O modelo considera que o valor da produção da microrregião i no tempo t ($Y_{i,t}$) é determinado por uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, que tem como argumentos a tecnologia, (A_t);

o trabalho, $(L_{i,t})$; o capital físico $(K_{i,t})$ e o capital humano $(H_{i,t})$; como mostra a equação abaixo.

$$Y_{i,t} = \phi K_{i,t}^\alpha H_{i,t}^\gamma (A_t L_{i,t})^{1-\alpha-\gamma} \quad (1)$$

Assume-se que todas as variáveis estão em tempo contínuo e que a tecnologia e a força de trabalho crescem a uma taxa constante, dadas por g e n_i , respectivamente. Cada microrregião multiplica seu estoque de capital físico e humano pela taxa de poupança, representadas por s_i^k e s_i^h , enquanto ambos os estoques depreciam-se à mesma taxa δ . Isto induz a equação de acumulação do capital da forma $dK_{i,t}/dt = s_i^k Y_{i,t} - \delta K_{i,t}$ e $dH_{i,t}/dt = s_i^h Y_{i,t} - \delta H_{i,t}$. Como resultado, sobre qualquer intervalo de T a $T + \tau$, o produto por trabalhador segue a seguinte lei,

$$\begin{aligned} \ln(Y/L)_{i,T+\tau} - \ln(Y/L)_{i,t} &= g\tau + (1 - e^{\lambda_i \tau}) \left(\Theta + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \gamma} \ln(s_i^k) \right. \\ &\quad \left. + \frac{\gamma}{1 - \alpha - \gamma} \ln(s_i^h) - \frac{\alpha + \gamma}{1 - \alpha - \gamma} \ln(n_i + g + \delta) - \ln(Y/L)_{i,T} \right) \end{aligned} \quad (2)$$

onde $\Theta = 1/(1 - \alpha - \gamma) \ln \phi - \ln A_T - gT$ e $\lambda_i = (1 - \alpha - \gamma)(n_i + g + \delta)$ é a taxa de convergência em direção ao estado estacionário.

Na literatura contemporânea é comum observar modelos que são baseados na idéia de que podem existir funções de produção que não sejam côncavas, permitindo diferentes equilíbrios de estado estacionário para diferentes condições iniciais. Um destes modelos é o de Azariadis-Drazen, que introduz um efeito limiar (*threshold*) no processo de acumulação de capital físico ou humano, de forma que

$$Y_{i,t} = \phi K_{i,t}^{\alpha_j} H_{i,t}^{\gamma_j} (A_t L_{i,t})^{1-\alpha_j-\gamma_j} \quad (3)$$

$$\text{onde } \alpha_j = \begin{cases} \alpha_1 & \text{se } K_{i,t} < \tilde{K}_t, \\ \alpha_2 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad \text{e} \quad \gamma_j = \begin{cases} \gamma_1 & \text{se } H_{i,t} < \tilde{H}_t, \\ \gamma_2 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Este tipo de não-concavidade,⁴ para alguns valores limiares de \tilde{H}_t e \tilde{K}_t , gera múltiplos estados estacionários com a seguinte lei de formação,

$$\begin{aligned} \ln(Y/L)_{i,T+\tau} - \ln(Y/L)_{i,T} &= g\tau + (1 - e^{-\lambda_{i,j} \tau}) \left(\Theta_j + \frac{\alpha_j}{1 - \alpha_j - \gamma_j} \ln(s_i^k) \right. \\ &\quad \left. + \frac{\gamma_j}{1 - \alpha_j - \gamma_j} \ln(s_i^h) - \frac{\alpha_j + \gamma_j}{1 - \alpha_j - \gamma_j} \ln(n_i + g + \delta) \right. \\ &\quad \left. - \ln(Y/L)_{i,T} \right) \end{aligned} \quad (4)$$

onde $\lambda_{i,j} = (1 - \alpha_j - \gamma_j)(n_i + g + \delta)$ e $\Theta_j = 1/(1 - \alpha_j - \gamma_j) \ln \phi - \ln A_T - gT$.

Assim, as microrregiões seguirão umas das quatro leis de formação distintas do Modelo de Solow, de acordo com o relacionamento entre $(K_{i,t}, H_{i,t})$ e (\tilde{K}, \tilde{H}) .

⁴ A não-concavidade da função de produção esta intimamente ligada à heterogeneidade observada entre as microrregiões, o que leva à possibilidade de existência de múltiplos estados estacionários.

É importante observar que o modelo ilustrado acima motiva a estratégia empírica adotada neste trabalho, o qual tem como principal objetivo analisar o comportamento dos subgrupos de microrregiões, identificados por dotações iniciais do valor da produção *per capita* e seguindo diferentes tipos de regressões de crescimento de Solow.

3.2. Modelo *threshold* e intervalo de confiança

A abordagem econométrica adotada neste trabalho baseia-se em Hansen (2000), que desenvolveu um modelo que permite a divisão da amostra de forma endógena e com base em uma função indicadora, a qual utiliza variáveis observáveis, como determinantes na divisão da amostra em subgrupos. As equações a seguir descrevem o modelo e as técnicas de inferência estatística necessárias para a análise empírica proposta neste trabalho.

O modelo de regressão com efeito *threshold*, pode ser expresso como:

$$y_i = \theta'_1 x_i + e_i, \quad q_i \leq \gamma \tag{5}$$

$$y_i = \theta'_2 x_i + e_i, \quad q_i > \gamma \tag{6}$$

onde q_i é a variável *threshold*, a qual é usada para dividir a amostra em dois grupos que podem ser chamados de classes ou regimes. A variável aleatória e_i é o erro de regressão.

Para escrever o modelo em uma única equação, define-se a variável *dummy* $d_i(\gamma) = I\{q_i \leq \gamma\}$, onde $I\{\cdot\}$ é uma função indicadora, e faz-se $x_i(\gamma) = x_i d_i(\gamma)$, tal que:

$$y_i = \theta'_2 x_i + \delta'_n x_i(\gamma) + e_i \tag{7}$$

onde $\delta_n = \theta_2 - \theta_1$

A equação (7) pode ser representada na forma matricial. Isto é, Y e e são vetores $(n \times 1)$; X e X_γ matrizes com dimensão $(n \times m)$; então, a equação (7) pode ser escrita como,

$$Y = X\theta + X_\gamma \delta_n + e \tag{8}$$

Os parâmetros da equação acima $(\theta, \delta_n, \gamma)$ podem ser estimados por mínimos quadrados. Definindo $S_n(\theta, \delta, \gamma) = (Y - X\theta - X_\gamma \delta)'(Y - X\theta - X_\gamma \delta)$, como a função de soma de quadrados dos erros, por definição os estimadores de mínimos quadrados $\hat{\theta}, \hat{\delta}, \hat{\gamma}$, minimizam a soma acima. Neste processo, assume-se que γ é restrito a um conjunto limitado $|\underline{\gamma}, \bar{\gamma}| = \Gamma$.

Condicionando os parâmetros da equação (8) em relação aos valores de γ , obtêm-se os estimadores de mínimos quadrados condicionados, $\hat{\gamma}$ e $\hat{\delta}_n(\gamma)$, através da regressão de Y em $X_\gamma^* = [X X_\gamma]$. Assim, $S_n(\theta, \delta, \gamma)$ pode ser escrita na forma concentrada:

$$S_n(\gamma) = S_n(\hat{\theta}(\gamma), \hat{\delta}(\gamma), \gamma) = Y'Y - Y'X_\gamma^* (X_\gamma^{*'} X_\gamma^*)^{-1} X_\gamma^{*'} Y \quad (9)$$

Para encontrar o valor de $\hat{\gamma}$ que minimiza a equação (9) deve-se realizar uma varredura sobre os valores de γ ; i.e. sobre Γ , tal que

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma_n} S_n(\gamma)$$

onde $\Gamma_n = |\underline{\gamma}, \bar{\gamma}| \cap \{q_1, \dots, q_n\}$ e $\{q_1, \dots, q_n\}$ é a amostra de variáveis candidatas à variável *threshold*. Após a determinação de $\hat{\gamma}$, as estimativas de MQO de θ e γ , são dadas por $\hat{\theta} = \hat{\theta}'(\hat{\gamma})$ e $\hat{\delta} = \hat{\delta}'(\hat{\gamma})$.

Em geral, a estimação do intervalo de confiança no modelo *threshold* é encontrada através da inversão da estatística de Wald ou da estatística *t*. No entanto, como no modelo em questão o parâmetro γ não é identificado, a estatística de Wald tem suas propriedades de pequenas amostras prejudicadas.⁵ A estratégia utilizada por Hansen é baseada na estatística de verossimilhança $LR_n(\gamma)$.

Para elaborar regiões de confiança baseado em $LR_n(\gamma)$, define-se C como o nível de intervalo de confiança assintótico ($C = 0, 95$), $c = c_\xi(C)$ como o valor crítico do intervalo $\hat{\Gamma} = \{\gamma : LR_n(\gamma) \leq c\}$. Um método gráfico para encontrar a região de $\hat{\Gamma}$, sob a hipótese de homocedasticidade, é grafar a taxa de verossimilhança $LR_n(\gamma)$ contra γ e traçar uma linha horizontal em c . Equivalentemente, pode-se grafar a soma de quadrados dos resíduos, $S_n(\gamma)$, contra γ e traçar uma reta em $S_n(\hat{\gamma}) + \hat{\sigma}^2 c$.

Observe-se que se a hipótese de homocedasticidade é rejeitada, a estatística de verossimilhança pode ser redefinida como:

$$LR_n^*(\gamma) = \frac{LR_n(\gamma)}{\hat{\eta}^2} = \frac{S_n(\gamma) - S_n(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2 \hat{\eta}^2} \quad (10)$$

3.3. Análise empírica

Após o modelo *threshold* identificar a existência de múltiplos regimes, foram estimadas regressões por MQO para cada grupo com características socioeconômicas diferentes.⁶

O modelo econométrico é obtido utilizando o mesmo valor de λ_i para todas as microrregiões, resultando na seguinte equação para o produto por trabalhador.

$$\begin{aligned} \ln(Y/L)_{i,1996} - \ln(Y/L)_{i,1970} &= \beta_0 + \beta_1 \ln(Y/L)_{i,1970} \\ &+ \beta_2 \ln((\text{capital físico})_{i,1996}) + \beta_3 \ln(\text{capital humano})_i \\ &- \beta_4 \ln(n_i + g + \delta) + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (11)$$

onde $\varepsilon \sim N(0, \Omega_\varepsilon)$ é o erro da regressão. As variáveis (número de tratores) $_{i,1996}$ e (escolaridade) são usadas como *proxies* para o capital físico (s_i^k) e o capital

⁵ Ver Dufour (1997).

⁶ Foram empregadas estimações com correções para heterocedasticidade. Mais informações ver Durlauf e Johnson (1995).

humano (s_i^h), respectivamente, e ainda assume-se, seguindo Mankiw et alii (1992), que $g = 0,02$ e $\delta = 0,03$.

A evidência de convergência é associada com o sinal negativo para β_1 . Ou seja, a convergência ocorre quando economias com produto *per capita* baixo crescem mais rápido que economias com produto *per capita* alto. Vale salientar que a taxa de convergência em estado estacionário é dada por $\lambda_i = \ln(1 + \beta_1)/\tau$.

Os dados utilizados são *cross-sections* para 538 microrregiões⁷ nos anos de 1970 e 1996 e foram coletados junto ao IPEADATA.⁸ Optou-se por trabalhar com a unidade geográfica microrregião, pois havia interesse numa análise com alto nível de desagregação. Por outro lado, não foi possível utilizar outra unidade geográfica menor como, por exemplo, município, por questões político-administrativas. Como o ano de 1970 foi tomado como referência o uso de município como unidade de observação acarretaria uma razoável perda de informações, considerando que houve a criação de um grande número de municípios no período de 1970 a 1996.

As variáveis utilizadas são descritas abaixo.

- i. $(Y/L)_{i,1970}$ Valor da produção agrícola⁹ total *per capita* para a microrregião i , no ano de 1970;
- ii. $(\text{capital físico})_{i,1996}$ Foi utilizado como *proxy* para capital físico o número de tratores que cada microrregião i possuía no ano de 1996;
- iii. $(\text{capital humano})_i$ Foi utilizado a média de anos de estudo para o período de 1991 a 2000 da microrregião i como *proxy*. Compreende aos anos médios de estudo de pessoas com 25 anos e mais;
- iv. $(n)_i$ Compreende a taxa de crescimento média da população ocupada no meio rural durante o período de 1970 a 1996 da microrregião i .

Haveria ainda a possibilidade de divisão da amostra de acordo com a população rural e urbana. Entretanto, este procedimento poderia ocasionar uma série de problemas. Primeiramente, haveria uma grande redução no tamanho da amostra influenciando, por conseguinte, a identificação dos clubes. Em segundo lugar, vale lembrar que as microrregiões são na verdade um conjunto de municípios heterogêneos. Desta forma, as próprias microrregiões apresentam heterogeneidade quanto à composição da população, vocação agrícola e valor da produção. Em outras palavras, há várias microrregiões que possuem um maior percentual da população urbana e, ao mesmo tempo, um maior valor da produção agrícola.

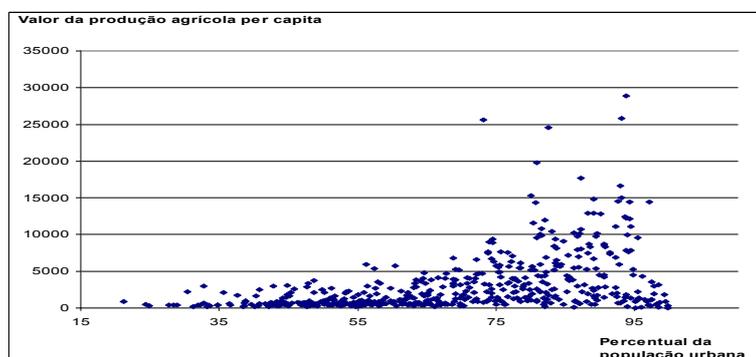
Entretanto, esta última conformação de população e valor da produção é mais observada nas proximidades das capitais. Quando as microrregiões são formadas por municípios mais distantes das capitais, a distribuição de percentuais entre as populações e o valor da produção não é tão clara.

⁷ Vale salientar que o número exato de microrregiões hoje é de 558, no entanto como o ano tomado como base no trabalho é 1970, 20 microrregiões tiveram que ser excluídas da amostra por não existirem em 1970.

⁸ Ver www.ipea.gov.br.

⁹ O valor da produção agrícola tanto em 1970 como em 1996, estão em R\$ de 2000 na unidade de mil reais.

O Gráfico 1 mostra a dispersão entre o valor da produção agrícola *per capita* (eixo vertical) e o percentual da população urbana (eixo horizontal) para as microrregiões em 1996. Neste gráfico, pode-se verificar que na faixa de valor da produção de até R\$ 5.000,00, a qual engloba a maior parte da amostra, há uma grande concentração de microrregiões com participação da população urbana variando entre 35% a 100% da população total. Portanto, optou-se neste estudo por não adotar nenhuma divisão da amostra baseada na participação da população urbana ou rural.



Fonte: Elaboração dos autores.

Gráfico 1 – Dispersão do valor da produção agrícola e do percentual da população urbana das microrregiões

4. Resultados Empíricos

4.1. Análise descritiva

A intenção da análise descritiva realizada abaixo é a de verificar se existem indícios preliminares de grupos de microrregiões com características socioeconômicas diferentes. Para tanto, foi utilizado primeiramente uma análise de dispersão das microrregiões levando-se em conta a taxa de crescimento do valor da produção *per capita* entre 1970-1996 e o logaritmo do valor da produção em 1970. A intenção é verificar a inclinação da nuvem de dispersão, uma vez que se esta inclinação for negativa haverá indícios de convergência entre as mesmas.

Outro método utilizado foi a análise da densidade tanto do logaritmo do valor da produção em 1970 como dos anos médios de estudo em 1996. A estimação de densidades consiste em considerar cada observação de uma amostra de tamanho n como o ponto central de um intervalo de tamanho h ,¹⁰ então a função densidade é estimada por,

¹⁰ A escolha ótima do parâmetro h depende da verdadeira densidade, bem como do tamanho da amostra. Uma regra de bolso comumente usada com o núcleo normal é $h = \sigma(1,06)n^{-1/3}$, Silverman (1986).

$$\hat{f}_h(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n P(x_i)$$

onde $P(x_i)$ é uma função de ponderação.

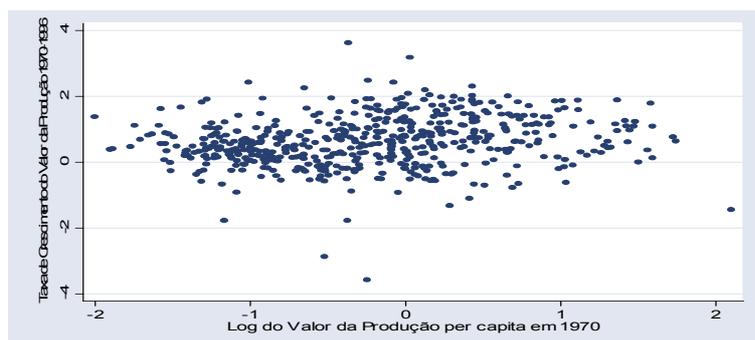
Um exemplo de aplicação de análise de densidades é o estudo de Jones (1997), que observando a evolução da densidade da renda *per capita* dos países, nota que esta distribuição passou de unimodal para bi-modal no período entre 1960 e 1988. Tal fato suportaria a hipótese de que enquanto alguns países tendem a convergir em direção aos mais ricos, outro grupo de países parece afastar-se.

Deste modo, observando o Gráfico 2, onde estão dispostos os dados para todas as microrregiões, conclui-se que existe uma grande concentração do logaritmo do valor da produção *per capita* em torno de zero e que não há nenhum indicativo da existência do processo de convergência entre essas microrregiões.

No entanto, observando o Gráfico 3, quando se considera a densidade do logaritmo do valor da produção e da educação em 1970, observa-se que ambas as distribuições são bi-modais indicando claramente a existência de dois grandes grupos de microrregiões com características socioeconômicas diferentes. Há certamente um grupo de microrregiões pobres e um grupo de microrregiões mais ricas, onde no grupo de microrregiões mais ricas, o número médio de anos de estudo é maior.

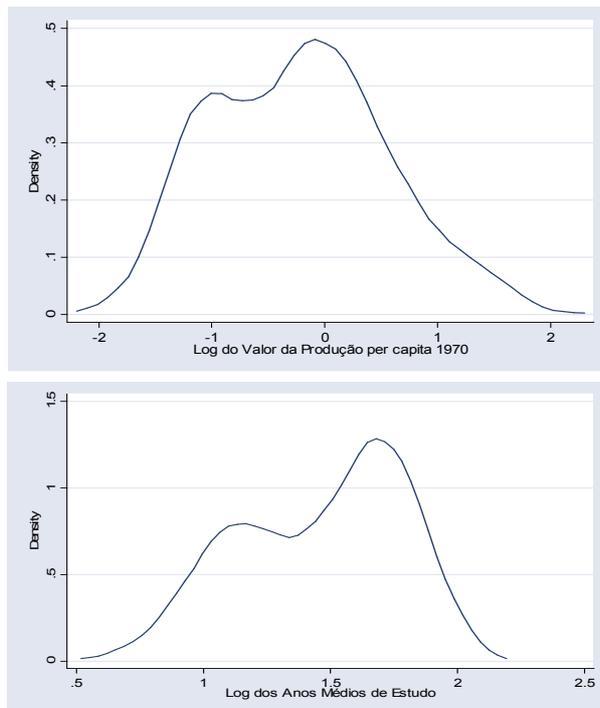
Como a análise de todas as microrregiões indicou, a priori, que existem dois grandes grupos, separou-se a amostra entre as regiões com características semelhantes com a intenção de verificar a existência de outras subdivisões. Desta forma, é feita a divisão da amostra em dois grandes grupos,

- i) Sudeste, Centro-Oeste e Sul, e,
- ii) Norte e Nordeste.



Fonte: Elaboração dos autores.

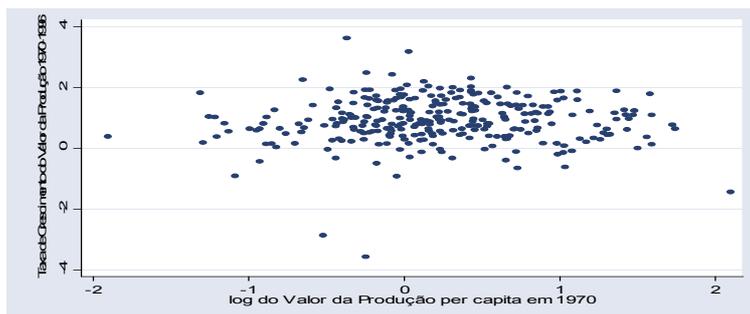
Gráfico 2 – Dispersão do valor da produção agrícola das microrregiões do Brasil em 1970



Fonte: Elaboração dos autores.

Gráfico 3 – Densidade¹¹ do valor da produção agrícola e da educação do Brasil em 1970

i) Sudeste, Centro-Oeste e Sul

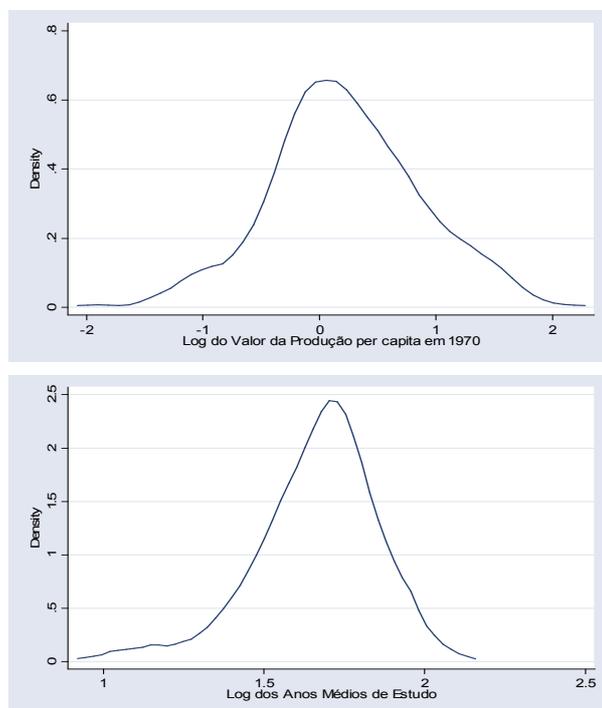


Fonte: Elaboração dos autores.

Gráfico 4 – Dispersão do valor da produção agrícola das microrregiões das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste em 1970

¹¹ Foi considerado a Função de Epanechnikov para estimar a densidade.

No Gráfico 4 estão dispostos os dados do valor da produção de todas as microrregiões que compõem estas três regiões, de onde se pode concluir que não há nenhum padrão de convergência. Já quando se observa o gráfico da densidade do valor da produção *per capita* e da educação observa-se uma distribuição unimodal, com uma grande concentração em torno do ponto médio, e que este é o grupo de microrregiões mais ricas que foram observadas quando se considerou a amostra total.



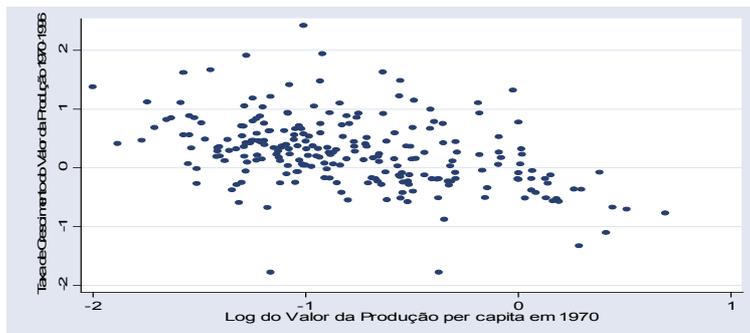
Fonte: Elaboração dos autores.

Gráfico 5 – Densidade¹¹ do valor da produção agrícola e da educação das microrregiões das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste em 1970

ii) Norte e Nordeste

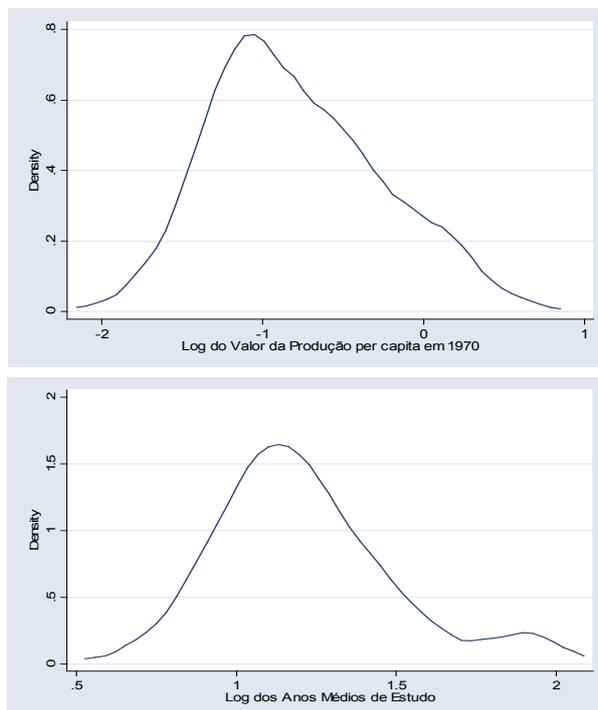
No que tange às regiões Norte e Nordeste pode-se notar uma ligeira inclinação negativa, indicando um possível padrão de convergência. Já com relação ao gráfico da densidade do logaritmo do valor da produção em 1970 observa-se uma distribuição unimodal com uma dispersão acentuada em torno do ponto médio.

Quanto à densidade da educação observa-se uma distribuição bi-modal, com a formação de dois grupos; um com um grande número de microrregiões com uma baixa média de anos de estudo, e outro com um pequeno número de microrregiões com uma média de anos de estudo um pouco maior, em torno de 1,8 anos.



Fonte: Elaboração dos autores.

Gráfico 6 – Dispersão do valor da produção agrícola das microrregiões das regiões Norte e Nordeste em 1970



Fonte: Elaboração dos autores.

Gráfico 7 – Densidade¹¹ do valor da produção agrícola e da educação das microrregiões das regiões Norte e Nordeste em 1970

Deste modo, pode-se concluir que, há fortes indícios de formação de grupos microrregionais com características diferentes, indicando a possível existência de clubes de convergência.

4.2. *Estimação do efeito threshold*

A variável valor da produção em 1970 foi considerada como candidata a variável *threshold* do modelo. Evidências para o efeito *threshold* são obtidas usando o teste de Multiplicador de Lagrange com correção para heterocedasticidade, como descrito anteriormente. O procedimento consiste em verificar se existe evidência para o efeito *threshold*, considerando a hipótese nula de inexistência e computando os *p*-valores via *bootstrap*.

O teste para efeito *threshold* foi aplicado de forma interativa até não haver mais evidência estatística da necessidade de novas subdivisões amostrais. A Tabela 1 sumariza os resultados encontrados para a divisão da amostra entre os nós de decisão.¹² Esta contém a identificação de cada nó, os valores da estatística LM, o valor *threshold* e o intervalo de confiança. Os resultados revelam a existência de dois nós de decisão e de três nós terminais.

Tabela 1

Decisão de divisão da amostra

Nó de decisão	Teste LM	Decisão de divisão	
	Vprod91	Valor <i>threshold</i>	Intervalo de confiança
Vprod	20.63	7.02	[6.10,7.56]
1.1	20.30	6.25	[5.66,6.66]

Nível de significância utilizado foi de 95% e

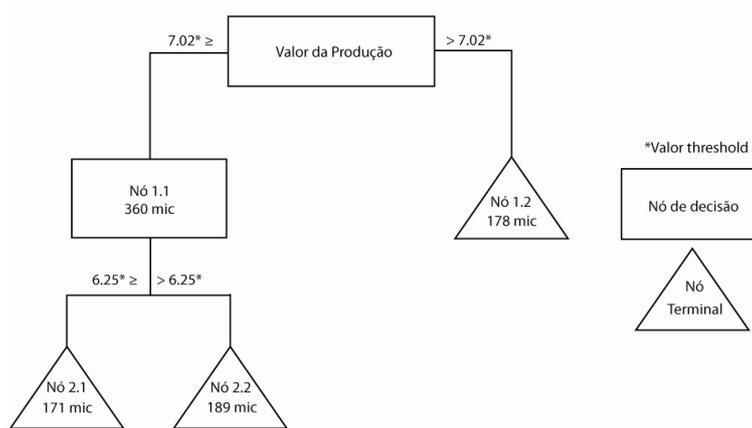
H0: não há divisão da amostra.

Fonte: Elaboração dos autores.

Para uma melhor visualização um diagrama de árvore foi elaborado, contendo os nós de decisão e os nós terminais. Nele, os quadrados representam os nós de decisão e os triângulos representam os nós terminais. As informações em cada quadrado representam a identificação do nó e o número de microrregiões contidas nele. Já o valor *threshold* é disposto nos braços que saem de cada nó. Similarmente, a informação dentro do nó terminal representa sua identificação e o número de microrregiões contidos em cada um deles. Ressalta-se que o lado esquerdo de cada nó de decisão contém as observações no qual a variável é menor ou igual ao valor *threshold*.

¹² O termo “nó” corresponde à amostra ou sub-amostra onde será testado o efeito *threshold*. Se o efeito *threshold* for significativo, indicando que haverá nova divisão da amostra, o nó corresponde a um nó de decisão; se não for significativo, indicando que não haverá nova divisão amostral, o nó corresponde a um nó final ou clube de convergência.

De acordo com a Figura 1, pode-se observar a existência de dois nós de decisão, bem como três nós terminais, ou três clubes de convergência. Isto implica na existência de três grupos com características socioeconômicas distintas.



Fonte: Elaboração dos autores.

Fig. 1. Diagrama de decisão do efeito *threshold*

O clube 2.1, correspondente ao clube mais pobre, abrange as 189 microrregiões com valor da produção *per capita* inferior a R\$ 518,00. O nó 2.2 corresponde ao clube de convergência intermediário, com 171 microrregiões, que possuem o valor da produção *per capita* entre R\$ 518,01 e 1.118,78. Já o nó terminal 1.2, corresponde ao clube de convergência mais rico, compreendendo as 178 microrregiões que possuem o valor da produção *per capita* superior a R\$ 1.118,78.¹³

4.3. Análise dos clubes de convergência

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas de cada clube de convergência. Pode-se observar, em linhas gerais, que os melhores indicadores de renda *per capita* e desempenho educacional estão associados ao clube de convergência 1.2. No entanto, também é possível observar que esse clube vem diminuindo sua população rural ao longo do período analisado, uma vez que a taxa de crescimento da população rural diminuiu cerca de 50% em consequência do aumento da participação da população urbana na população total.

Já a Tabela 3 apresenta os resultados de MQO para cada um dos três clubes de convergência e para a amostra total; ou seja, para todo o Brasil.

Observa-se que quando se considera a amostra total, o coeficiente do logaritmo do Valor da Produção *per capita* das microrregiões apresenta-se significativo e com sinal negativo indicando, desta forma, que existe convergência entre estas microrregiões.

¹³ Esse valor é derivado da aplicação do antilog no valor *threshold* correspondente na Figura 1.

Tabela 2
Estatísticas descritivas

		Clube 2.1	Clube 2.2	Clube 1.2
Valor da produção <i>per capita</i> 1970	Mínimo	135,59	518,42	1120,61
	Média	339,24	794,98	2096,89
	Máximo	512,49	1113,22	8178,97
	Desvio-padrão	85,54	171,29	1104,85
Valor da produção <i>per capita</i> 1996	Mínimo	52,49	21,75	352,12
	Média	595,36	2193,32	5854,17
	Máximo	4083,37	25656,55	28882,44
	Desvio-padrão	439,33	2938,61	4608,70
Taxa de crescimento do valor da produção 1970-1996	Mínimo	-1,78	-3,58	-1,44
	Média	0,43	0,59	0,82
	Máximo	2,41	3,60	2,29
	Desvio-padrão	0,53	0,88	0,75
Participação do investimento no valor da produção (média) 1970-1996	Mínimo	0,002	0,002	0,019
	Média	0,09	0,10	0,06
	Máximo	1,40	6,30	0,24
	Desvio-padrão	0,11	0,45	0,02
Educação: Anos de estudo no ano de 2000	Mínimo	1,82	1,82	2,21
	Média	3,49	4,57	5,48
	Máximo	7,95	7,70	8,24
	Desvio-padrão	1,16	1,27	0,91
Educação: Média de anos de estudo na década de 90	Mínimo	0,26	0,28	0,36
	Média	0,60	0,81	1,00
	Máximo	1,52	1,45	1,56
	Desvio-padrão	0,22	0,25	0,18
Total de hectares cultivados no ano de 2000	Mínimo	3696	249	22946,17
	Média	478600,51	646314,51	694020,51
	Máximo	2721132	6273174	6550159
	Desvio-padrão	492614,28	863888,83	861784,46
Total da população rural em 1996	Mínimo	336	1709	8558
	Média	78712,60	60357,06	47204,76
	Máximo	644361	46960	381055
	Desvio-padrão	72193,73	55765,59	40596,64
Taxa de crescimento da população rural 1970-1996	Mínimo	-1,78	-2,33	-1,52
	Média	-0,10	-0,19	-0,48
	Máximo	2,14	3,72	1,79
	Desvio-padrão	0,38	0,81	0,47

Fonte: Elaboração dos autores.

No entanto, apenas o capital físico mostrou-se significativo e com sinal esperado, sendo desta forma importante para explicar o processo de convergência, ao contrário do capital humano.

Observando os resultados para o clube com maior valor da produção *per capita* (1.2), constata-se a existência de convergência dentro deste grupo. Vê-se também que tanto o capital físico quanto o capital humano se mostraram importantes na explicação do seu processo de crescimento.

Tabela 3
Análise de regressão de MQO

Microrregiões	Brasil	Clube 2.1	Clube 2.2	Clube 1.2
	538	170	187	181
Constante	1.2* (0.38)	3.68* (0.81)	-1.13 (1.63)	3.65* (0.97)
$\ln(V.\text{produção})_{1970}$	-0.28* (0.05)	-0.6* (0.14)	-0.04 (0.23)	-0.45* (0.11)
$\ln(\text{capital físico})$	0.26* (0.03)	0.17* (0.04)	0.34* (0.05)	0.17* (0.05)
$\ln(\text{capital humano})$	0.03 (0.14)	0.06 (0.16)	-0.22 (0.26)	0.48** (0.30)
$\ln(n_i + g + \delta)\text{med}$	-9.15* (2.26)	-11.79* (3.80)	-4.53* (2.73)	-21.67* (2.77)
R ² ajustado	0.35	0.23	0.39	0.49
Resíduo de variância	0.37	0.21	0.48	0.29

Obs: * significantes a 5%; ** significantes a 10%.

Valores entre parênteses são os desvios-padrões.

Fonte: Elaboração dos autores.

Com relação ao clube com menor valor da produção *per capita* (2.1), nota-se que o processo de convergência se manifesta e que o capital físico mostra-se importante na explicação do crescimento dessas microrregiões, o mesmo não ocorrendo com o capital humano. Dada as condições socioeconômicas deste clube, era de se esperar que tanto o capital físico quanto o capital humano fossem importantes para explicar o seu processo de crescimento. Entretanto, o capital físico pode ter sua importância elevada no período inicial, dado o estado de pobreza das microrregiões deste clube.

Já com relação ao clube com valor da produção *per capita* intermediário dentro do intervalo de R\$ 518,00 a 1.118,78, os resultados mostram que o coeficiente do valor da produção *per capita* não é significativo. Indicando, desta forma, que o clube não apresenta nem convergência, nem divergência. O capital físico é importante para

explicar o processo de crescimento do clube, não ocorrendo o mesmo com o capital humano.

Ainda com relação ao clube intermediário, é possível inferir que a ausência tanto de convergência quanto de divergência indica que as suas microrregiões não estão migrando nem em direção ao clube das microrregiões ricas, nem em direção ao clube das microrregiões pobres. Não estão migrando nem mesmo para uma unidade dentro do próprio clube. Portanto, estas microrregiões permanecem estagnadas dentro do seu clube, não sofrendo alterações no seu processo de crescimento.

Pode-se observar, no Gráfico 8, a dispersão das microrregiões no espaço geográfico brasileiro em termos dos clubes de convergência. Nota-se que o clube mais pobre concentra os municípios da região Nordeste; o clube intermediário concentra, principalmente, os municípios das regiões Norte e Centro-Oeste; e já o clube mais rico, concentra os municípios das regiões Sul e Sudeste.

Considerando todas as regressões, pode-se observar que o capital humano mostrou-se significativo apenas para um dos três clubes de convergência, justamente o mais rico. Já o capital físico mostrou-se significativo em todos os três.

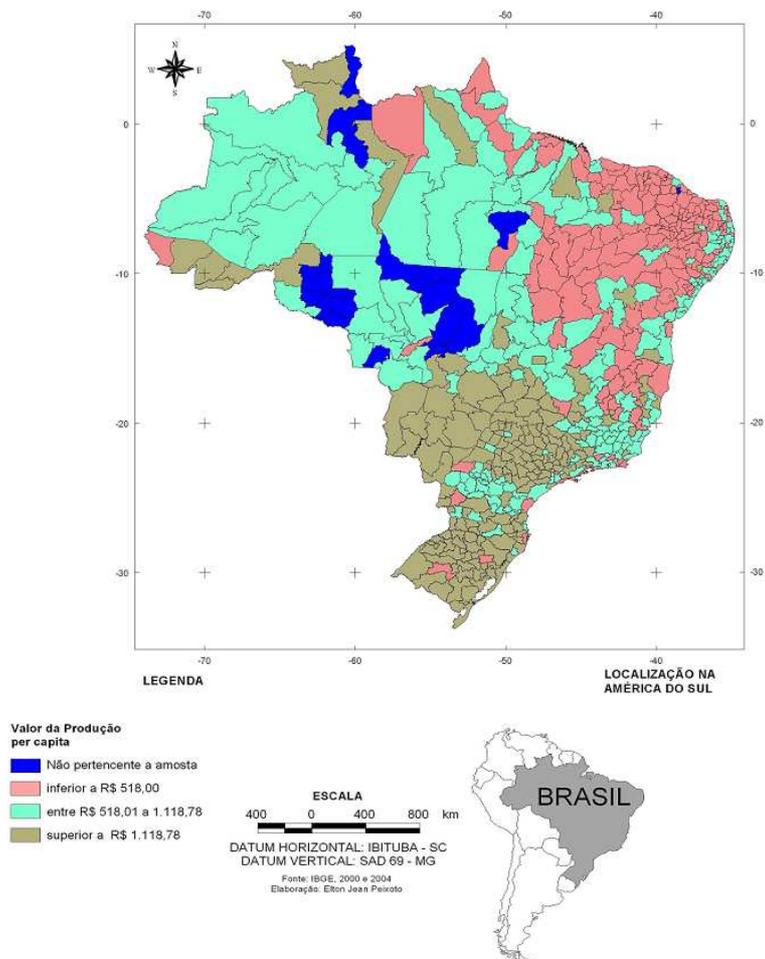
Em termos gerais, esperava-se que a acumulação de capital humano (educação) fosse importante na explicação do processo de crescimento das microrregiões, principalmente para os clubes mais pobres. No entanto, segundo Krueger e Lindahl (2001) estes resultados aparentemente contraditórios advêm da especificação errada da relação entre crescimento econômico e nível de educação.

Benhabib e Spiegel (1994), por exemplo, utilizando uma nova medida de capital humano, construída a partir dos diferentes níveis de escolaridade dos países, não encontraram relação entre capital humano e crescimento econômico.

Klenow e Rodriguez-Clare (1997) também encontraram um papel muito modesto para o capital humano na explicação das taxas de crescimento dos países. Esta constatação aparece também em Wolf (2000). Este autor encontrou resultado similar para a educação secundária e terciária; inclusive, em algumas especificações, estas variáveis aparecem com sinal negativo. A única relação modesta encontrada foi o da educação primária na explicação do crescimento da produtividade.

Os resultados encontrados em Lau et alii (1993) para a economia brasileira, no período de 1970-1980, indicam um efeito de 0,21 da média de educação sobre o crescimento do produto; significando que um ano adicional na média de educação aumentaria o produto em aproximadamente 21%. Contudo, os autores alertaram que a evidência deste amplo efeito da média de educação pode ser produto da existência de um efeito limiar de uma média de educação entre 3 a 4 anos de ensino.

Já o estudo de Freitas e Bacha (2004), que estimou a contribuição do capital humano para o setor agrícola no período entre 1970 a 1996, para os estados brasileiros, obtém o mesmo resultado encontrado aqui, quando é utilizado o efeito *threshold*. Isto é, a contribuição do capital humano se mostra insignificante.



Fonte: Elaboração dos autores.

Gráfico 8 – Dispersão espacial das microrregiões de acordo com a classificação dos clubes de convergência

5. Conclusão

Este trabalho teve como objetivo investigar a existência de um processo de convergência do PIB agrícola entre as microrregiões brasileiras, levando em consideração a possibilidade de existência de grupos de microrregiões com características diferentes.

Os resultados evidenciaram a existências de grupos de microrregiões com características socioeconômicas díspares, concluindo pela existência de três clubes de convergência. Já dentro destes clubes, os resultados indicam que a hipótese de

convergência verifica-se apenas dentro dos clubes extremos – o mais rico e o mais pobre – mas não é verificada para o clube intermediário.

Os resultados também mostram que o capital físico parece influenciar o processo de crescimento das microrregiões, o que já não acontece com o capital humano, que só é significativo no clube das microrregiões com valor da produção *per capita* superior a R\$ 1.118,78 (1.2). Os resultados aqui encontrados para o capital humano corroboram os resultados de Freitas e Bacha (2004), quando estes consideram o efeito limiar para o capital humano.

Uma possível razão para a insignificância do capital humano pode ser encontrada no baixo nível de educação do setor agrícola. Isto é, ainda precisaria o capital humano progredir para um nível mais alto do que o atual, de forma que seu efeito se refletisse mais efetivamente no processo de crescimento do setor. Esta argumentação encontra apoio na medida em que o capital humano é significativo para o clube mais rico, onde o nível médio de educação atinge aproximadamente cinco anos e meio.

Finalmente, pode-se concluir que a importância dos resultados aqui obtidos reside no fato de que a identificação de grupos de microrregiões com características socioeconômicas e trajetórias de crescimento distintas poderá auxiliar na formulação de políticas econômicas diferenciadas para cada região, de forma a maximizar os efeitos da aceleração do crescimento no setor.

Referências bibliográficas

- Alencar, F. A. G. (2005). Searching for socioeconomic patterns in the Brazilian municipalities; An analysis of club convergence. Texto para Discussão.
- Andrade, M. V. (1997). Educação e crescimento econômico no Brasil: Evidências empíricas para os estados brasileiros – 1970/1995. In *Anais do XXV Encontro Nacional de Economia*, pages 1528–1548. ANPEC.
- Azzoni, C. R. (1997). Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: Análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. *Estudos Econômicos*, 27(3):47–63.
- Azzoni, C. R. & Barrosi Filho, M. (2003). A time series analysis of regional income convergence in Brazil. Disponível na internet no endereço: <http://www.nemesis.org.br/azzoni6.htm>.
- Azzoni, C. R., Menezes, F. N., Menezes, T., & Silveira Neto, R. (2000). Geography and regional income inequality in Brazil. Inter American Development Bank, Working Paper.
- Barreto, F. A. F. D. & Gondim, J. L. (2004). Convergência no Brasil: Uma aplicação do modelo de núcleo estocástico. Fortaleza, CAEN/UFC, Mimeo.
- Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2):223–251.
- Baumol, W. J. (1986). Productivity growth, convergence and welfare. *American Economic Review*, 76:1072–1085.
- Baumol, W. J., Blackman, S. A. B., & Wolff, E. N. (1989). *Productivity and American Leadership: The Long View*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Benhabib, J. & Spiegel, M. (1994). The role of human capital in economic development:

- Evidence from aggregate cross-country data. *Journal of Monetary Economics*, 34(2):143–174.
- Bills, M. & Klenow, P. J. (2000). Does schooling cause growth? *The American Economic Review*, 90(5):1160–83.
- Breiman, L., Friedman, J. L., Olshen, R. A., & Stone, C. J. (1984). *Classification and Regression Tress*. Wadsworth, Belmont, CA.
- De Long, B. (1988). Productivity growth, convergence and welfare: Comment. *American Economic Review*, 78:1138–1154.
- Desdoigts, A. (1999). Patterns of economic development and the formation clubs. *Journal of Economic Growth*, 4(3):305–30.
- Dufour, J.-M. (1997). Some impossibility theorems in econometrics with applications to structural and dynamic models. *Econometrica*, 65:1365–1388.
- Durlauf, S. N. & Johnson, P. (1995). Multiple regimes and cross-country growth behaviour. *Journal of Applied Econometrics*, 10(4):365–384.
- Durlauf, S. N., Kourtellos, A., & Minkin, A. (2001). The local Solow growth model. *European Economic Review*, 45(4–6):928–940.
- Freitas, C. A. & Bacha, C. J. C. (2004). Contribuição do capital humano para o crescimento da agropecuária brasileira – Período de 1970 a 1996. *Revista Brasileira de Economia*, 58(4):533–557.
- Galor, O. (1996). Convergence? Inferences from theoretical models. *Economic Journal*, 106(437):1056–1069.
- Gondim, J. L. B., Barreto, F. A., & Carvalho, J. R. (2007). Condicionantes de clubes de convergência no Brasil. *Estudos Econômicos*, 37(1):71–100.
- Hansen, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3):575–603.
- Johnson, P. A. & Takeyama, L. (2002). Absolute, conditional or club convergence in the U.S. states? Vassar College, Department of Economics, Mimeo.
- Jones, C. I. (1997). On the evolution of world income distribution. *Journal of Economic Perspectives*, 11(3):19–36.
- Klenow, P. J. & Rodriguez-Clare, A. (1997). *NBER Macroeconomics Annual*. MIT Press, Cambridge.
- Krueger, A. B. & Lindahl, M. (2001). Education for growth: Why and for whom? *Journal of Economic Literature*, 39(4):1101–1136.
- Lau, L. J., Jamison, D. T., Liu, S., & Rivkin, S. (1993). Education and economic growth: Some cross-sectional evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, 41:45–70.
- Laurini, M. P., Andrade, E., & Pereira, P. L. V. (2003). Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: Uma análise não-paramétrica. In *Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia*, Porto Seguro, BA. ANPEC.
- Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22:3–42.
- Magalhães, A. M. (2001). Clubes de convergência no Brasil: Uma abordagem com correção espacial. In *Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia*, Salvador, BA. ANPEC.
- Mankiw, N. G. D., Romer, P., & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2):407–437.
- Marino, C. E. S. (2004). A desigualdade regional no Brasil: Uma análise da hipótese de convergência. Master's thesis, Programa de Pós-Graduação – CAEN/UFC, Fortaleza.

- Porto Jr., S. & Ribeiro, E. (2000). Dinâmica de crescimento regional – Uma análise empírica da região Sul. *Revista Econômica do Nordeste*, 31(especial):454–482.
- Porto Jr., S. & Souza, N. J. (2002). Crescimento regional e novos testes de convergência para os municípios da região Nordeste do Brasil. Programa de Pós-Graduação em Economia – UFRGS, Texto para Discussão 11.
- Quah, D. (1996). Twin peaks: Growth and convergence in models of distributions dynamics. *Economic Journal*, 106(437):1045–1055.
- Rappaport, J. (1999). Local growth empirics. Center for International Development at Harvard University – CID Working Paper 23.
- Rocha, F. & Vergolino, J. (2001). Convergência condicional e desigualdade de renda nas microrregiões do Nordeste brasileiro: 1970-1998. Mimeo.
- Romer, P. (1986). Increasing returns and long run growth. *Journal of Political Economy*, Oct:1002–1037.
- Romer, P. (1990). Endogenous technological change. *The Journal of Political Economy*, 98(5):71–102. The Problem of Development: Conference of the Institute for the Study of Free Enterprise Systems.
- Romer, P. (1994). The origins of endogenous growth. *Journal of Economics Perspectives*, 8(1):3–22.
- Sala-i-Martin, X. (1996). The classical approach to convergence analysis. *Economic Journal*, Summer:1019–36.
- Silverman, B. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman & Hall/CRC.
- Vergolino, J. R. O. & Monteiro Neto, A. (1996). A hipótese de convergência de renda: Um teste para o Nordeste do Brasil como dados microrregionais, 1970-1993. *Revista Econômica do Nordeste*, 27(4):701–724.
- Wolf, E. N. (2000). Human capital investment and economic growth: Exploring cross country evidence. *Structural Change and Economic Dynamics*, 11(4):433–472.
- Zini Jr., A. (1998). Regional income convergence in Brazil and its socioeconomic determinants. *Economia Aplicada*, 2:181–198.