

# ANÁLISE DE CLUBES DE CONVERGÊNCIA NA AMAZÔNIA LEGAL: UM ABORDAGEM SOB O MODELO THRESHOLD

**André Luiz Ferreira e Silva**

Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGEconomia/UFPA

**José Nilo de Oliveira Júnior**

Prof. Dr do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGEconomia/UFPA

**Marcelo Bentes Diniz**

Prof. do Programa de Pós-Graduação em Economia - PPGEconomia/UFPA

**Roberto Tatiwa Ferreira**

Prof. do Depto. de Economia Aplicada/CAEN/UFPA

## Resumo

Este artigo busca investigar os determinantes do processo de convergência de renda *per capita* entre os municípios da Amazônia Legal a partir de dois períodos: de 1990-2004 e 2000-2004. Para tanto, utilizou-se o modelo teórico proposto por Mankiw *et al.* (1992) e Durlauf e Johnson (1995), cujo objetivo é definir qual a hipótese de convergência – absoluta e/ou clubes – que melhor se ajusta a dinâmica de crescimento da renda *per capita*. Os procedimentos econométricos adotados seguem as hipóteses do modelo *Threshold*. Os resultados revelaram a formação de quatro clubes para o primeiro período e cinco para o segundo. Além disso, os níveis iniciais de capital físico e humano desempenham um papel inexpressível sobre a elevação da taxa de convergência, e, por conseguinte, sobre o processo de transição. Constatou-se que, embora a dispersão de renda *per capita* entre os municípios tenha apresentado um declínio entre 1990 e 2004, a disparidade relativa intra-regional ainda continua elevada. Estas evidências mostram-se condizentes com o enfoque da Armadilha da Pobreza.

**Palavras-Chave:** Crescimento Regional, Processo de Convergência, Modelo Threshold.

## Abstract

The propose of this article is investigate the determinants of the process of convergence of *per capita income* within the municipalities of Legal Amazon from two periods: 1990-2004, and 2000-2004. For both was used the theoretical model proposed by Mankiw *et al.* (1992) and Durlauf and Johnson (1995), whose goal is to define the hypothesis of convergence – absolute and/or clubs - that better fits the dynamic growing of *per capita* income. The procedures follows the chances of econometric model *Threshold*. The results revealed the formation of four clubs in the first and five four the second. Moreover, period that the initial levels of physical and human capital plays an inexpressive role on raising the rate of convergence, and therefore on the transition process. It was found that although the dispersion of per capita income within the municipalities has submitted a decline between 1990 and 2004, the intra-regional disparity still remains high. These evidences shows that is suitable with the approach of the Poverty Trap.

**Key Words:** Regional Growth, Convergence procedure, Threshold Model.

## 1. Introdução

Estudos sobre convergência de renda entre subespaços regionais, ganham cada vez mais importância na literatura sobre crescimento econômico. Todo esforço feito nos últimos anos visa entender a natureza dos fenômenos econômicos e seus efeitos sobre a desigualdade econômica entre países ou regiões. Dentro deste contexto, dar conta de questões como a persistência da extrema pobreza em algumas economias, em contraste, com elevados níveis de renda e de crescimento sustentado por longos períodos, entre outras, é uma das questões mais desafiadoras para a ciência do crescimento econômico. No tocante a literatura empírica, a maioria dos estudos sobre convergência busca validar três versões, da chamada hipótese de convergência de renda, cujo objetivo é avaliar e comparar o desempenho de um modelo teórico em detrimento a outro<sup>1</sup>.

Segundo Sala-i-Martin (1996) a primeira versão, convergência absoluta ( $\beta$ -convergência), significa que as rendas *per capita* de um grupo de economias quaisquer tendem incondicionalmente para o mesmo nível no longo prazo. A fragilidade desta versão é supor que as economias experimentam dos mesmos padrões tecnológicos, preferências, taxa de crescimento populacional, instituições públicas e outras características econômicas. Noutro sentido, a noção de convergência condicional considera que um grupo de economias quaisquer que possuem de características estruturais semelhantes, tende para o mesmo nível de renda no longo prazo, independentemente de suas condições iniciais. E por fim, a noção de  $\sigma$ -convergência analisa a dispersão intertemporal da renda *per capita* relativa entre economias. Segundo esta versão, haveria convergência se o desvio-padrão da renda dentro de um conjunto de economias declinasse ao longo do tempo.

Mas, muitos estudos vêm sendo direcionados para explicar distorções regionais a fim de aprofundar o entendimento de certas diferenças, e, portanto vislumbrar os determinantes para o crescimento econômico. Nesta linha, destacam-se os trabalhos de Durlauf e Johnson (1995), Galor (1996) e Rappaport (1999). Estes autores argumentam que, se existe heterogeneidades regionais, o sistema dinâmico de crescimento pode ser cometido por múltiplos *steady-states*, gerando grupos de convergência. É a partir desta definição que emerge o conceito de clubes de convergências, em que as rendas *per capita* de um grupo de economias quaisquer com parâmetros semelhantes, somente tenderão para o mesmo nível de renda de longo prazo se compartilhar de características estruturais semelhantes e as mesmas condições iniciais.

Além da escolha do modelo teórico apropriado, entender a natureza determinística da dinâmica da renda, possibilita inferir quanto ao efeito dos choques que influenciam na distribuição da renda, seja quanto à hipótese de convergência condicional ou ainda de clubes de convergência<sup>2</sup>. Entretanto, destacar a melhor forma de determinação da dinâmica da renda de uma economia permanece em debate. Essa é uma questão bastante controversa na literatura, principalmente quando se observam profundos diferenciais entre níveis de renda *per capita*. Há muitas questões a serem respondidas, entre elas, as causas dos diferenciais. Muito se atribui às diferentes características estruturais ou às condições iniciais distintas de cada economia. Mas, a priori, nenhuma hipótese pode ser descartada.

Os testes empíricos realizados sobre convergência têm implicações bastante distintas quanto à forma de tratamento das hipóteses, pois estes testes assumem normalmente duas categorias. Na primeira categoria situa-se os estudos com dados distribuídos em *cross-section*, em que, atestando a presença de correlação negativa entre variável explicativa (nível de renda

---

<sup>1</sup> Ver Galor (1996) e Sala-i-Martin (1996) para uma discussão teórica acerca da hipótese da convergência.

<sup>2</sup> No caso da convergência condicional, choques afetam o ranking das rendas apenas no curto prazo, mas não tem efeito duradouro, porque o *steady-states* só é alterado por mudanças em características estruturais. No caso de clubes, a dinâmica da renda de cada economia é caracterizada possivelmente por múltiplos *steady-states*, sendo que apenas um deles está localizado na chamada zona de atração definida pelas condições iniciais. Assim, um choque capaz de deslocar uma economia para uma zona de atração distinta, levará essa economia a um novo *steady-states*, e, portanto, terá um efeito permanente sobre a posição dessa economia no ranking. Para mais detalhes ver Galor (1996).

*per capita* inicial) em relação às variações observáveis sob a taxa de crescimento de renda *per capita*, confirma-se a hipótese de convergência. E a segunda categoria, examina o processo de convergência de longo prazo, introduzindo a dimensão temporal, que resulta na disposição de dados em série de tempo ou dados em painel.

Para alguns autores, a diferença quanto à forma de tratamento dos testes podem apresentar resultados contraditórios. Geralmente, os testes obtidos em *cross-section* não rejeitam a hipótese de convergência para amostras de economias industrializadas e desenvolvidas (BAUMOL, 1986; DOWRICK & NGUYEM, 1989) e de regiões como dos EUA (BARRO & SALA-I-MARTIN, 1991-1992), assim como para amplos testes de estudo internacional, depois de controladas as variáveis de crescimento populacional ou taxa de poupança (BARRO, 1991; MANKIW, ROMER & WEIL, 1992). Por outro lado, os testes econométricos com séries temporais têm geralmente rejeitado a hipótese de convergência para extensas amostras (QUAH, 1992; BERNARD & DURLAUF, 1993).

Várias são as críticas diferidas sobre alguns testes econométricos principalmente quando se trata de dados em *cross-section*. Muitas têm aspectos gerais como a suposta inconsistência dos resultados devido ao viés que derivam de variáveis importantes omitidas, bem como à qualidade dos dados usados em comparações internacionais (CAPOLUPO, 1998). Recentemente, questiona-se a validade das técnicas empregadas no processo de estimação dos modelos de convergência entre países. Friedman (*apud* Diniz, 2005) afirmou que todos os estudos de convergência são viesados, pois apresentam uma regressão que é feita em torno da média da taxa de crescimento. Assim, somente se poderia concluir que existem supostas tendências de ajustamento em torno da renda média, portanto, qualquer interpretação para, além disso, seria uma falácia.<sup>3</sup>

A crítica de Quah (1993) assemelha-se a de Friedman, pois diz que o conceito de convergência para as equações do tipo de Barro (1991) não dispõe de informação suficiente para definir uma dinâmica de transição de renda<sup>4</sup>. Completa, afirmando que as regressões em *cross-section* de Barro baseada em níveis iniciais de renda não traria nenhuma informação sobre convergência. Assim propõe um modelo alternativo para testar convergência, a matriz de Markov com transição de probabilidade para estimar a evolução da distribuição de renda relativa a média. Segundo Capolupo (1998), este modelo alternativo não está isento de críticas, porque o critério de escolha das classes de renda da matriz de transição é arbitrário.

No Brasil, especialmente nos últimos anos, muitos trabalhos têm centralizados seus objetivos para análise de distribuição de renda a um nível mais desagregado, concernente a estudos de convergência entre regiões, estados e até mesmo entre municípios dentro de um país. Neste contexto, destacam-se (AZZONI, 1994 e 1996; ELLERY E FERREIRA, 1994 e 1996; FERREIRA E DINIZ, 1995; SCHWARTSMAN, 1996; ZINI e SACHS, 1996), e a um nível mais regional (AZZONI, 2000; PORTO JÚNIOR e RIBEIRO, 2000; MAGALHÃES, 2001; SOUSA e PORTO JÚNIOR, 2002; GROLLI *et. al.*, 2005; OLIVEIRA JÚNIOR *et. al.*, 2007).

Neste artigo investiga-se a hipótese de convergência de renda *per capita* para os municípios da Amazônia Legal, com objetivo de determinar qual a hipótese de convergência – absoluta e/ou clubes – corroborada, considerando dois recortes temporais: de 1990-2004 e 2000-2004. Para tanto, os procedimentos econométricos seguem as hipóteses do modelo *threshold*. Esta abordagem permite operar a divisão da amostra baseada em uma função indicadora no qual utiliza uma variável determinada a priori para testar o efeito *threshold*. A proposta de fragmentação da amostra em subgrupos, chamados de regimes ou classes segue um processo iterativo e repetitivo até o ponto em que não haja mais evidências estatísticas da necessidade de novas subdivisões amostrais, com efeito, identificam-se os regimes que

<sup>3</sup> Na literatura esta falácia é conhecida como Falácia de Galton.

<sup>4</sup> Quah (1993) baseia-se na observação de Galton de que, se os picos de uma família tendem a regredir em torno da média (fenômeno semelhante a  $\beta$ -convergência) não significa que altos picos da população (medida análoga a variância da renda *per-capita*, ou  $\sigma$ -convergência) tenderiam a convergir com o passar do tempo.

experimentam de características socioeconômicas semelhantes. Após a definição dos múltiplos regimes, são estimados por OLS os parâmetros das regressões que derivam do modelo de crescimento de Solow aumentado, conforme a especificação descrita em Durlauf e Johnson (1995).

O restante do artigo segue a seguinte formatação: a seção 2 trata da revisão da literatura. A seção 3 apresenta a metodologia adotada no âmbito do modelo teórico e empírico, que interligado a seção 4, fornece os resultados empíricos obtidos. As considerações finais são apresentadas na seção 5.

## **2. Revisão da Literatura**

Baumol (1986) testou um modelo *lin-log* simplificado de convergência de renda *per capita* a partir de dados de Maddison (1982) de 1870. Onde observam uma redução no diferencial entre as taxas de crescimento de renda inicial e final ao longo do período, sugerindo, portanto, a existência de  $\beta$ -convergência entre países industrializados. Embora tenha salientado que para grandes amostras não se verifica o mesmo resultado.

Os resultados observados por Baumol foram bastante contestados por De Long (1988) que apontou para duas possíveis falhas. A primeira é que Baumol tinha incluído na sua amostra um conjunto de países que tinham alcançado taxas de crescimento consideráveis em 1979 e omitido economias com estruturas distintas que não apresentava indícios de convergência. Além disso, a variável explicativa da taxa de crescimento do produto *per capita* teria sido cometida de um erro de medida. Nestas condições, segundo De Long os resultados obtidos por Baumol seriam pouco confiáveis para explicar uma redução no diferencial das taxas de crescimento de renda *per capita* entre tais países. Sob estas constatações, ele reestima o modelo com uma amostra maior de países incluindo nações com grande potencial de crescimento em 1870 e tendo o cuidado de manter os aspectos de semelhança entre as amostras. O resultado obtido não confirmou indícios de  $\beta$ -convergência entre esses países industrializados.

Em resposta, Baumol e Wolf (1988), tentaram corrigir o problema utilizando dados estimados por Bairoch (1976) para o GDP *per capita* de 19 países europeus entre os anos de 1930 a 1970 com o objetivo de construir outras amostras, ordenando-as de forma decrescente por GDP *per capita*, e tomando como ano base 1870. Para cada amostra foi calculado um coeficiente de erro-padrão com o propósito de funcionar como um operador de ponderação para o modelo. A começar, os resultados indicaram a existência de convergência do GDP *per capita* somente para o grupo dos oito países mais ricos a partir de 1860, que se consolidou em 1880. Todavia, para as amostras maiores, a convergência se mostrou bem lenta, e para a totalidade da amostra observou-se divergência do GDP *per capita* até 1913.

Com base em dados de Summers e Heston (1984) do GDP real *per capita* para uma amostra de 72 países no período de 1950 a 1980, Baumol e Wolf (1988) testaram e confirmaram a hipótese de homogeneização entre os países mais ricos, ainda que não tenham obtido a mesma confirmação para o grupo de países mais pobres. A conclusão final dos autores foi que os 15 países de renda mais alta experimentavam  $\beta$ -convergência, observada a desaceleração da velocidade ao final do período. Por outro lado, o restante, considerados países menos desenvolvidos (alguns da América do Sul) com estruturas econômicas distintas não apresentavam o mesmo resultado.

Utilizando dados em *cross-section* de Summers e Heston (1984), Barro (1991) testou a hipóteses de  $\beta$ -convergência para analisar a trajetória do crescimento do produto *per capita* entre 98 países para os anos de 1960-1985. Barro, inovou o modelo de crescimento neoclássico utilizando o índice de matrícula escolar, como *proxy* para o capital humano. Os resultados mostraram que, para um dado valor inicial do produto *per capita*, o valor inicial do capital humano apresentou forte correlação positiva com a taxa de crescimento do produto. Entretanto, para um dado valor inicial do capital humano, a taxa de crescimento do produto *per capita* apresentava-se negativamente correlacionada com o nível de renda inicial. Ademais, países com maiores taxas de capital humano experimentavam menores taxas de

crescimento populacional e maiores taxas de crescimento de capital físico. Curiosamente, os gastos de consumo do setor do governo apresentaram uma trajetória na contramão à do crescimento econômico, assim como, os investimentos públicos se mostraram insignificantes como supostos indutores do crescimento. Por fim, o autor concluiu que haveria uma condição para a possibilidade de convergência: é necessário que a taxa de crescimento do capital humano exceda o nível de crescimento de renda *per capita*, pois somente assim um país pobre poderia crescer mais rapidamente de que um país rico.

Barro e Sala-i-Martin (1992) desenvolveram diversos estudos nesta área e encontraram resultados distintos. Detectaram a presença de convergência absoluta entre os estados americanos para um extenso período entre 1840 a 1988 e posteriormente, a partir de uma amostra de 110 países em nível mundial, com dados distribuídos em *cross-section* no período de 1960 a 1985, somente detectaram a presença de convergência condicional. Em seguida, Sala-i-Martin (1996) ratifica o mesmo resultado para outro exercício, mas com o mesmo grupo de 110 países, todavia o período analisado se restringiu entre 1960-1990. Neste exercício, vale destacar, os resultados obtidos quanto às evidências de convergência absoluta para uma sub-amostra de um grupo de países que compunham a OECD. Ademais, esses autores encontraram evidências de  $\beta$ -convergência absoluta e condicional, bem como  $\sigma$ -convergência, para amostras dos estados americanos, para as prefeituras do Japão, e para algumas regiões pertencentes à Alemanha, Reino Unido, França, Itália e Espanha.

Outros autores, entre eles Martinez Coll (2001) e Quah (1992), contestaram a hipótese de convergência, sobretudo a absoluta. Para eles, estimativas de dados antigos de renda não seriam muito confiáveis, o que induziria a erros de conclusões. Analisando dados de 114 países entre 1960 e 1985 Martinez Coll (2001) observou que não havia indícios de convergência absoluta, pelo contrário, o que se percebe é aumento das diferenças de renda *per capita* entre economias. O autor ressalta que os países ricos europeus convergem para um mesmo equilíbrio, enquanto que países relativamente pobres como a Índia e a China têm convergido para o mesmo nível de renda dos ricos, assim como os novos países industrializados do sudeste asiático. Porém, observaram que países divergentes estão se distanciando dos ricos, como o caso da Argentina e a maioria dos países africanos. O autor completa que quando se testa convergência condicional, analisando somente economias que compartilham as mesmas características, observa-se uma forte tendência de convergência no longo-prazo. Mas, dentro de um contexto mais abrangente que engloba economias com características distintas, as evidências apontam para formação de múltiplos *steady-states*.

## 2.1 Evidências Empíricas no Brasil

Azzoni *et. al.* (2000) destaca que muitos trabalhos empíricos desenvolvidos buscando calcular a velocidade de convergência entre as rendas *per capita*s estaduais no Brasil apresentam resultados controversos e atribui a erros de especificação como principal causador de viés entre os estimadores de velocidade de convergência. O autor aponta para dois fatores de imprecisão: o primeiro, seria quanto aos condicionantes relacionados às características regionais que interferem sobre o crescimento; o segundo, estava relacionado a erros nas variáveis, uma vez que a renda real calculada é obtida pelos PIB's deflacionados por um índice de preço nacional, que não leva em consideração o diferencial de custo de vida ente os estados.

Sob o argumento acima, os autores construíram um painel com objetivo de calcular a velocidade de convergência entre as regiões metropolitanas (RM's) brasileiras com dados de renda real e nominal, sendo a primeira calculada a partir dos respectivos custos de vida de cada região. Além do mais, a metodologia econométrica utilizada permite introduzir ao modelo às características regionais, resolvendo o problema de omissão de variáveis. Os resultados obtidos foram comparados entre nove RM's divididas em dois grupos, Sul e SE, composto pelas RM's de Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre e NO e NE, composto pelas RM's de Belém, Fortaleza, Recife e Salvador, procurando-se identificar o quanto das desigualdades regionais poderia ser explicado pela existência de

efeitos fixos<sup>5</sup> e quanto destas poderia ser atribuído ao diferencial de custo de vida entre as regiões.

Os resultados mostram que a velocidade de convergência era reduzida quando se tratava da renda real na estrutura de um painel, o que significa que o diferencial de renda *per capita* entre as RM's é explicado principalmente pela existência de efeitos fixos que interferem sobre a convergência absoluta entre regiões. Adicionalmente, o deflacionamento da renda pelo índice de custo de vida regional provoca mudanças na renda relativa, principalmente entre regiões do Sul e SE, aumentando a participação das regiões mais afastadas da média, como o caso de Curitiba, Belo Horizonte e Salvador, e por outro lado, reduzindo a participação de regiões que apresentavam uma trajetória de renda *per capita* que mais se aproximava da média nacional, caso do Rio de Janeiro e São Paulo. Isto explicava a redução de velocidade de convergência para renda real. Por outro lado, a análise mostrou que não existia diferença entre velocidade de convergência para as regiões do grupo NO e NE quando se compara a trajetória de renda *per capita* deflacionada.

Em outro estudo desenvolvido por Magalhães (2001) com o objetivo detectar a existência de clubes e convergência no Brasil a partir da análise de *gaps*<sup>6</sup> de renda *per capita* entre os estados, no período de 1986-95. A amostra incluía os 26 estados da federação, sendo o Distrito Federal incluído no estado de Goiás. Seguindo a metodologia de Rey e Montouri (1999) utilizada para os estados dos EUA e Fingleton (1999) para a Europa, o autor utilizou um modelo aplicado a econometria espacial onde supôs que o processo de crescimento de um determinado estado pode ser afetado pelo desempenho de estados vizinhos. O autor ressalta que, devem-se introduzir modelos econométricos apropriados para tratar de convergências de renda *per capita* entre regiões ou estados de um país, e alerta para não ignorar os efeitos de dependência espacial, especificamente a autocorrelação em séries temporais e a heterogeneidade espacial.

No caso brasileiro, foram encontradas evidências de dependência espacial entre os estados considerando a convergência de renda *per capita* espacial. O primeiro resultado do estudo não aponta nenhum processo de convergência entre os 26 estados analisados. Posteriormente, os testes econométricos apontam para a presença de dependência espacial entre os estados, esse resultado indica a ocorrência da chamada autocorrelação espacial fundamental que sugere que a taxa de crescimento da renda *per capita* dos estados tem sido influenciada também pelo ritmo de crescimento dos vizinhos. A relação entre o *gap* inicial e o *gap* final para os estados brasileiros indicam a existência de dois grupos de convergência. O primeiro determinado pelos estados que apresentam *gap* inicial menor que 0,8 e o segundo composto por aqueles com *gap* maior que 0,8. O primeiro grupo é formado pelos estados do Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e Minas Gerais que convergem para o nível de renda de São Paulo, enquanto o segundo grupo composto pelos estados do Nordeste e alguns do Norte estaria divergindo, sem um nível pré-determinado de *gap* final. A conclusão final é a não confirmação de convergência entre os 26 estados brasileiros.

Na Região Sul do país, Porto Júnior e Ribeiro (2000) testaram as hipóteses de convergência de renda *per capita*, absoluta, condicional de clubes de convergência para os estados e municípios, no período de 1970 a 1998. Seguindo Quah (1993) os autores analisam o comportamento dinâmico da distribuição de renda *per capita* ao longo do tempo. Para tanto,

---

<sup>5</sup> Na presença de correlação entre a variável explicativa e o efeito fixo,  $E[y_{i,0} | m_i] \neq 0$ , e considerando a hipótese de exogeneidade forte,  $E[u_{i,s} | y_{i,s}] = 0$ , em que,  $u_{i,s}$ , é o erro que varia entre regiões e entre períodos, tendo média zero e variância constante. O estimador de efeito fixo é considerado o mais eficiente entre a classe dos estimadores não-viesados. Entretanto, quando a variável dependente defasada aparece como variável explicativa prevalece  $E[u_{i,s} | y_{i,s}] \neq 0$  e o estimador de efeito fixo torna-se inconsistente.

<sup>6</sup> O *gap* é entendido como a diferença entre a renda *per capita* de um estado  $i$  e o estado de referência, aquele que apresentou maior nível de renda *per capita* para o período analisado, que neste caso foi o estado de São Paulo.

estimaram uma função de densidade não-paramétrica, onde o estimador usado foi o núcleo estocástico com base nos dados relativos ao logaritmo da renda *per capita* relativa a média observada dos estados, municípios brasileiros e municípios da Região Sul. Além disso, utilizaram a matriz de transição de Markov e depois o vetor-limite da série para verificar se houve alterações entre regiões de um extrato para outro. Os resultados atestaram que há um processo de polarização que significa a formação de dois clubes de convergências entre os municípios da Região Sul. Quanto aos estados da Região Sul, percebe-se que a posição relativa está se alterando a partir dos anos 80. Quando a comparação é feita entre regiões, não se observa sinais de convergência absoluta entre a Região Sul em relação à Região Sudeste, supostamente mais rica.

Sousa e Porto Júnior (2002) desenvolveram um trabalho em que a metodologia se assemelha ao estudo citado no parágrafo anterior, porém o foco se volta sobre a análise de convergência de renda entre os estados brasileiros e municípios do Nordeste. Novos testes são empregados para avaliar o comportamento dinâmico da renda *per capita* e da sua distribuição. Aplica-se o teste de Drennan e Lobo (1999) e o método de Quah (1993) para os dados de renda *per capita* no Brasil<sup>7</sup>. Os resultados obtidos neste ensaio apontam para rejeição da hipótese de convergência de renda *per capita* dos municípios da região Nordeste do Brasil. Isto significa que não se pode afirmar que os municípios pobres cresceram a taxas maiores que os municípios relativamente mais ricos, sem incorrer na falácia de Galton. A análise foi ampliada para os estados brasileiros e os testes apontaram à formação de clubes de convergência distintos, típicos de polarização.

Grolli *et. al.* (2005) analisou o crescimento econômico dos municípios do Rio Grande do Sul no período de 1970-2001 através de uma nova proposta metodológica, chamadas de regressões quantílicas. Um dos objetivos do estudo era comparar seus resultados com os resultados obtidos pelas estimativas por MQO. As hipóteses de convergência absoluta e condicional foram testadas, além de utilizar contribuições da economia regional e da nova geografia econômica. Na comparação entre as metodologias utilizadas, o método de regressões quantílicas se mostraram bastante eficiente por lidar melhor com o problema de heterocedasticidade na presença de observações discrepantes (*outliers*) em dados *cross-section*. Além disso, permitiu estimar diferentes efeitos de variáveis covariadas sobre a variável dependente, aprofundando a investigação de como estas afetaram o crescimento dos municípios gaúchos no período. Mas, os resultados obtidos a partir do método de MQO para a maioria dos quantis da distribuição condicional tiveram estatísticas insignificantes que sugere fortes indícios de viés nos estimadores de MQO. Os resultados obtidos pelo método de regressão quantílicas mostram a existência de convergência absoluta na maioria dos quantis, entretanto, estas taxas de convergência mostram-se diferentes ao longo da distribuição condicional. Segundo o autor, estes resultados não surpreendem, pois os municípios do estado possuem características estruturais semelhantes, e em muitos casos, compartilham de muitas instituições que favorecem o processo de convergência.

Oliveira Júnior. *et. al.* (2007) analisaram o processo de convergência microrregional para o setor agrícola utilizando o modelo de Threshold, no período de 1970 a 1996. A metodologia empregada baseia-se em Durlauf e Johnson (1995), que segue o modelo de crescimento de Solow aumentado. Este estudo consiste em determinar o valor da produção agrícola microrregional a partir de uma função de produção Cobb-Douglas, que tem como argumentos: a tecnologia, a força de trabalho, o estoque de capital físico e o estoque de capital humano. O modelo econométrico Threshold, se baseia nas hipóteses de Hansen (2000), esta abordagem permite a divisão da amostra baseada em uma função indicadora que utiliza

---

<sup>7</sup> Vale ressaltar que Quah (1993) e Quah e Durlauf (1998) consideram a equação tradicional proposta por Barro e Sala-i-Martin (1991,1992) não apropriada para testar a hipótese de convergência de renda entre países, isto porque assumem que os testes só seriam válidos se os determinantes do crescimento fossem “estocasticamente” invariantes no tempo. “Porém, todos os dados de renda e crescimento mostram que os parâmetros da equação tradicional de Barro e Sala-i-Martin são variantes e obedecem a padrões estocásticos distintos” (Quah, 1993, p. 02)

variáveis observáveis, definidas previamente, como determinantes na divisão da amostra em subgrupos. Os resultados obtidos mostram a existência de três grupos de convergências com características socioeconômicas diferentes. Já dentro dos grupos de convergência, os resultados das estimativas de MQO mostram a confirmação da hipótese de convergência para os clubes extremos (o mais rico e o mais pobre), mas que não se confirma para o grupo intermediário. Os resultados também mostraram que o crescimento do produto agrícola microrregional é mais afetado por incrementos no estoque de capital físico do que em relação ao capital humano.

A partir da mesma abordagem econométrica citada no parágrafo anterior e seguindo o modelo teórico de Mankiw *et al.* (1992) e Durlauf e Johnson (1995), Paixão *et al.* (2008) testou a hipótese de convergência de renda para 237 municípios da Amazônia Legal entre 1980-2004. Os resultados indicaram para a formação de seis clubes de convergência, distribuídos entre: dois mais ricos, com maior renda *per capita*; dois mais pobres, com menor renda *per capita*; e dois grupos intermediários. De modo geral, a *proxy* do capital humano mostrou-se significativa para explicar o processo de convergência. Este resultado corrobora com o pressuposto sobre o efeito limiar do capital humano, sugeridos por Lau *et al.* (2003) e observados no trabalho de Freitas e Bacha (2004). Mas, a *proxy* indicada para representar o investimento em capital físico, apesar de significativa, apresentou-se negativamente correlacionada com o processo de crescimento da renda para quase todos os grupos. Constatou-se existência de convergência entre os clubes mais ricos, porém os clubes intermediários apresentaram resultados inconclusivos, e no clube dos pobres o processo de convergência apenas manifestou-se para o clube mais pobre, abrangendo 26 municípios, predominantemente localizados nos estados do Maranhão e Pará.

### 3. Metodologia

#### 3.1 Análise Teórica do Modelo de Crescimento

A metodologia empregada neste artigo baseia-se em Durlauf e Johnson (1995), os quais seguem o modelo de crescimento de Solow aumentado. O modelo considera que o valor da renda *per capita* do município  $i$  no tempo  $t$  ( $Y_{i,t}$ ) é determinado por uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, que tem como argumentos um parâmetro que capta o desenvolvimento tecnológico, ( $A_t$ ); o fator trabalho, ( $L_{i,t}$ ); o capital físico ( $K_{i,t}$ ) e o capital humano ( $H_{i,t}$ ); como mostra a equação abaixo.

$$Y_{i,t} = fK_{i,t}^a H_{i,t}^b (A_t L_{i,t})^{1-a-b}, \text{ em que } a + b > 1, a, b > 0 \quad (1)$$

Assume que todas as variáveis estão no tempo contínuo e que a tecnologia e a força de trabalho crescem a uma taxa constante, dado por  $g$  e  $n_i$ , respectivamente. Cada município multiplica seu estoque de capital físico (acumulado através de investimentos de bens de capital) e humano (acumulado através dos investimentos em educação) pela taxa de poupança, representadas por  $s_i^k$  e  $s_i^h$ , enquanto ambos os estoques depreciam-se a mesma taxa  $d$ . Isto induz a equação de acumulação de capital da forma  $dK_{i,t}/dt = \dot{K}_{i,t} = s_i^k Y_{i,t} - dK_{i,t}$  e  $dH_{i,t}/dt = \dot{H}_{i,t} = s_i^h Y_{i,t} - dH_{i,t}$ . Como resultado, sobre qualquer intervalo de tempo da ordem  $T$  a  $T+t$ . A renda *per capita* é obtida por,

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,T+t} - \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,T} = g + (1 - e^{-lt}) \left[ \Theta + \frac{a}{1-a-b} \ln(s_i^k) + \frac{b}{1-a-b} \ln(s_i^h) - \frac{a+b}{1-a-b} \ln(n_i + g + d) - \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,T} \right] \quad (2)$$

em que  $\Theta = (1/1-a-b)\ln f - \ln A_T - g$  e  $I_i = (1-a-b)(n_i + g + d)$  que é a taxa de convergência em direção ao *steady-state*.

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 *steady-state* para diferentes condições iniciais. Um destes modelos é o de Azariadis-Drazen (1990), que introduz um efeito limiar (*threshold*) no processo de acumulação de capital físico ou humano, de forma que a função produção torna-se,

$$Y_{i,t} = fK_{i,t}^{a_j} H_{i,t}^{b_j} (A_i L_{i,t})^{1-a_j-b_j} \quad (3)$$

Por suposição, se  $a_j = a_1$  implica que  $K_{i,t} < \overset{\circ}{K}_t$ , ou  $a_j = a_2$  para outros casos; e  $b_j = b_1$  implica que  $H_{i,t} < \overset{\circ}{H}_t$ , ou  $b_j = b_2$  para os outros casos.

Este tipo de não-concavidade<sup>8</sup>, para alguns valores limiares assumidos por  $\overset{\circ}{K}_t$  e  $\overset{\circ}{H}_t$ , geram múltiplos *steady-states* com a seguinte lei de formação,

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,T+t} - \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,T} = g + (1-e^{-I_i t}) \left[ \Theta_j + \frac{a_j}{1-a_j-b_j} \ln(s_i^k) + \frac{b_j}{1-a_j-b_j} \ln(s_i^h) \right. \\ \left. - \frac{a_j + b_j}{1-a_j-b_j} \ln(n_i + g + d) - \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,T} \right] \quad (4)$$

Assim, os municípios seguirão uma das quatro leis de formação distinta do Modelo de Solow, de acordo com a relação entre  $(K_{i,t}, H_{i,t})$  e  $(\overset{\circ}{K}_t, \overset{\circ}{H}_t)$ , respectivamente.

É importante salientar que o modelo ilustrado acima em (4) encoraja a estratégia empírica adotada neste trabalho, no qual tem como principal objetivo analisar o comportamento dos subgrupos compostos por municípios da Amazônia Legal, identificados pela dotação inicial do valor da renda *per capita*, seguindo diferentes de regressores definidos pelo Modelo de Solow.

### 3.2 Modelo Threshold e Intervalo de Confiança

A abordagem econométrica baseia-se em Hansen (2000) que desenvolveu um modelo que permite a divisão da amostra baseada numa função indicadora, o qual utiliza variáveis observáveis, definidas previamente, como determinantes na divisão da amostra em subgrupos. As equações a seguir descrevem o modelo e as técnicas de inferência estatística necessária para análise empírica proposta neste artigo.

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

$$y_i = q_1' x_i + e_i, \quad q_i \leq g \quad (5)$$

$$y_i = q_2' x_i + e_i, \quad q_i > g \quad (6)$$

Em que,  $q_i$  é a variável *threshold*, que tem a função de dividir a amostra em dois grupos que podem ser chamados de “classes” ou “regimes”. A variável  $e_i$  é o termo de erro aleatório da regressão.

<sup>8</sup> A não-concavidade da função de produção está intimamente ligada a heterogeneidade observada entre os municípios, isto leva à possibilidade de existência de múltiplo *steady-states*.

Para um modelo de uma única equação, defini-se a variável *dummy* de modo,  $d_i(\mathbf{g}) = I(q_i \leq \mathbf{g})$ , em que  $I(\bullet)$  é a função indicadora. Considerando,  $x_i(\mathbf{g}) = x_i d(\mathbf{g})$ , e operando a diferença entre (6) e (5), obtêm-se:

$$y_i = \mathbf{q}'_2 x_i + \mathbf{d}'_n x_i(\mathbf{g}) + e_i \quad (7)$$

em que  $\mathbf{d}'_n = \mathbf{q}'_2 - \mathbf{q}'_1$ . Escrevendo a equação (7) na forma matricial, tal que:  $Y$  seja o vetor coluna da variável a ser explicada,  $e$  seja o vetor coluna do termo de erro estocástico, que seguem a ordem  $(n \times 1)$ ; e  $X$  e  $X_g$  são as matrizes dos regressores com dimensão  $(n \times m)$ . Desta forma, podemos escrever:

$$Y = Xq + X_g d_n + e \quad (8)$$

Os parâmetros da equação acima  $(q, d_n, \mathbf{g})$  podem ser estimados por mínimos quadrados ordinários (OLS). Definindo  $S_n(q, d_n, \mathbf{g}) = (Y - Xq - X_g d_n)'(Y - Xq - X_g d_n)$ , como a função de soma de quadrados dos erros da regressão, por definição, os estimadores de mínimos quadrados  $(\hat{q}, \hat{d}_n, \hat{\mathbf{g}})$ , tendem a minimizar  $S_n(q, d_n, \mathbf{g})$ . Neste processo, assume-se que  $\mathbf{g}$  é restringido a um conjunto fechado, igual a  $\Gamma = [\underline{\mathbf{g}}, \bar{\mathbf{g}}]$ . Assim como, os estimadores por OLS serão MELNV dado que,  $e \sim iid N(0, \mathbf{S}^2)$ .

Condicionando os parâmetros da equação (8) em relação aos valores de  $\mathbf{g}$ , obtêm-se os estimadores de mínimos quadrados condicionados, dados por  $\hat{q}(\mathbf{g})$  e  $\hat{d}_n(\mathbf{g})$  e através da regressão de  $Y$ , dado que  $X_g^* = [X \ X_g]$ . Assim,  $S_n(q, d_n, \mathbf{g})$  pode ser escrito na forma concentrada,

$$S_n(\mathbf{g}) = S_n(\hat{q}(I), \hat{d}_n(\mathbf{g}), \mathbf{g}) = Y'Y - Y'X_g^* (X_g^* X_g^*)^{-1} X_g^* Y \quad (9)$$

Para encontrar os valores de  $\hat{\mathbf{g}}$  que minimiza os erros dado por (9) deve-se realizar uma varredura sobre os valores de  $\mathbf{g}$  sobre o intervalo  $\Gamma_n = [\underline{\mathbf{g}}, \bar{\mathbf{g}}]$ , tal que,

$$\hat{\mathbf{g}} = \arg \min_{\mathbf{g} \in \Gamma_n} S_n(\mathbf{g}) \quad (10)$$

em que  $\Gamma_n = [\underline{\mathbf{g}}, \bar{\mathbf{g}}] \mathbf{I} \{q_1, \dots, q_n\}$ , e  $\{q_1, \dots, q_n\}$  é a amostra de variáveis candidata à variável *threshold*. Após a definição  $\hat{\mathbf{g}}$ , as estimativas de OLS de  $q$  e  $\mathbf{g}$ , são dadas por  $\hat{q} = \hat{q}(\hat{\mathbf{g}})$  e  $\hat{d}_n = \hat{d}_n(\hat{\mathbf{g}})$ .

Em geral, a estimação dos intervalos de confiança para o modelo *threshold* é encontrada através da inversão da estatística de Wald ou da estatística  $t$ . No entanto, no modelo em questão o verdadeiro parâmetro  $\mathbf{g}$  é não observável, e a estatística de Wald tem suas propriedades viesadas para pequenas amostras<sup>9</sup>. Para corrigir esta restrição, Hansen (2000) baseia-se na estatística da taxa de verossimilhança,  $LR_n(\mathbf{g})$ .

Para elaborar intervalos de confiança baseados em  $LR_n(\mathbf{g})$ , define-se  $C$  como o nível de intervalo de confiança assintótico para  $(C=0,95)$ , em que  $c = c_x(C)$  como o valor

<sup>9</sup> Dufour (1997) argumenta que, a estatística Wald, particularmente em amostras finitas, apresenta distribuições “mal-comportadas”, e, por conseguinte, as regiões de estimação do parâmetro  $\mathbf{g}$ , apresentam falhas.

crítico do intervalo  $\hat{\Gamma} = \{g : LR_n(g) \leq c\}$ . Um método gráfico para encontrar o intervalo de  $\hat{\Gamma}$ , sob a hipótese de homocedasticidade – a saber,  $e \sim iid N(0, S^2)$  – é grafar a taxa de verossimilhança  $LR_n(g)$  contra  $g$  e traçar uma linha horizontal em  $c$  (note que, a taxa de verossimilhança é igual a zero quando,  $g = \hat{g}$ ). Equivalentemente, pode-se grafar a soma dos quadrados dos erros,  $S_n(g)$  contra  $g$  e traçar uma reta em  $S_n(\hat{g}) + \hat{S}^2 c$ .

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

$$LR_n^*(\hat{g}) = \frac{LR_n(g)}{\hat{h}^2} = \frac{S_n(g) - S_n(\hat{g})}{\hat{S}^2 \hat{h}^2} \quad (11)$$

Em um intervalo de confiança alterado, tem-se,  $\hat{\Gamma}^* = \{g : LR_n^*(g) \leq c\}$  desde que  $\hat{h}^2$  seja consistente para o  $h^2$ ,  $P(g_0, \Gamma_n^*) \rightarrow C$ , quando  $h \rightarrow \infty$ , então o  $\hat{\Gamma}^*$  não apresenta robusta heterocedasticidade assintoticamente a um nível  $C$ , referente à região de confiança,  $g$ . Em outras palavras, em grandes amostras, os erros  $e$  são idênticos e se distribuem independentemente dos regressores  $x_i$  e da variável *threshold*  $q_i$ .

### 3.3 Análise Empírica

Após o modelo *threshold* identificar a existência de múltiplos regimes, foram estimadas as regressões por OLS, para cada grupo de característica socioeconômica distinta<sup>10</sup>.

O modelo econométrico é obtido utilizando o mesmo valor de  $I_i$  para todos os municípios e a equação que define a renda *per capita* por município entre os dois períodos propostos, é dada como segue.

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,04} - \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,90} &= j_0 + j_1 \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,90} + j_2 \ln\left(\frac{CAPFIS}{Y}\right)_{i,90-04} \\ &+ j_3 \ln(CAPHUM)_{i,90} - j_4 \ln(n_{1,i} + g + d) + e_{1,i} \end{aligned} \quad (12)$$

Na seqüência,

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,04} - \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,00} &= y_0 + y_1 \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{i,00} + y_2 \ln\left(\frac{CAPFIS}{Y}\right)_{i,90-04} \\ &+ y_3 \ln(CAPHUM)_{i,00} - y_4 \ln(n_{2,i} + g + d) + e_{2,i} \end{aligned} \quad (13)$$

Em que  $e_1$  e  $e_2$  são os termos de erro aleatório das regressões acima, que experimentam,  $e_{1,2} \sim N(0, \Omega_e)$ . Seguindo Mankiw *et. al.* (1992), assumem-se os valores,  $g=0,02$  e  $\delta=0,03$ , para as taxas de desenvolvimento tecnológico e de depreciação dos estoques de capital físico e humano, respectivamente.

A evidência de convergência está associada com o sinal negativo obtido nas estimativas de  $j_1$  e  $y_1$ . Em outras palavras, diz-se que a convergência de renda ocorre entre as economias, caso a taxa de crescimento da renda *per capita* de uma economia dita mais pobre cresce mais rapidamente que a taxa de crescimento da renda *per capita* de outra economia relativamente mais rica. Neste sentido, a velocidade de convergência para o *steady-state*, observada para os diferentes períodos é dada por:

<sup>10</sup> Foram empregadas estimação com correções de heterocedasticidade. Segundo a abordagem de Durlauf e Johnson (1995).

$$I_{1,i} = \ln(1 + |j_1|) / t_1, \quad I_{2,i} = \ln(1 + |y_1|) / t_2 \quad (14)$$

Os dados utilizados estão distribuídos em *cross-section* para duas amostras: a primeira relativa ao período mais extenso segue de 1990-2004 e abrange 613 municípios, e a segunda que correspondente ao período de 2000-2004 abrange 723 municípios<sup>11</sup>. Esta desagregação segue as definições do IBGE relativo ao período mais extenso e os dados foram coletados junto ao IPEADATA<sup>12</sup>. As variáveis utilizadas são discriminadas a seguir, de acordo com período analisado e conforme as equações (12) e (13):

- i.  $(Y/L)_{i,90,00,04}$ , é o Produto Interno Bruto<sup>13</sup> *per capita* calculado para o município  $i$ , no ano de 1990, 2000 e 2004;
- ii.  $CAPFIS_i$ , foi utilizada uma *proxy* para o capital físico, correspondente a taxa de proporção média ao Fundo de Participação do Município<sup>14</sup> (FPM) de cada município  $i$ , calculado a partir do  $\ln\left[\frac{1}{m_1} \sum_{1990}^{2004} FPM_i\right]$  e  $\ln\left[\frac{1}{m_2} \sum_{2000}^{2004} FPM_i\right]$  relativos aos períodos 1990-2004 e 2000-2004, respectivamente, em que  $m_1 = 15$  e  $m_2 = 4$ ;
- iii.  $CAPHUM_i$ , foi utilizada como *proxy* a média dos anos de estudo no ano de 1990 e 2000 para o município  $i$ . Compreende a razão entre o somatório do número de anos de estudo completados por pessoas que tem 25 anos ou mais de idade, e o número de pessoas nessa faixa etária.
- iv.  $n_{1,i}$  e  $n_{2,i}$  correspondem as taxas de crescimento da população durante os períodos, calculada a partir de:  $\frac{1}{m_1} \sum_{1990}^{2004} (\ln n_{t+1} - \ln n_t)$ , e  $\frac{1}{m_2} \sum_{2000}^{2004} (\ln n_{t+1} - \ln n_t)$  relativos aos períodos de 1990-2004 e 2000-2004, respectivamente.

## 4. Resultados Empíricos

### 4.1 Análise Descritiva

O objetivo da análise descritiva realizada abaixo é de verificar se existem evidências preliminares de grupos de municípios com características socioeconômicas distintas. Para isso é utilizada primeiramente uma análise de dispersão dos municípios levando em consideração a taxa de crescimento do PIB *per capita* entre os períodos de 1990 a 2004 e 2000 a 2004. O objetivo é observar a inclinação da nuvem de dispersão da taxa de crescimento em relação ao logaritmo do PIB *per capita* do ano inicial a cada período, uma vez que, se esta inclinação for negativa haverá indícios de convergência entre os municípios.

Outro método aplicado aqui é a utilização da densidade para o logaritmo do valor da renda *per capita* no ano inicial referente a cada período (1990 e 2000), assim como a *proxy* do capital humano, anos médios de estudo, para o ano de 2000. A estimação de densidade consiste em considerar cada observação de uma amostra de tamanho  $n$  como o ponto central

<sup>11</sup> Vale ressaltar que o número exato de municípios que compreendem a Amazônia Legal é de 763. No entanto, para os anos tomados como base neste artigo (1990), 150 municípios tiveram que ser excluídos, seja por falta de dados ou mesmo pela recente emancipação.

<sup>12</sup> Maiores informações consulte, [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br).

<sup>13</sup> O valor do Produto Interno Bruto para os anos 1990, 2000 e 2004, está em R\$ de 2.000 na unidade de mil reais.

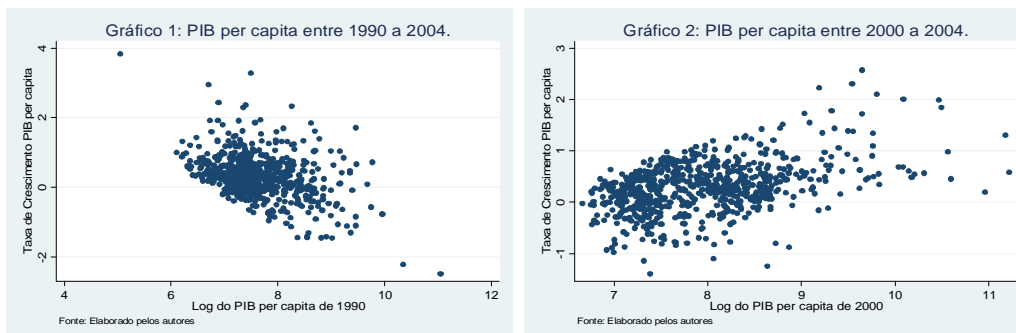
<sup>14</sup> O Fundo de Participação do Município é uma modalidade de transferência de recursos financeiros da União para os Municípios, previsto na Constituição Federal no art. 159, inciso I, alínea "a" e "b".

de um intervalo de tamanho  $h^{15}$ . Neste sentido, a função de densidade será estimada a partir de,  $\hat{f}_h(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n P(x_i)$ , em que,  $P(x_i)$  é uma função de ponderação.

Um exemplo da aplicação de análise de densidade é o estudo de Jones (1997), que observando a evolução da densidade do GDP *per capita* por trabalhador para 121 países a partir de uma amostra de Summers & Heston (1991). Os resultados obtidos mostraram que a distribuição de renda passou de uni-modal para bi-modal entre os anos de 1960 a 1988. O autor explica que nem todas as economias tendem a convergir para o mesmo equilíbrio, outro grupo de características semelhantes tende a se afastar do nível de renda *per capita* referencial.

Deste modo, seguindo Jones (1997) e observando as características dos gráficos 1 e 2 relativo aos dois períodos analisados, em que estão dispostos os dados para os municípios da Amazônia Legal, percebe-se uma vasta concentração da variável logaritmo do PIB *per capita* do ano inicial em torno de zero. Por outro lado, observando a inclinação da nuvem de dispersão referente a cada período, percebe-se claramente que, para o período mais extenso a nuvem se mostra negativamente inclinada, indicando indícios de convergência. Entretanto, entre 2000 a 2004 a nuvem apresenta inclinação positiva indicando a existência de divergência entre os municípios da Amazônia Legal. Não obstante, mudanças na conjectura econômica podem ajudar a explicar tais dicotomias observadas entre os períodos.

**Gráfico 1 e 2: Dispersão do PIB *per capita* de 1990-2004 e de 2000-2004 dos Municípios da Amazônia Legal.**



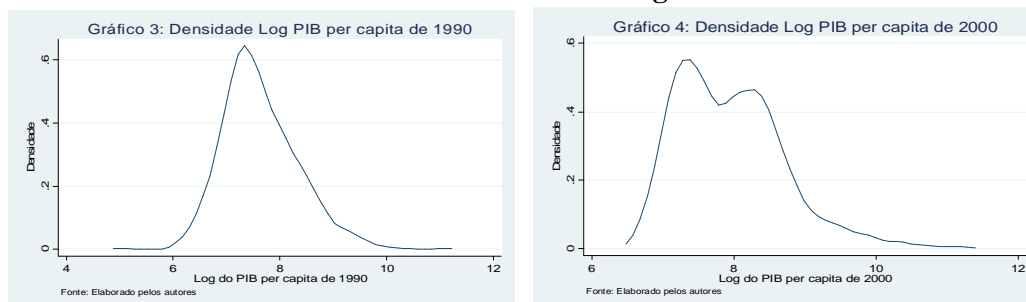
Contudo, observando as características dos gráficos 3 e 4 abaixo, em que se utiliza uma função densidade<sup>16</sup>, a análise descritiva mostra, a priori, a decomposição da amostra em dois grandes grupos de convergência. É digno de notar que, durante o período mais extenso a amostra caracteriza-se por ser uni-modal com distribuição concentrada em torno da média. Entretanto ao se observar a densidade durante 2000 a 2004, este cenário passa a compor duas modas distintas, caracterizada por uma distribuição de densidade bi-modal.

Portanto, a partir destes resultados preliminares pode-se afirmar que existe um processo de desagregação da amostra no decorrer de 10 anos. A partir de 2000, a amostra passa a compor dois grupos de municípios com características estruturais semelhantes, o primeiro (à esquerda) com renda *per capita* mais baixa se comparado ao segundo grupo (à direita). Contudo, importa destacar que as duas funções densidades não se apresentam simétricas e que a longa calda à direita denota a assimetria na distribuição da renda, o que significa que existe um grande número de municípios com renda *per capita* superior à média.

<sup>15</sup> A escolha ótima do parâmetro  $h$  depende da verdadeira densidade, assim como do tamanho da amostra. Uma regra de bolso comumente usada com o núcleo normal é  $h = S(1,06)n^{-1/3}$ . Veja Silverman (1986).

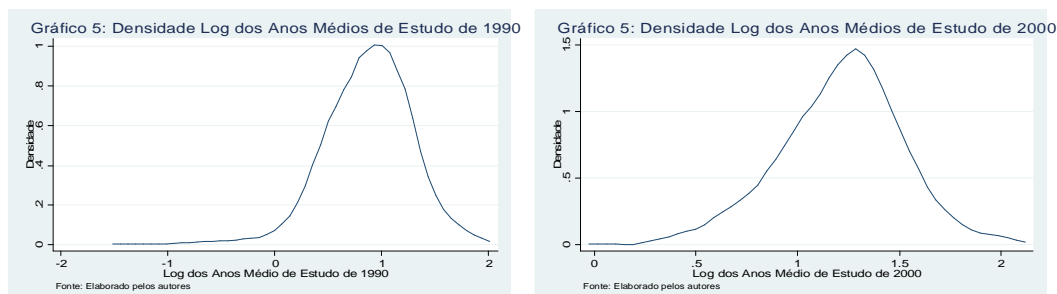
<sup>16</sup> Foi considerada a função de Epanechnikov para estimar a densidade.

### Gráfico 3 e 4: Densidade do Logaritmo do PIB *per capita* de 1990 e 2000 dos Municípios da Amazônia Legal.



Por outro lado, ao analisar a densidade da variável representativa do capital humano, é perceptível uma distribuição bi-modal relativo ao início de 1990, que caracteriza a existência de um grupo de municípios com baixíssima média relativa de anos de estudo neste período. Outro ponto importante a ser destacado é a persistência assimétrica desta variável ao longo de dez anos, o que demonstra a heterogeneidade intra-regional de sua distribuição com relação à média de anos de estudo entre os municípios. Contudo, a longa calda a esquerda observável no início de 1990 passa a se desconfigurar no decorrer da década, com efeito, a densidade no início de 2000 assume uma distribuição mais simétrica. Estas evidências apontam para aumento dos ingressantes no ensino fundamental entre os grupos de municípios mais pobres. Na prática, a média dos anos de estudo aumentou em torno de 37% no decorrer de 10 anos<sup>17</sup>, entre os municípios da Amazônia, mas ainda se observa uma larga diferença se comparada com a média do Brasil que gira em torno de 5,9 anos de estudo, ou ainda da média da Região Sudeste, na ordem de 6,6 anos.

### Gráfico 5 e 6: Densidade do Logaritmo dos Anos Médios de Estudo em 1990 e 2000 nos Municípios da Amazônia Legal.



Por fim, a partir dos resultados preliminares obtidos pela análise descritiva, pode-se concluir que há fortes indícios de formação de grupos de convergência de renda *per capita*, indicando assim a possível confirmação de existência de clubes de convergência entre os municípios que compõem a Amazônia Legal.

## 4.2 Resultados do Modelo Threshold

A abordagem econométrica descrita na seção 3.2, permite dividir as amostras em regimes baseado no suposto de um efeito limiar, ou efeito *threshold*. Neste sentido, os primeiros resultados mostram que entre todos regressores, o produto interno bruto *per capita* de 1990 e de 2000 – referente aos períodos de 1990-2004 e de 2000-2004, respectivamente – foram eleitas como variáveis *threshold* do modelo. A obtenção destes resultados está associada à análise do teste LM<sup>18</sup>, robusto para corrigir o problema de heterocedasticidade. Assim, o procedimento consiste em testar a seguinte hipótese nula.

<sup>17</sup> Segundo dados do IPEADATA, no início de 1990 a média de estudo para pessoas com 25 anos ou mais girava em torno de 2,44 anos por município, enquanto que em 2000, a média atingia a ordem de 3,5 anos.

<sup>18</sup> Teste LM, chamado de Multiplicador de Lagrange.

$H_0$  : Inexistem evidências para o efeito *threshold*, portanto, de que não deve haver divisão da amostra em regimes ou ainda subgrupos. A rigor, deve ser observada a magnitude do *p-value* via *bootstrap*, em todas as fases processo, seja na amostra completa ou nas sub-amostras.

Importa ressaltar que, os testes para efeito *threshold* seguem um processo iterativo e repetitivo até o ponto em que não há mais evidências estatísticas da necessidade de novas subdivisões amostrais. Dito isto, as Tabelas 1 e 2 abaixo descrevem os resultados encontrados para a divisão das amostras entre os nós de decisão, além disso, apresentam a identificação de cada nó, os valores da estatística LM, o valor *threshold* e o intervalo de confiança. A análise é dirigida para os dois períodos.

**Tabela 1: Decisão de Divisão da Amostra referente ao Período de 1990-2004.**

Nó de Decisão	Teste LM	Decisão de Divisão	
	PIB 1990	Valor <i>threshold</i>	Intervalo de Confiança*
PIB 1990	34.1404	7.3688	[ 7.3587 ; 8.1439 ]
1.1	13.6528	6.4616	[ 6.3106 ; 6.4830 ]
1.2	16.8516	9.3999	[ 8.1349 ; 9.4613 ]

Nota: (\*) Nível de significância adotado foi de 95%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Os resultados demonstrados na Tabela 1 não permitem aceitar a hipótese nula, isto permite confirmar a existência de três nós de decisão que correspondem ao nó inicial, e que, por conseguinte, se subdividem em quatro nós terminais. Todavia, as mesmas características estruturais não se aplicam para o período subsequente.

**Tabela 2: Decisão de Divisão da Amostra referente ao Período de 2000-2004.**

Nó de Decisão	Teste LM	Decisão de Divisão	
	PIB 2000	Valor <i>threshold</i>	Intervalo de Confiança*
PIB 2000	26.6285	9.1872	[ 8.9824 ; 9.1872 ]
1.1	19.5104	8.0628	[ 7.9705 ; 8.4280 ]
2.1	16.8516	8.5096	[ 8.1349 ; 9.4613 ]
3.1	17.0319	7.5384	[ 7.3154 ; 7.6290 ]

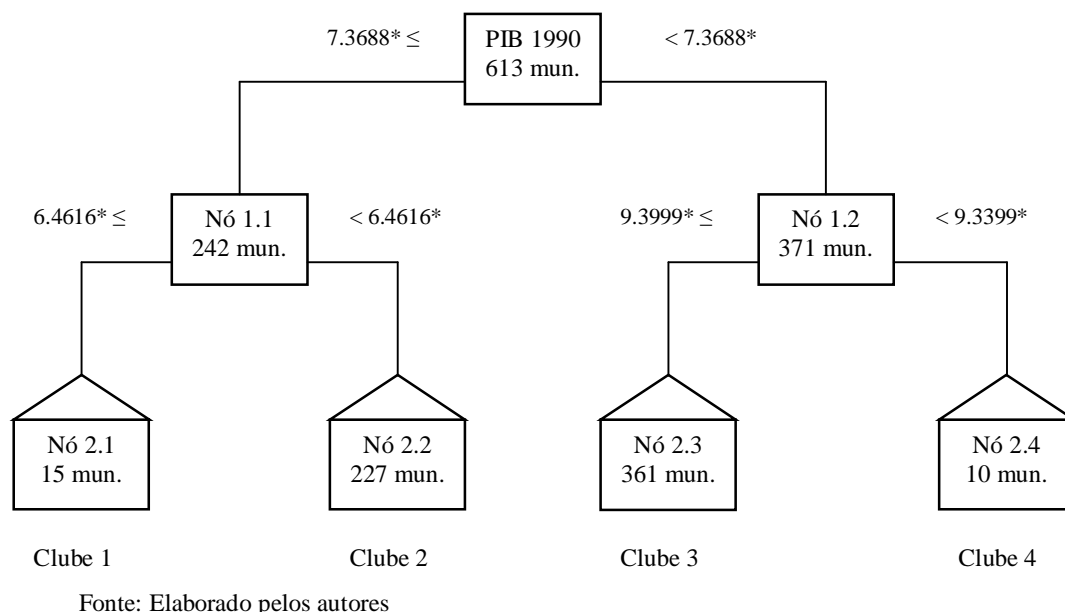
Nota: (\*) Nível de significância adotado foi de 95%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

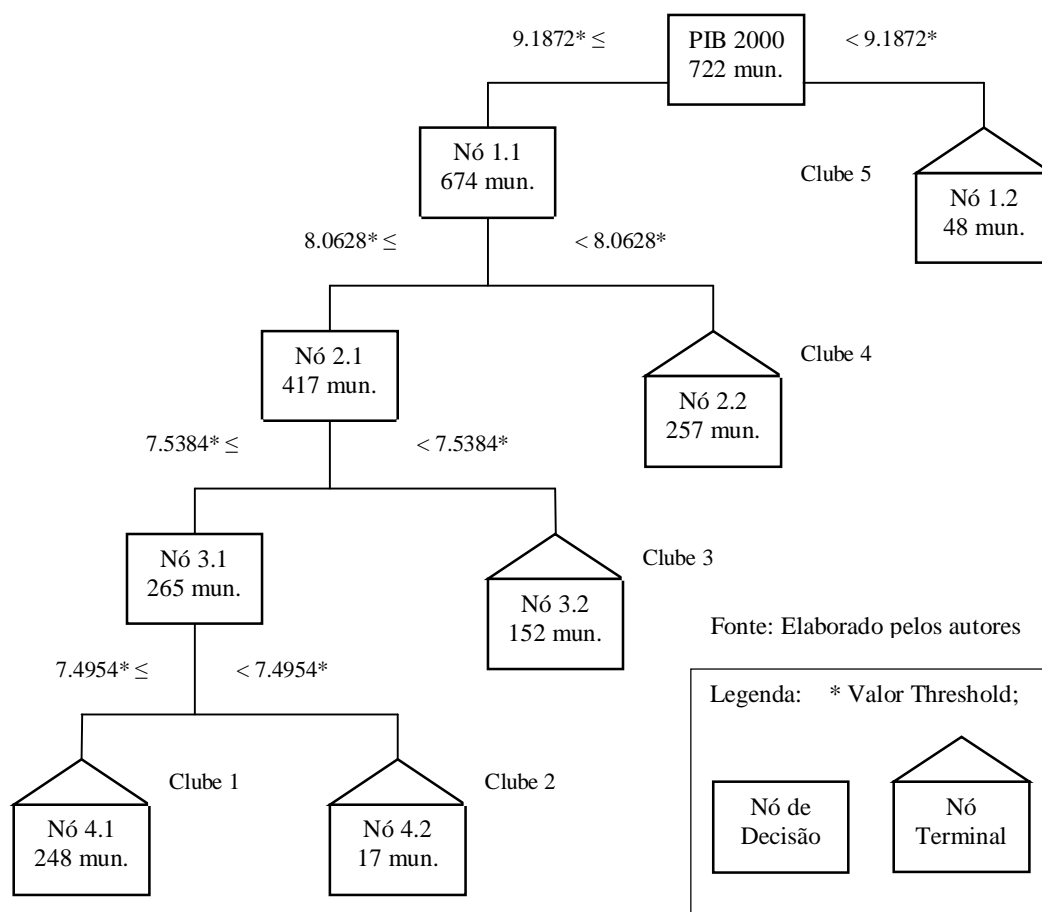
Para o período 2000-2004, os resultados econométricos apontam para a existência de quatro nós de decisão que se ramificam, a partir do processo de interação em mais cinco nós terminais.

Dois diagramas tipo “árvore” foram desenvolvidos para melhor explicitar os resultados (Figuras 1 e 2). Os diagramas contêm duas formas geométricas que classificam os nós. Uma forma retangular contendo os nós de decisão e outra na forma de um pentágono contendo os nós terminais, e ainda contêm a identificação de cada clube. As informações contidas em cada forma geométrica referem-se à identificação do nó e o número de município associado a cada nó. O valor *threshold* é grafado no ramo de ligação que interligam os nós. Vale ressaltar que, os valores a esquerda de cada nó de decisão, referem-se às observações com variável menor ou igual ao valor *threshold*, e, à direita estão às observações com valor do PIB do ano inicial maior do que o valor *threshold*.

**Figura 1: Diagrama de Decisão do Efeito Threshold. Período de 1990-2004.**



**Figura 2: Diagrama de Decisão do Efeito Threshold. Período de 2000-2004.**



De acordo com a Figura 1 acima, pode-se observar que a amostra composta com 613 municípios foi dividida em dois grandes grupos, em que cada um experimenta de características estruturais semelhantes. O nó de decisão 1.1 engloba 242 municípios com o valor inicial do PIB *per capita* menor ou igual a R\$ 1.585,73. Em seguida, o nó de decisão 1.2 representa 371 municípios em que todos apresentam valor do PIB *per capita* inicial maior que

R\$ 1.585,73. Como se pode notar, cada nó de decisão é dividido em mais dois nós terminais, chamados de clubes de convergência, assim, os nós terminais 2.1 e 2.2 são resultantes da fragmentação do nó de decisão 1.1 e os nós terminais 2.3 e 2.4 resultam da fragmentação do nó de decisão 1.2. Desta forma, o clube de convergência 1 abrange os 15 municípios mais pobres com valor do PIB *per capita* inicial menor ou igual a R\$ 640,08 e o clube de convergência 2 abrange 227 municípios com valor do PIB *per capita* inicial maior que R\$ 640,08 e menor que R\$ 1.585,73. A direita da figura citada tem-se o clube de convergência 3, associado ao nó terminal 2.1, que abrange 361 municípios com valor do PIB *per capita* inicial maior que R\$ 1.585,73 e menor ou igual a R\$ 12.087,17, ano. Por fim, tem-se o clube 4 que abrange os 10 municípios mais ricos, aqueles com valor do PIB *per capita* inicial maior que R\$ 12.087,17<sup>19</sup>.

Todavia, os resultados mostram que a estrutura socioeconômica observada no período mais extenso sofre uma modificação no decorrer de 10 anos, é notável concluir que a relação de crescimento do PIB *per capita* inicial passa a assumir um caráter de maior de interdependência regional, isto significa que o efeito das externalidades é mais atuante neste período. Isto pode ser observado quando se compara as duas figuras e percebe-se claramente uma transformação na subdivisão amostral, via efeito *threshold*.

Dito isto, na Figura 2 pode-se observar a existência de 4 nós de decisão e 5 nós terminais, em que todos os nós de decisão apresentam uma relação de interdependência entre si. Isoladamente e a direita, têm-se o clube 5 com os 48 municípios mais ricos da amostra, estes experimentam de um PIB *per capita* inicial superior a R\$ 9.771,25 ano. A esquerda, têm-se uma cadeia composta por nós de decisão e nós terminais. O nó de decisão 1.1 abrange um total de 674 municípios que experimentam de PIB *per capita* menor ou igual a R\$ 9.771,25 sendo que este se divide entre o nó de decisão 2.1 e o nó terminal 2.2. O nó de decisão 2.1 abrange 417 municípios com renda *per capita* menor ou igual a R\$ 3.174,16 e o nó terminal 2.2 relativo ao clube 4 que abrange 257 municípios, todos com PIB *per capita* entre R\$ 3.174,16 e R\$ 9.771,25. Em seguida o nó de decisão 2.1 se fragmenta entre o nó de decisão 3.1 e o nó terminal 3.2, o primeiro engloba 265 municípios todos com PIB *per capita* inferior a R\$ 1.878,82, e o segundo abrange 152 municípios, em que todos experimentam de um PIB *per capita* entre R\$ 1.878,82 e R\$ 3.174,16. Finalmente, tem-se o nó de decisão 3.1 com 265 municípios que se divide entre o nós terminais 4.1 e 4.2. O primeiro relativo ao clube 1 é o mais pobre do grupo, compreende 248 municípios todos com PIB *per capita* igual ou inferior a R\$ 1.799,74, e o segundo, abrange 17 municípios que dispõem de uma renda *per capita* entre R\$ 1.799,74 e R\$ 1.878,82.

### 4.3 Análise dos Nós Terminais

As Tabelas 3 e 4 a seguir descrevem os resultados das estimações feitas por OLS dos modelos de regressão (12) e (13) expressos na seção 3.3. Estas tabelas apresentam as estimações para a amostra total (Amazônia legal), assim como para cada clube de convergência. Procedeu-se em avaliar cada período separadamente e em seguida fazem-se as devidas considerações entre os períodos.

**Tabela 3: Resultados da Estimação por OLS para 1990-2004.**

	Amazônia Legal	Clube 1	Clube 2	Clube 3	Clube 4
Municípios	613	15	227	361	10
<b>Variáveis</b>	<b>Estimativas por OLS</b>				
Constante	4.6175*	12.3055*	4.0443*	5.7951*	15.1975*

<sup>19</sup> Os valores do PIB *per capita* inicial são obtidos a partir do *antilog* do valor *threshold* associado a cada nó de decisão ou terminal.

	(0.4995)	(0.8744)	(1.1275)	(.06746)	(3.004)
$\ln(Y/L)_{i,90}$	-0.4815* (0.0493)	-2.2378* (0.0699)	-0.3638* (0.1457)	-0.5724* (0.0680)	-2.2540* (0.2442)
$\ln(CAPFIS/Y)_{i,04}$	-0.0820* (0.0275)	0.1375* (0.0363)	-0.0944* (0.0463)	-0.1327* (0.0306)	-0.3228* (0.0702)
$\ln(CAPHUM)_i$	0.5418* (0.0862)	0.1002 (0.0961)	0.0398 (0.0878)	0.9422* (0.0860)	5.8181* (0.9022)
$\ln(n_{1,i} + g + d)$	-0.0242 (0.0321)	-0.2279* (0.0679)	-0.1029* (0.0515)	0.0182 (0.0397)	-1.1961* (0.3768)
R <sup>2</sup> ajustado	0.2434	0.9579	0.0611	0.2884	0.8775
Variância $\hat{S}^2$	0.3211	0.0420	0.2498	0.3004	0.3802

Nota: (\*) nível de significância a 5%.  
Valores entre parênteses são os desvios-padrões.  
Fonte: Elaborado pelos autores.

**Tabela 4: Resultados da Estimação por OLS para 2000-2004.**

	Amazônia Legal	Clube 1	Clube 2	Clube 3	Clube 4	Clube 5
Municípios	723	248	17	152	257	48
<b>Variáveis</b>	<b>Estimativas por OLS</b>					
Constante	-2.0223* (0.3271)	-0.4423 (0.7750)	119.175* (53.2364)	0.8448 (1.6752)	-1.9621* (0.9353)	0.0299 (2.0145)
$\ln(Y/L)_{i,90}$	0.3167* (0.0313)	-0.0365 (0.1086)	-14.9896* (6.9943)	-0.0486 (0.1951)	0.3305* (0.1096)	0.3377* (0.1385)
$\ln(CAPFIS/Y)_{i,c}$	-0.0360* (0.0141)	0.0049 (0.0132)	-0.6265* (0.1301)	-0.0759* (0.0395)	-0.0498* (0.0296)	0.0115 (0.0958)
$\ln(CAPHUM)_i$	-0.2298* (0.0696)	-0.2032* (0.0737)	1.5443* (0.4755)	-0.0321 (0.0871)	-0.0731 (0.1927)	-2.0245* (0.3011)
$\ln(n_{2,i} + g + d)$	-0.2134 (0.0428)	-0.3425* (0.0479)	-0.3166* (0.0690)	-0.3676* (0.0638)	-0.1153* (0.0422)	-0.2005* (0.0715)
R <sup>2</sup> ajustado	0.3253	0.2918	0.6446	0.3255	0.1338	0.6136
Variância $\hat{S}^2$	0.1614	0.0995	0.1661	0.1464	0.1527	0.1702

Nota: (\*) nível de significância a 5%.  
Valores entre parênteses são os desvios-padrões.  
Fonte: Elaborado pelos autores.

#### 4.3.1 Resultados do Período de 1990-2004.

As estimativas para a primeira regressão (12) se mostraram bem satisfatórias. Para Amazônia Legal, assim como para todos os clubes pertencentes à amostra, sem exceção, os coeficientes ( $\varphi_1$ 's) estimados do logaritmo do PIB *per capita* de 1990 dos municípios mostraram-se significantes e com o sinal negativo esperado. Ademais, todos interceptos ( $\varphi_0$ 's) estimados se mostram significantes e positivos em todos os grupos. Estas evidências confirmam os resultados preliminares de existência de convergência entre as rendas *per capita* dos municípios da Amazônia Legal definidas para este período.

Pode-se observar ainda que, para toda amostra o capital físico e o capital humano representados pelas *proxies*: FPM (Fundo de Participação dos Municípios) e anos médios de estudo para pessoas com 25 anos ou mais, mostraram-se estatisticamente significantes. Porém, o capital físico, ao contrário que se esperava, apresentou um sinal negativo, indicando que o FPM se contrapõe a taxa de crescimento do PIB *per capita*, confirmando o resultado obtido

por Barro (1991) e por Paixão *et. al.* (2008) de que os gastos do setor governo não contribuem para o crescimento econômico. No entanto, o capital humano apresentou o sinal positivo esperado, indicando que os investimentos em capital humano contribuem para o processo de convergência.

Além da confirmação da hipótese de  $\beta$ -convergência absoluta para toda a amostra, os resultados confirmam ainda a existência de 4 clubes de convergência, que seguem a seguinte classificação: os clubes 1 e 2 representam os grupos de municípios com menores valores de PIB *per capita*, isto é, os mais pobres da amostra; e os clubes 3 e 4 correspondem ao grupo de municípios com os maiores valores de PIB *per capita*, isto é, os mais ricos da amostra.

Observando os clubes mais pobres, (1) e (2), pode-se notar duas características semelhantes além de uma outra que os distinguem. O capital humano não se mostra significativo para explicar o comportamento da taxa de crescimento do PIB *per capita*. Além do que, a taxa do progresso tecnológico somada ao crescimento populacional e depreciação do estoque de capital apresentou o sinal esperado, confirmando a relação inversa entre o processo de convergência do PIB *per capita* e o conjunto destes parâmetros<sup>20</sup>. Por outro lado, os coeficientes ( $\phi_2$ 's) estimados para o capital físico se mostraram consistentes, porém com os sinais discrepantes. Isto é, a respeito do clube 1, o único a apresentar o sinal positivo, aponta para o fato de que incrementos no capital físico contribuem para o processo de convergência. Enquanto que para o clube 2 o sinal do coeficiente associado ao capital físico é negativo, sendo que este resultado contribui significativamente para sustentação do resultado obtido na amostra como um todo.

Votando a atenção para os resultados obtidos nos clubes mais ricos, a citar (3) e (4). Pode-se notar que, os coeficientes ( $\phi_2$ 's) estimados para o capital físico embora sejam significantes, foram negativos. Mas, no que se refere ao capital humano, verifica-se que os coeficientes ( $\phi_3$ 's) estimados para esta variável são consistentes para a explicação do processo de convergência do produto *per capita* entre os mais de 370 municípios mais ricos da amostra.

#### 4.3.2 Resultados do Período de 2000-2004.

Ao contrário dos primeiros resultados, as estimativas para a segunda regressão (13) se mostram bastante conflitantes, conforme se vê na Tabela 4. Logo a primeira vista pode-se perceber que para toda amostra, o valor do coeficiente ( $\psi_1$ ) estimado para o logaritmo do PIB *per capita* inicial e o valor do coeficiente ( $\psi_0$ ) estimado para a constante, apresentaram-se significante e com os sinais positivos e negativos, respectivamente. Estes resultados corroboram com os indícios preliminares (observável na seção 4.1, gráfico 2) de existência de divergência entre as rendas *per capita*s dos municípios, neste período. Além disso, o resultado da estimativa do coeficiente ( $\psi_2$ ) da variável representativa do capital físico (FPM), embora seja significativa, segue o mesmo sinal obtido no período precedente. Ao passo que, o contraste fica para o resultado da estimativa do parâmetro ( $\psi_3$ ) associado a *proxy* do capital humano, que apesar da consistência do intervalo, o sinal observado permite inferir sob a argumentação de que o capital humano já não mais guarda a mesma relação positiva com a taxa de crescimento do PIB *per capita*, observada na estimação da primeira amostra.

Analisando individualmente os nós terminais, pode-se atentar para a existência de  $\beta$ -convergência incondicional apenas para o clube 2, que ao lado do clube 1, figuram entre dos mais pobres, ainda que neste último, não se observa convergência nem divergência. O clube 3 segue a mesma linha do (1), não apresenta convergência e nem divergência. Já os clubes (4) e (5) apresentam os coeficientes ( $\psi_1$ 's) estimados para o logaritmo do PIB *per capita* no ano inicial significativos, além de positivos, o que reforça a hipótese de divergência. Em suma, entre os 5 clubes da amostra, 2 apresentam divergência, 2 estão estagnados e somente 1 apresenta convergência. Com relação aos dois clubes estagnados, a saber, (1) e (3), pode-se

<sup>20</sup> Seguindo [Barro (1991); Mankiw, Romer & Weil (1992)] era de se esperar este resultado já que a região não apresenta históricos de descontrole populacional nem de grandes variações na taxa de poupança.

induzir que não estão migrando na direção dos mais pobres, e nem dos mais ricos, ou ainda, na direção das mesmas unidades do seu próprio grupo. Estão, portanto, estáticos dentro dos próprios clubes, sem nenhuma motivação no sentido da dinâmica de crescimento da renda *per capita*.

Apesar dos contrastes dos resultados, convém destacar alguns pontos importantes. O clube 2, composto apenas por 17 municípios, é o único a apresentar fortes evidências de convergência e segue a mesma tendência de crescimento do capital físico e humano da amostra precedente. Ou seja, a taxa de crescimento do FPM se contrapõe a taxa de crescimento da renda *per capita*, similarmente, a taxa de crescimento do capital humano é importante para explicar a dinâmica do processo de convergência.

Além disso, os clubes (3) e (4), em que juntos somam 409 municípios, apresentam os coeficientes ( $\psi_2$ 's) do capital físico significativo, mas com sinal negativo, portanto, seguem a mesma tendência da totalidade. Mas, a respeito dos coeficientes ( $\psi_3$ 's) estimados para a *proxy* do capital humano, os clubes extremos (1) e (5) apresentaram-se significativos porém com sinais negativos, isto leva a crer que a variável educacional atua de forma contrária a trajetória de crescimento da renda *per capita* entre estes clubes. Em suma, os resultados obtidos no último período foram bastante conflitantes se comparados com o primeiro, não somente pelos dois resultados dicotômicos obtidos para toda amostra, mas especialmente pela participação do capital humano na dinâmica de transição do processo de convergência, ou ainda, sobre a taxa de crescimento da renda *per capita*.

#### 4.3.3 Considerações entre as amostras.

A magnitude absoluta do ( $\phi_1$ ) estimado para o logaritmo do PIB *per capita* inicial ganha importância quando se pretende estimar a velocidade de convergência da renda *per capita* rumo ao *steady-state*, principalmente em termos de comparações com outros estudos empíricos.

Estima-se que, a média calculada para a taxa de convergência ( $\lambda_1$ ) é de 0,026<sup>21</sup> observada no primeiro período. Em outro estudo para os municípios da Amazônia Legal entre 1980-2004, Paixão *et. al.* (2008) estimou esta mesma taxa em torno de 0,023. Para os estados brasileiros, Ferreira e Ellery (1996) acharam estimativas (usando OLS) de uma taxa inferior a estas, na ordem de 0,02, entre 1980-1990. De certa forma, estes resultados contribuem com literatura do crescimento, mostrando que as regiões mais pobres crescem mais rapidamente que as mais ricas. Porém, fica evidente que, a diferença relativa entre as taxas de convergência é inexpressiva, para qualquer comparação. Mas, observando a taxa diferencial entre os dois primeiros reportados, percebe-se um ínfimo aumento na ordem de 0,003. Isto leva a concluir que, o baixo nível de produtividade observada nas décadas de 80 e 90, especialmente no que se refere ao capital físico, aliado com os baixos níveis de recursos humanos e tecnológicos, não contribuiu satisfatoriamente para a aceleração do processo de convergência, e conseqüentemente, para o crescimento regional, como se vê a seguir.

No tocante ao capital físico, observa-se que a *proxy* utilizada para representá-lo (FPM) mostrou-se estatisticamente significativa em todos os clubes do primeiro período, enquanto que no curto período, somente os clubes (1) e o (5) não apresentaram a mesma significância. Contudo, todos os clubes entre os dois períodos que apresentaram resultados semelhantes, também apresentaram sinais negativos dos coeficientes ( $\phi_2$ 's e  $\psi_2$ 's) estimados para essas *proxies*.

Resultados similares a estes também foram encontrados por Barro (1991) em um teste *cross-section* para uma amostra de 98 países entre os anos de 1960 a 1985. Seu estudo empírico mostrou que o crescimento econômico apresentou-se inversamente relacionado com os gastos de consumo do setor governo. Segundo o autor, o consumo governamental introduz distorções na economia, como altas taxas de impostos, além de que e na maioria das vezes, os

---

<sup>21</sup> A taxa de convergência é obtida pela seguinte equação (14), a saber:  $I_{1,t} = \ln(1 + |j_1|) / t_1$ .

investimentos do setor governo não promovem efeitos significativos sobre a taxa de crescimento do produto.

Em nível regional, e com dados dispostos em *cross-section*, para uma amostra de 237 municípios da Amazônia Legal, Paixão *et. al.* (2008) confirma a hipótese de  $\beta$ -convergência absoluta para toda a amostra e ainda aponta para a existência de 5 clubes de convergência. A respeito do capital físico, no qual se utilizou a mesma *proxy*, os resultados obtidos pelo autor se mostraram bastantes identificados com estes aqui (na amostra com um todo e para mais 4 clubes as estimativas dos coeficientes foram significativas e também apresentaram sinais negativos).

A partir das considerações de Barro (1991), deve-se atentar para o fato de que o FPM é um repasse de recursos do setor governo, portanto isto corresponde a recursos públicos. Por isso, o FPM no máximo, deve ser considerado como *proxy* representativa do investimento público em capital físico, isto porque, o investimento total em capital físico é a soma do investimento privado mais o investimento público. Neste sentido, o FPM é apenas uma pequena parcela do investimento total que até pode assumir uma relação negativa com o crescimento econômico. Ademais, existe um aspecto puramente qualitativo associado à eficiência dos gastos públicos decorrente do FPM. Esses recursos podem estar sendo aplicados não necessariamente na acumulação de capital físico dos municípios, mas também sob a forma de investimentos de infra-estrutura, de gastos com bens públicos e semi-públicos, em fim, em outras categorias de gastos.

No que se refere à participação do capital humano referente ao primeiro período, a *proxy* representativa se mostrou significante e positiva, entre os clubes (4) e (5), curiosamente os mais ricos. A consistência destes resultados contribuiu para o mesmo resultado observado para a totalidade da amostra, e assim corroboram com o consenso por parte da imensa literatura, da influência do capital humano sobre o crescimento econômico, a citar [Becker (1964) e Lucas (1988)]. Portanto, estas evidências apontam para contribuição do capital humano sobre o processo de crescimento da renda entre os municípios mais ricos da Amazônia Legal

Por outro lado, e inesperadamente, esta mesma relação de crescimento não se observa no período subsequente. Cerca de 56% dos municípios da última amostra (correspondem aos clubes 3 e 4) não apresentaram os coeficientes ( $\psi_3$ 's) estimados significantes, o que demonstra o baixo (ou quase nenhum) poder de explicação do capital humano sobre o crescimento da renda nestes municípios. Para completar a amostra, cerca de 44% dos municípios apresentaram os coeficientes ( $\psi_3$ 's) estimados significantes, porém com sinais negativos. Isto significa que, a taxa de acumulação do capital humano age de forma contrária a trajetória do crescimento da renda *per capita* nestes municípios. Seria como se a trajetória da variável sofresse um severo deslocamento a partir de 2000. De modo geral, a tendência de crescimento do capital humano já não mais contribui com a taxa de crescimento da renda *per capita* e com o processo de crescimento regional.

Ainda com relação ao capital humano, Krueger & Lindahl (2001) enfatizam que resultados contraditórios como estes obtidos aqui, podem de certa forma ser explicados através de erros de especificações da relação entre a variável explicativa e a taxa de crescimento do PIB *per capita*.

Em um ensaio feito para um grupo de países que apresentavam as mais elevadas taxas de acumulação de capital humano entre 1965-1985, Benhabib & Spiegel (1994) não conseguiram estabelecer uma relação consistente entre o capital humano e a taxa de crescimento do PIB *per capita*. Somente após a correção do modelo e introduzindo uma nova medida de capital humano, obtiveram resultados mais satisfatórios, mas ainda sim, não muito significativos ao ponto de explicar o processo de crescimento econômico.

Lau *et. al.* (1993) em um estudo da economia brasileira entre os anos de 1970-1980, apontou para um efeito limiar significante na ordem de 0,21 entre a média dos anos de educação e a taxa de crescimento do produto. Contudo, os autores alertam que estas

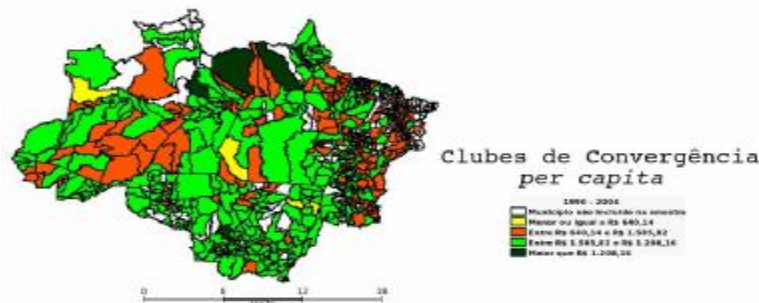
evidências poderiam ser explicadas pela existência de um efeito limiar sobre a média de educação, somente entre 3 e 4 anos de estudo.

Em dois estudos cujo objeto se assemelha, onde o primeiro procurou estimar a participação do capital humano para o crescimento do setor agrícola brasileiro entre os anos de 1970-1996, e o segundo analisa o processo de convergência micro regional do setor agrícola brasileiro no mesmo período. [Freitas e Bacha (2004)] e Oliveira Jr *et. al.* (2007), respectivamente, a partir da utilização de um modelo de efeito *threshold* não obtiveram também resultados estatisticamente significantes para a participação desse fator.

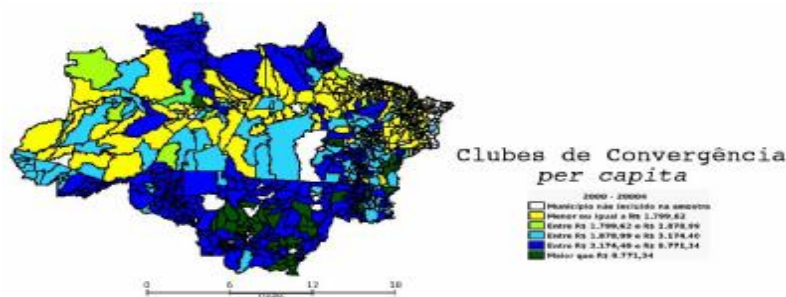
Por fim, Nunes e Peres (2005) num estudo sobre convergência dos estados brasileiros entre 1937 e 1999, utilizaram como *proxy* do capital humano: o número de alunos matriculados no ensino médio (conceito adotado atualmente pelo MEC). Os resultados obtidos apontam para a seguinte relação: os estados que experimentam de maiores níveis de renda *per capita* são também que apresentam os maiores níveis de escolaridade. Além disso, verificou-se grandes distorções na relação entre os gastos de investimento em educação e o nível de desenvolvimento educacional entre os estados. Segundo o autor, isto seria justificado pelo elevado grau de heterogeneidade da variável educacional entre os estados ou as regiões brasileiras.

As figuras a seguir descrevem a localização geográfica dos municípios da Amazônia Legal classificados pelos respectivos clubes de convergência<sup>22</sup>. A Figura 4 corresponde ao período de 1990-2004 e abrange 613 unidades, ficando de fora 149 unidades. Em seguida, a Figura 4 corresponde ao período de 2000-2004 e abrange 723 unidades, ficando de fora apenas 39 unidades.

**Figura 3: Dispersão Espacial dos Municípios de acordo com a Classificação dos Clubes de Convergência. Período de 1990-2004.**



**Figura 4: Dispersão Espacial dos Municípios de acordo com a Classificação dos Clubes de Convergência. Período de 2000-2004.**



## 5. Considerações Finais

Utilizando da metodologia proposta por Mankiw *et al.* (1992) e Durlauf e Johnson (1995), buscou-se determinar qual a hipótese de convergência – absoluta, condicional ou clubes – que melhor

<sup>22</sup> Para saber de mais detalhes como: conferir a relação de municípios pertencentes a cada clube, ou, verificar o valor do PIB per capita do ano inicial. Veja o apêndice deste texto.

se ajusta a dinâmica de crescimento da renda per capita dos municípios da Amazônia Legal entre dois períodos do tempo, de 1990-2004 e de 2000-2004.

No primeiro, os resultados demonstram a importância das condições iniciais na determinação do nível de renda *per capita* de equilíbrio de longo prazo. Estes resultados indicam a predominância da hipótese de clubes de convergência sobre as demais, com efeito, induz a existência de zonas de atração em que prevalecem múltiplos estados estacionários na dinâmica de transição da renda destes municípios. A possibilidade de múltiplos *steady-states* gera também a possibilidade de choques não-estruturais afetarem permanentemente a renda de equilíbrio de longo prazo, e com isso, surge a possibilidade de alteração no ranking entre algumas economias.

Dito isto, os resultados obtidos nas estimações não evidenciaram uma grande contribuição do capital físico, representado pelo Fundo de Participação dos Municípios (FPM), na determinação da taxa de crescimento da renda *per capita*. Pelo contrário, o fator apresenta indícios de baixa produtividade, ao passo que a taxa média observada entre 1990 e 2004, quase sempre se apresentou negativa. Estas evidências não são consistentes com que prevêm os modelos teóricos, somente apontam para a incapacidade dos gastos públicos como potenciais indutores do processo de acumulação de capital físico na região. Por outro lado, estes resultados estão condizentes com os de Barro (1991) e com de Paixão *et. al.* (2008). Segundo Barro (1991) as principais causas destas distorções supracitadas são, o consumo exacerbado do setor governo, elevados níveis de impostos além da ineficiência dos investimentos públicos, sendo que estes fatores explicariam o baixo efeito sobre a taxa de crescimento da renda *per capita* na maioria dos municípios.

Ainda na identificação do processo de formação dos clubes de convergência no período mais extenso, foi utilizada como variável representativa do capital humano, os anos médios de estudo para pessoas com 25 anos ou mais. Embora, as estimativas para esta variável se apresentaram mais consistente em termos absoluto, se comparadas com o capital físico, sua participação relativa em termos da taxa de crescimento da renda *per capita*, ou ainda, em termos da aceleração da taxa de convergência, não atua de forma significativa para o processo de convergência.

Esperava-se um papel mais atuante do capital humano na determinação da dinâmica da renda. Azariadis e Dranzen (1990) supõem que exista uma relação crescente entre o estoque de capital humano e a taxa de crescimento de uma economia e os efeitos das externalidades associada a esse fator. Mas, quando se observa que, embora a média tenha aumentado de 37% entre 1990 e 2000, e para que se atingisse a média nacional em 2000, este índice teria que crescer em mais de 69%. E ainda, os resultados apontam para a prevalência, a partir de 1990, da escolarização no ensino fundamental, entende-se o baixo incremento de produtividade incorporada pelo fator.

Aliado a isto, incorpora-se a assimetria da função de densidade definida para a variável educacional, que evidencia a forte presença de heterogeneidade intra-regional. Neste sentido, pequenos ganhos de produtividade, captados pelo efeito transbordamento, somente são observáveis entre 60% dos municípios da primeira amostra, abarcados pelos clubes mais ricos (4) e (5).

De modo geral, os resultados obtidos na segunda amostra, não se mostraram satisfatórios, não pelo resultado de divergência da renda *per capita* observada para a totalidade, mas especialmente pela inesperada transição entre o capital humano e a dinâmica da taxa de crescimento da renda. Cerca de 56% dos municípios da amostra curta, que correspondem aos clubes 3 e 4, não apresentaram estimativas significantes, o que demonstra um baixo (ou quase nenhum) poder de explicação da variável educacional. Para completar amostra, 44% dos municípios restantes, embora tenham apresentado estimativas consistentes, os sinais observados nas estimativas não foram condizentes com a indicação teórica. Estas evidências levam a concluir que a partir do início desta década a variável educacional tem influenciado de forma contrária à dinâmica da taxa de crescimento da renda *per capita* entre esses municípios, que correspondem aos clubes (1) e (5), curiosamente os extremos da amostra.

A causa deste contraste pode está implícita sob forte presença de heterogeneidade incorporada dentro da maioria dos clubes. Neste caso, ainda nos clubes com os menores níveis de renda, que supostamente exigiriam os mais baixos níveis relativos de educação, requeridos pelo sistema produtivo, a média local mostra-se insuficiente para atender o nível mínimo requerido. Isto significa que o nível de desenvolvimento educacional e o tempo médio de estudo devem estar sofrendo variações entre indivíduos (municípios) assim como no decorrer do tempo. Portanto, a presença deste fenômeno, juntamente com os padrões de nível de renda inicial, pode estar influenciando sobre o valor da variável educacional em capturar a convergência condicional na última amostra.

A rigor, os resultados encontrados para os níveis iniciais de capital físico e humano não contribuem significativamente na determinação da dinâmica de convergência da renda, e ainda desempenham um papel inexpressível sobre a elevação da taxa de convergência<sup>23</sup>. Além do mais, estes resultados revelaram-se consistentes com outros estudos empíricos a respeito do tema para a Amazônia legal. Constatou-se que, embora a dispersão de renda *per capita* entre os municípios tenha apresentado um declínio no longo período, a disparidade relativa intra-regional ainda continua elevada. Estas evidências condizem com enfoque da Armadilha da Pobreza, e, portanto, corroboram com as conclusões de Diniz *et al.* (2007) de que o crescimento econômico regional é arrefecido pela elevada desigualdade de renda.

## Referências Bibliográficas

- AZARIADIS, C., DRAZEN, A. *Threshold Externalities in Economic Development*. Quarterly Journal of Economics, Cambridge, v.105, n.2, p.501-526, May. 1990.
- AZZONI, C. R.; MENEZES-FILHO, N.; DE MENEZES, T. A.; SILVEIRA-NETO, R. *Geography and Income Convergence among Brazilian States*. Inter American Development Bank, 2000.
- BAUMOL, W. J. *Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What The Long-Run Data Show*. The American Economic Review, v. 76, nº 5, pp. 1072-1085, 1986.
- BAUMOL, W. J.; WOLFF, E. N. *Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Reply*. The American Economic Review, v. 78, nº 5, p. 1155-1159, 1988.
- BARRO, R. J. *Economic Growth in a Cross Section of Countries*. The Quarterly Journal of Economics, v. 106, nº 2, p. 407-433, 1991.
- BENHABIB, J.; SPIEGEL, M. M. *The Role of Human Capital in Economic Development Evidence from Aggregate Cross-country Data*. Journal of Monetary Economics, v. 34, nº 143-173, 1994.
- BERNARD, A. B.; DURLAUF, S. N. *Interpreting Test of the Convergence Hypothesis*. National Bureau of Economic Research, nº 159, 1994.
- BERNARD, A. B.; DURLAUF, S. N. *Convergence in International Output*. Journal of Applied Econometrics, v. 10, nº 2, p. 97-108, 1995.
- CAPOLUPO, R. *Convergence in Recent Growth Theories: A Survey*. Journal of Economic Studies, v. 25, nº 6, p. 496-537, 1998.
- DE LONG, J. B. *Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment*. The American Economic Review, v. 78, nº 5, p. 1138-1154, 1988.
- DINIZ, M. B.; NASCIMENTO, R. B. S.; DINIZ, M. J. T.; PUTY, C. C. B.; RIVERO, S. L. M. *A Amazônia (Legal) Brasileira: evidências de uma condição de armadilha de pobreza ?* Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia – ANPEC, Recife-PE, 2007. <Disponível em: [http://www.anpec.org.br/encontro\\_2007.htm](http://www.anpec.org.br/encontro_2007.htm)> Acesso em 08/05/2008.
- DINIZ, M. B. *Contribuições ao Estudo da Desigualdade de Renda entre os Estados Brasileiros*. Tese (Doutorado) Universidade Federal do Ceará, Fortaleza-CE, 2005.
- DRENNAN, M. P. & LOBO, J. A. *A simple test for convergence of metropolitan income in the United States*. Journal of Urban Economics, v. 46, pp. 350-359, 1999.
- DURLAUF, S. N. & JOHNSON, P. *Multiple Regimes and Cross-country Growth Behaviour*. Journal of Applied Econometrics, v. 10, nº 4, pp. 365-384, 1995.
- FERREIRA, P. C. G. e ELLERY, R. G. Jr. *Convergência entre renda per capita dos estados brasileiros*. Revista de Econometria, SBE, v. 16, nº 1, 1996.
- FREITAS, C. A. e BACHA, C. J. *Contribuição do Capital Humano para o Crescimento da Agropecuária Brasileira – Período de 1970 a 1996*. Revista Brasileira de Economia, 58 (4), pp. 533-557, out/dez, 2004.
- GROLLI, P.A.; JACINTO, P.A. e OLIVEIRA, C.A. *Crescimento Econômico e Convergência com a Utilização de Regressões Quantílicas: Um Estudo para os Municípios do Rio Grande do Sul (1970-2001)*. Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia – ANPEC, Salvador-BA, 2006. <Disponível em: [http://www.anpec.org.br/encontro\\_2006.htm](http://www.anpec.org.br/encontro_2006.htm)> Acesso em 13/03/2008.
- HANSEN, B. E. *Sample Splitting and Threshold Estimation*. Econometrica, v. 68, nº 3, pp. 575-603, 2000.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONOMICA APLICADA (IPEA). *Dados dos Municípios da Amazônia Legal*. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>> Acesso em 15/02/2008.
- JONES, C. *Introdução à Teoria do Crescimento Econômico*, Rio de Janeiro, Editora Campus, p. 1-64, 2000.
- KRUEGER, A. B. & LINDAHL, M. *Education for Growth: Why and for Whom?* Journal of Economic Literature, 39(4): 1101-1136, 2001.
- LAU, L. J.; JAMILSON, D. T.; LIU, S.; RIVKIN, S. *Education and Economic Growth: some cross-sectional evidence from Brazil*. Journal of Development Economics, V. 41, pp. 45-70, 1993.
- LUCAS, R. E. Jr. *On The Mechanism of Economic Development*. Journal of Monetary Economics, nº 22, p. 3-42, 1988.

<sup>23</sup> Dadas às condições iniciais e manipulando as variáveis de controle, estima-se que a média calculada para a taxa de convergência entre gira em torno de 0.0026 para o período de 1990-2004, isto significa que seria necessária aproximadamente 26,6 anos para que todos os municípios atingissem a metade do processo de convergência. A fórmula de cálculo do número de anos para metade da convergência é discutida em Barro e Sala-I-Martin (1985) capítulo 1 dada por:  $\exp(-I_1 t) = 0.5$ .

- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. *A Contribution To The Empirics of Economic Growth*. Quarterly Journal of Economics, v. 107, p. 407-437, 1992.
- MAGALHÃES, A.M. *Clubes de Convergência no Brasil: Uma Abordagem de Correção Espacial*. Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia – ANPEC, Salvador-BA, 2001. <Disponível em: [http://www.anpec.org.br/encontro\\_2001.htm](http://www.anpec.org.br/encontro_2001.htm)> Acesso em 13/03/2008.
- MENEZES, T. A. e AZZONI, C. R. *Convergência de Renda Real e Nominal entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras: Uma Análise de Dados em Painel*. Depto. de Economia, FEA/USP, 2000.
- NUNES, R. C. & PERES, N. S. *O papel dos fundos de participação dos estados (FPE) na convergência de renda per capita dos estados brasileiros*. Revista de Economia y Estadística, v. XLIII, 2005.
- ROMER, P. M. *Increasing Returns and Long-Run Growth*. The Journal of Political Economy, v. 94, p. 1002-1037, 1986.
- SALA-I-MARTIN, X. *The classical approach to convergence analysis*. Economic Journal 106, pp: 1019-1036. 1996.
- SOUZA, N.J. e PORTO JUNIOR, S. *Crescimento Regional e Novos Testes de Convergência para os Municípios da Região Nordeste do Brasil*. Texto para discussão, 2002. Disponível em: <[http://www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2002\\_11.pdf](http://www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2002_11.pdf)> Acesso em: 03/03/2008.
- OLIVEIRA JUNIOR, J.N, CASTELAR, I. & FERREIRA, R. T. *Convergência Microregional no Setor Agrícola usando um Modelo de Threshold*. Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia – ANPEC, Recife-PE, 2007. <Disponível em: [http://www.anpec.org.br/encontro\\_2007.htm](http://www.anpec.org.br/encontro_2007.htm)> Acesso em 11/03/2008.
- PAIXÃO, A. S. *Estudo sobre Convergência de Renda entre os Municípios da Amazônia Legal no Período de 1980 a 2004*. Monografia (UFPA), Belém-Pa, 2008.
- PORTO JUNIOR, S. e RIBEIRO, E. *Dinâmica de Crescimento Regional – Uma Análise Empírica da Região Sul*. Revista Econômica do Nordeste, v.31, p. 454-482, Nov. nº especial, 2000.