

RODRIGO LARA PINTO COELHO

DOIS ENSAIOS SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA DOS
MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Belo Horizonte, MG
CEDEPLAR
UFMG
2006

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

RODRIGO LARA PINTO COELHO

DOIS ENSAIOS SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA DOS
MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Dissertação apresentada ao curso de mestrado do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof^ª. Dr^ª. Lízia de Figueiredo

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG
Novembro de 2006

Aos meus pais

AGRADECIMENTOS

À minha orientadora, Profª. Lízia de Figueiredo, pelo constante incentivo e pela disposição e paciência para discutir todos os problemas que surgiram ao longo do desenvolvimento deste trabalho.

Aos professores do CEDEPLAR pela riqueza dos conhecimentos recebidos, e aos funcionários, pela atenção e eficiência em atender às minhas solicitações.

Aos professores Samuel de Abreu Pessôa (EPGE/FGV) e Gregorio Saravia Atuncar (ICEX/UFMG), antecipadamente, pela participação em minha banca examinadora e pelas críticas, que contribuirão para o aperfeiçoamento deste e de outros trabalhos.

Aos amigos da turma de 2005, pelo convívio e discussões estimulantes.

Ao Banco Central do Brasil, pela liberação integral para a elaboração desta dissertação.

A todos aqueles que, de uma forma ou de outra, contribuíram para a execução desse trabalho.

Finalmente, à minha família, em especial, aos meus pais, por estarem presentes na minha vida em todas as horas, sempre torcendo pelo meu sucesso.

SUMÁRIO

Lista de Figuras	viii
Lista de Gráficos	viii
Lista de Tabelas	viii
Resumo	x
Abstract	xi
1 Introdução	1
2 Uma Análise da Hipótese da Convergência para os Municípios Brasileiros. 5	
2.1 Introdução	6
2.2 Revisão da Literatura	8
2.3 Estratégia Empírica	11
2.4 Dados	16
2.5 Resultados	17
2.5.1 Absoluta vs. Condicional	17
2.5.2 Absoluta vs. Clube	19
2.5.3 Condicional vs. Clube	22
2.6 Conclusão	24
2.7 Referências Bibliográficas	25
3 Uma Investigação da Origem da Armadilha de Desenvolvimento para os Municípios Brasileiros	38
3.1 Introdução	39
3.2 Revisão da Literatura	41
3.3 Especificação do Modelo e Dados	44
3.4 Resultados	47
3.4.1 Regressões Não-Paramétricas	50

3.4.2 Estimação das Densidades e Testes de Multimodalidade	54
3.4.3 Dinâmica de Transição	58
3.4.4 Distribuição Geográfica	63
3.5 Conclusão	66
3.6 Referências Bibliográficas.....	67
4 Conclusão.....	71
5 Referências Bibliográficas	74

LISTA DE FIGURAS

Uma Análise da Hipótese da Convergência para os Municípios Brasileiros

FIGURA 1: Árvore de regressão	36
FIGURA 2: Distribuição geográfica dos clubes de convergência.....	37

Uma Investigação da Origem da Armadilha de Desenvolvimento para os Municípios Brasileiros

FIGURA 1: Distribuição geográfica dos clubes.....	66
---	----

LISTA DE GRÁFICOS

Uma Investigação da Origem da Armadilha de Desenvolvimento para os Municípios Brasileiros

GRAFICO 1: Densidades estimadas para 1970 e 2000 – renda <i>per capita</i>	47
GRAFICO 2: Distribuição condicional – renda <i>per capita</i>	47
GRAFICO 3: Curvas de nível – renda <i>per capita</i>	49
GRAFICO 4: Distribuição ergódica – renda <i>per capita</i>	49
GRAFICO 5: <i>Smoothing Spline</i>	53
GRAFICO 6: Densidades estimadas para 1970 e 2000.....	55
GRAFICO 7: Distribuições condicionais e curvas de nível.....	60
GRAFICO 8: Distribuições ergódicas.....	66

LISTA DE TABELAS

Uma Análise da Hipótese da Convergência para os Municípios Brasileiros

TABELA 1: Descrição das variáveis	29
TABELA 2: Resultado das regressões	30
TABELA 3: Resultados dos testes para convergência condicional	31
TABELA 4: Testes de robustez.....	33
TABELA 5: Modelos lineares dos clubes.....	33
TABELA 6: Quantidade de municípios por região/clube	34

TABELA 7: Resultados dos testes para convergência clube 34

Uma Investigação da Origem da Armadilha de Desenvolvimento para os
Municípios Brasileiros

TABELA 1: Teste de multimodalidade..... 58

TABELA 2: Determinação dos clubes 65

RESUMO

O papel das condições iniciais sobre a determinação dos níveis de renda de longo prazo das economias e, conseqüentemente, sobre a desigualdade é um tema que ainda permanece em ativo debate. O primeiro artigo aborda essa questão no sentido em que busca determinar qual das hipóteses da convergência – absoluta, condicional ou clube – melhor descreve a dinâmica da renda dos municípios brasileiros no período 1970-2000. Os resultados obtidos com base no método *regression tree* e em testes de robustez demonstram a importância das condições iniciais na determinação da taxa de crescimento da renda dos municípios, o que sugere a dominância da hipótese da convergência clube sobre as demais.

Partindo desses resultados e de evidências empíricas do surgimento de uma segunda moda na distribuição de renda dos municípios no período compreendido entre 1970 e 2000, o segundo artigo busca identificar dentre o conjunto formado pelas variáveis razão capital-produto, capital humano por trabalhador e produtividade total dos fatores, as possíveis origens da chamada armadilha de desenvolvimento. A análise de cada uma dessas variáveis conduzida através da combinação de métodos não-paramétricos e de algoritmos de agrupamento aponta para o capital humano como principal responsável pela bimodalidade da distribuição de renda dos municípios brasileiros.

ABSTRACT

The role of initial conditions in establishing the long-term income levels of the economies, and, consequently, over inequality is a subject which remains in active debate. To this end, the first paper attempts to ascertain which of the convergence hypotheses – absolute, conditional or club – best describes the dynamics of the Brazilian municipalities income over the period 1970-2000. The results based on the regression tree method and on robustness tests demonstrate the importance of initial conditions on the determination of municipalities' income growth rate, which suggests the dominance of the club convergence hypothesis over the other two.

Having as a starting point these results and the empirical finding that the income of the Brazilian municipalities has moved toward a two-peaked distribution between 1970 and 2000, the second paper attempts to identify among the set of variables capital-output ratio, human capital per worker and total factor productivity, possible sources of the so called development trap. The analysis of each of these variables conducted based on a combination of nonparametric methods and clustering algorithms points to the human capital as the main responsible for the bimodal shape of the Brazilian municipalities income distribution.

1 INTRODUÇÃO

O papel das condições iniciais sobre a determinação dos níveis de renda de longo prazo das economias e, conseqüentemente, sobre a desigualdade é um tema que ainda permanece em ativo debate. Neste contexto, uma questão que se pretende esclarecer é se a diferença entre as rendas *per capita* de duas economias quaisquer tende a desaparecer com o passar do tempo, ou em outras palavras, se o processo de convergência absoluta ou incondicional está ocorrendo. Caso contrário, resta saber se a persistência da desigualdade se deve apenas a heterogeneidades das características estruturais ou também a diferenças nas condições iniciais. O primeiro caso caracterizaria uma situação descrita pela hipótese da convergência condicional, enquanto o último é naturalmente acolhido pela hipótese da convergência clube.

De forma a responder a essas questões e também verificar a validade de alguma das hipóteses da convergência supracitadas, inúmeras abordagens empíricas foram propostas. Dentre estas, a abordagem mais comumente empregada para a análise de convergência consiste em realizar regressões do tipo *cross section* com dados da renda das regiões ou países de interesse, utilizando como variável dependente a taxa de crescimento da renda *per capita* em determinado período e o nível da renda *per capita* do início deste período como variável explicativa. Neste caso, um coeficiente negativo e significativo da renda *per capita* inicial indicaria que as economias mais pobres estariam, na média, crescendo mais rapidamente que as mais ricas e seria, portanto, uma evidência a favor da hipótese de convergência, mais especificamente, a de convergência absoluta.

Argumenta-se, contudo, que este tipo de regressão é mais eficiente no contexto da análise de convergência quando estamos estudando regiões dentro de um mesmo país ou um grupo mais homogêneo de países, uma vez que, nesta situação, as diferenças nas características estruturais são menores, dado que as firmas e as famílias tendem a ter acesso a tecnologias e culturas semelhantes. Esta quase homogeneidade, então, implicaria que estas regiões teriam estados estacionários próximos, o que por sua vez, tornaria mais provável a verificação da convergência absoluta.

No caso em que esta homogeneidade não é verificada ou ainda, quando não podemos ter certeza de tal fato, uma alternativa é controlar para variáveis que supostamente são correlacionadas com o estado estacionário das regiões ou países. Todavia, esta é uma

questão muito complexa, já que a teoria aponta para inúmeras opções no que se refere às possíveis variáveis de controle. De qualquer forma, ao incluir essas variáveis, o pesquisador estaria implicitamente incluindo em sua regressão como variável explicativa o estado estacionário de cada região ou país. Neste sentido, um coeficiente negativo e significativo para a renda inicial indicaria que economias mais afastadas de seus respectivos estados estacionários estariam crescendo a taxas mais elevadas que aquelas mais próximas, o que seria uma evidência a favor da hipótese de convergência condicional.

Deve-se ressaltar, contudo, que apesar de um sinal negativo para o coeficiente da renda inicial ser uma evidência a favor da convergência absoluta ou condicional, ele também é compatível com situações onde esses fenômenos não são observados. Suponha, por exemplo, que a dinâmica da renda de todas as economias apresentem dois estados estacionários comuns a todas elas e que o nível inicial da razão capital-produto determine para qual dos estados estacionários cada economia tenderá, de sorte que economias com baixos níveis iniciais de capital tenderiam para o equilíbrio inferior, enquanto as demais se moveriam em direção ao equilíbrio superior. Suponha ainda que essas economias com níveis iniciais inferiores de capital tenham crescido mais rapidamente, na média, que aquelas com maiores níveis dessa variável. Neste contexto, o resultado de uma regressão da taxa de crescimento sobre o nível inicial de renda, incluindo ou não algumas variáveis de controle, será, possivelmente, um coeficiente negativo para a renda inicial, mas em uma situação onde a convergência claramente não ocorre.

O exemplo apresentado acima caracteriza uma situação onde as economias acabam sendo divididas em dois grupos, ou melhor, em dois clubes de convergência, sendo o de baixa renda usualmente denominado de armadilha de pobreza. Modelos que prevêm a armadilha de pobreza são abundantes na literatura e se baseiam usualmente na existência de múltiplos equilíbrios na dinâmica da acumulação dos fatores de produção, ou ainda, em diferenças de produtividade entre as economias para justificar a existência de múltiplos equilíbrios na dinâmica da renda *per capita*. Em outras palavras, admitindo uma função de produção qualquer para a economia, a presença de distintos estados estacionários na dinâmica de seus argumentos se traduziria em múltiplos estados estacionários na dinâmica da renda *per capita*.

Esta dissertação examina a questão da desigualdade de renda *per capita* dos municípios brasileiros, analisando inicialmente o papel das condições iniciais na determinação dos níveis de renda de longo prazo desses municípios. Para tanto, no primeiro artigo, buscamos determinar qual hipótese de convergência – absoluta, condicional ou clube – descreve de forma mais adequada a dinâmica da renda desse grupo. Neste sentido, testamos cada uma das hipóteses contra as outras duas separadamente, dividindo a análise em três etapas. Na primeira, supomos que as condições iniciais não desempenham um papel relevante na determinação dos estados estacionários dos municípios, o que nos possibilita testar a hipótese da convergência absoluta contra a hipótese da convergência condicional por meio da análise da significância das variáveis de controle. Em seguida, admitimos que as condições iniciais possam influenciar na determinação dos níveis de renda de longo prazo, mas supomos, em contrapartida, que as economias compartilham das mesmas características estruturais, testando, assim, a hipótese da convergência absoluta contra a hipótese da convergência clube. Para tal, agrupamos os municípios com taxas de crescimento semelhantes com base em suas condições iniciais através do método denominado *regression tree*, obtendo os clubes. A partir daí, verificamos se esses clubes são caracterizados por uma dinâmica específica, por sua vez, representada por um modelo linear próprio. Por fim, relaxamos a hipótese de características estruturais comuns e testamos se as condições iniciais são relevantes, mesmo quando incluímos variáveis de controle, testando, desta forma, a hipótese da convergência condicional contra a hipótese da convergência clube.

Os resultados obtidos neste artigo evidenciam a importância das condições iniciais na determinação dos estados estacionários dos municípios brasileiros, o que sugere que a hipótese da convergência clube domina as demais hipóteses. Esse fato é, portanto, consistente com os modelos teóricos que prevêem as referidas armadilhas de pobreza. Partindo, então, do resultado do primeiro artigo e fundamentado por essa literatura, o segundo artigo busca determinar dentre o conjunto formado pelos fatores de produção e pela produtividade a possível origem dessa armadilha de pobreza.

Iniciamos essa análise verificando, dentre as variáveis de interesse, a possível existência de um nível crítico, presente em tantos modelos dessa literatura para justificar a existência de múltiplos estados estacionários, que pudesse caracterizar uma

descontinuidade na dinâmica dessas variáveis. Para tanto, analisamos o comportamento da taxa de crescimento de cada uma dessas variáveis para toda a faixa de valores iniciais por meio de regressões não-paramétricas através do método denominado *Smoothing Spline*. Os resultados obtidos demonstram que, dentre as variáveis analisadas, apenas o capital humano apresenta uma dinâmica consistente com a existência do referido nível crítico.

A investigação prossegue através da análise da dinâmica da distribuição de cada uma das variáveis. Baseados em resultados de trabalhos anteriores onde ficou caracterizado que a distribuição da renda dos municípios passou de unimodal em 1970 para bimodal em 2000, buscamos identificar qual(is) das variáveis em questão apresentou(aram) um comportamento semelhante no período. Essa análise se inicia a partir da estimação não-paramétrica de densidades para os anos de 1970 e 2000 e testes de multimodalidade baseados em *Bootstrap*. Em seguida, voltamos nossas atenções para a dinâmica intra-distribucional e, por meio da estimação das densidades condicionais, verificamos como os municípios se deslocam dentro das distribuições entre os anos de 1970 e 2000. Por fim, supondo que a dinâmica verificada para o período em questão não se altera, estimamos as distribuições ergódicas para cada uma das variáveis.

Os resultados obtidos apontam, de uma forma geral, para o capital humano como principal responsável pelo surgimento de uma segunda moda na distribuição da renda dos municípios brasileiros e, conseqüentemente, pela armadilha de pobreza. A mesma forma bimodal verificada nas densidades estimadas para a renda *per capita* dos municípios também é verificada para essa variável. Supondo, então, que cada uma das modas delimite um clube, alocamos os municípios entre os clubes de alta e baixa renda e também entre os clubes de alto e baixo estoque de capital humano. A comparação da composição desses clubes demonstra que, na grande maioria dos casos, um município membro do clube de baixa (alta) renda também é membro do clube de baixo (alto) estoque de capital humano.

2 UMA ANÁLISE DA HIPÓTESE DA CONVERGÊNCIA PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Resumo

Este artigo busca determinar qual das hipóteses da convergência – absoluta, condicional ou clube – melhor descreve a dinâmica da renda dos municípios brasileiros no período 1970-2000. Os resultados obtidos com base no método *regression tree* e em testes de robustez demonstram a importância das condições iniciais na determinação da taxa de crescimento da renda dos municípios, o que sugere a dominância da hipótese da convergência clube sobre as demais.

Palavras-chave: convergência clube, métodos não-paramétricos, testes de robustez

Abstract

This paper attempts to ascertain which of the convergence hypotheses – absolute, conditional or club – best describes the dynamics of the Brazilian municipalities income over the period 1970-2000. The results based on the regression tree method and on robustness tests demonstrate the importance of initial conditions on the determination of municipalities' income growth rate, which suggests the dominance of the club convergence hypothesis over the other two.

Keywords: club convergence, nonparametric methods, robustness tests

JEL Classifications: C14, R11

2.1 Introdução

A persistência da extrema pobreza, em algumas economias, em contraste com altos níveis de renda e crescimento sustentado, por longos períodos, em outras é uma das questões mais intrigantes e controversas da literatura de crescimento econômico. No que se refere à literatura empírica, uma parte significativa dos esforços busca validar uma das três versões da chamada hipótese da convergência, usualmente com o objetivo de legitimar algum modelo teórico em detrimento de outro¹:

- convergência β absoluta ou incondicional – as rendas *per capita* de duas economias quaisquer tenderão para o mesmo nível no longo prazo (estado estacionário) independentemente de suas condições iniciais;
- convergência β condicional – duas economias com características estruturais comuns (mesmas preferências, tecnologias, taxas de crescimento populacional, políticas públicas, etc.) terão o mesmo nível de renda *per capita* no longo prazo independentemente de suas condições iniciais;
- convergência clube – as rendas *per capita* de duas economias quaisquer tenderão para um mesmo nível de longo prazo somente se essas partilharem das mesmas características estruturais e ao mesmo tempo possuírem condições iniciais semelhantes.

Além de auxiliar na escolha do melhor modelo teórico, entender a natureza da dinâmica da renda permite ao pesquisador realizar inferências quanto ao efeito de choques na distribuição da renda: se houver convergência condicional, choques não-estruturais podem afetar somente temporariamente o *ranking* das rendas, ao contrário do que ocorre no caso da convergência clube².

Na prática, a melhor forma de abordar o problema da determinação da dinâmica das rendas de uma determinada economia permanece em debate. Essa questão é especialmente controversa quando diferenças permanentes nos níveis de renda *per capita* são observadas,

¹ Veja Galor (1996) para uma discussão teórica acerca da hipótese da convergência.

² No caso da convergência condicional, choques afetam o *ranking* das rendas apenas no curto prazo, mas não tem efeito duradouro, visto que o estado estacionário só é alterado por mudanças em características estruturais. No segundo caso, entretanto, a dinâmica da renda de cada economia é caracterizada possivelmente por múltiplos estados estacionários, 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 estado estacionário e, portanto, terá um efeito permanente sobre a posição dessa economia no *ranking*.

de sorte que apenas a hipótese da convergência absoluta pode ser refutada. A dúvida, nessa situação, seria a que atribuir a causa dessas diferenças: às diferentes características estruturais ou às condições iniciais distintas de cada economia? A princípio, nenhuma hipótese deve ser descartada de plano e, mesmo na situação descrita anteriormente na qual se observa a persistência da desigualdade, a hipótese da convergência absoluta deve ser testada antes de ser rejeitada.

Nesse sentido, a abordagem econométrica natural consiste em testar, inicialmente, a hipótese da convergência β incondicional através da regressão das taxas de crescimento das economias em questão sobre os respectivos níveis iniciais de renda. Um coeficiente negativo e significativo, neste contexto, indicaria que as economias mais pobres estariam crescendo mais rapidamente que as mais ricas, evidenciando a tendência a um nível comum de renda de longo prazo. A hipótese da convergência β condicional, por outro lado, implica que as economias com níveis atuais de renda mais distantes dos seus respectivos estados estacionários terão taxas de crescimento maiores que aquelas localizadas mais próximas a eles. Assim, o procedimento econométrico é uma extensão do anterior, no sentido em que também se baseia na observação do sinal do coeficiente da renda inicial, com a diferença que agora variáveis de controle são incluídas para representar o estado estacionário de cada economia. Já a convergência clube é caracterizada por grupos formados por economias com condições iniciais semelhantes, ou de outra forma, por economias pertencentes a uma mesma zona de atração. Essa zona de atração, por sua vez, é caracterizada por um único estado estacionário para o qual todos os membros tendem no longo prazo. Assim, dado que todas as economias de um clube possuem condições iniciais semelhantes e tendem a um mesmo nível de longo prazo, as distâncias dessas economias a esse estado estacionário comum também serão similares e, conseqüentemente, as taxas de crescimento serão igualmente semelhantes. Desta forma, o método utilizado deverá ser capaz de agrupar aquelas economias que possuam, ao mesmo tempo, condições iniciais e taxas de crescimento semelhantes.

Neste artigo investigamos a hipótese da convergência da renda *per capita* para os municípios brasileiros, procurando determinar qual hipótese de convergência – absoluta, condicional ou clube – caracteriza de forma mais adequada o crescimento desse grupo. Para tanto, testamos separadamente cada uma das hipóteses contra as demais. O procedimento

pode, então, ser sintetizado em três etapas. Na primeira, admitimos que as condições iniciais não são relevantes e testamos a hipótese da convergência absoluta contra a hipótese da convergência condicional por meio da análise da significância das variáveis de controle. Em seguida, admitimos que as condições iniciais são relevantes, mas supomos que as economias compartilham das mesmas características estruturais, testando, assim, a hipótese da convergência absoluta contra a hipótese da convergência clube. Para tanto, determinamos os possíveis clubes através do método denominado *regression tree* e permitimos que cada deles seja descrito uma dinâmica específica, para, então, verificar se as dinâmicas são, de fato, distintas. Por fim, relaxamos a hipótese de características estruturais comuns e testamos se as condições iniciais são relevantes, mesmo quando incluímos variáveis de controle, testando, desta forma, a hipótese da convergência condicional contra a hipótese da convergência clube.

Os resultados obtidos sugerem que a hipótese da convergência clube domina as demais hipóteses, evidenciando, assim, a importância das condições iniciais na determinação da renda de longo prazo dos municípios. Ademais, dentre as possíveis candidatas a determinantes dos clubes, as variáveis que se mostraram mais relevantes foram primeiramente aquelas relacionadas ao estoque de capital físico e às características demográficas dos municípios e, em segundo lugar, as variáveis associadas ao nível de estoque de capital humano.

O restante deste artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2 revê alguns trabalhos anteriores sobre a hipótese da convergência. A seção 3 descreve a estrutura empírica utilizada, com destaque para o método de *regression tree*, utilizado aqui para a obtenção dos clubes e seleção das condições iniciais relevantes. A seção 4 detalha os dados utilizados, enquanto a seção 5 apresenta os resultados. As conclusões finais são apresentadas na seção 6.

2.2 Revisão da Literatura

Uma revisão da literatura empírica que trata da hipótese da convergência revela uma grande variedade de objetos de estudo e metodologias com resultados igualmente variados³. A esse respeito, a abordagem mais comumente encontrada consiste na regressão da taxa de

³ Durlauf e Quah (1999) apresentam uma revisão de algumas abordagens à hipótese da convergência

crescimento sobre o nível inicial da renda e, freqüentemente, algumas variáveis de controle. A lista de trabalhos nessa linha é interminável, cabendo destacar os de Mankiw, Romer e Weil (1992) e Sala-i-Martin (1996).

Recentemente, algumas abordagens não-paramétricas vêm ganhando espaço devido à maior robustez dos resultados, e, principalmente, pela insatisfação com os métodos tradicionais⁴. Seguindo a metodologia proposta originalmente por Quah (1993) e, posteriormente, aprimorada pelo mesmo autor em Quah (1996, 1997), diversos trabalhos investigaram a hipótese da convergência através da análise da dinâmica da distribuição da renda *per capita* dos países, utilizando a matriz de transição de Markov e/ou o núcleo estocástico. Registre-se aqui os artigos de Jones (1997) e Bianchi (1997) que analisam a hipótese da convergência da renda e confirmam o surgimento de picos gêmeos (tradução da expressão cunhada por Quah “*emerging twin peaks*”).

Prosseguindo na trilha dos métodos não-paramétricos para a análise da hipótese da convergência, cabe destacar a técnica denominada de classificação e *clustering*. Um dos trabalhos pioneiros nessa linha é o de Durlauf e Johnson (1995). Utilizando o procedimento de *regression tree* e as variáveis renda *per capita* e taxa de alfabetização como determinantes dos grupos, os autores encontram quatro clubes de países com dinâmicas de crescimento fundamentalmente distintas. Empregando essa mesma técnica, Johnson e Takeyama (2003) buscam determinar qual forma de convergência melhor descreve a dinâmica da renda dos estados norte-americanos, concluindo que a hipótese da convergência clube domina as demais.

No que se refere ao estudo do caso brasileiro, os trabalhos acerca da convergência têm focado principalmente na verificação da convergência β (condicional e absoluta) e σ , utilizando a abordagem *cross section* tradicional para dados estaduais. Dentre esses estudos, podemos destacar os trabalhos de Ferreira e Diniz (1995), Ferreira (1996), Ferreira e Ellery (1996) e Azzoni (2001). Estudos empregando metodologias alternativas também são abundantes na análise da convergência para os estados brasileiros: Barossi-Filho e Azzoni (2003) utilizando séries temporais; Azzoni *et al.* (2000), dados em painel; Ferreira

⁴ Os métodos paramétricos comumente utilizados na literatura somente captam o que está ocorrendo com a média da distribuição, em oposição ao que ocorre com a distribuição como um todo. Os métodos paramétricos exigem ainda a formulação, a priori, de hipóteses sobre a distribuição real da variável e/ou sobre o formato das funções utilizadas, ao contrário dos métodos não-paramétricos.

(2000), Mossi *et al.* (2003) e Gondim e Barreto (2004), analisando a dinâmica da distribuição da renda a partir da utilização de matrizes de transição de Markov e/ou núcleos estocásticos; e Azzoni e Silveira Neto (2005) utilizando técnicas de econometria espacial.

No que tange a análise da convergência para os municípios brasileiros, objeto de estudo deste artigo, o número de trabalhos é significativamente inferior. Os primeiros trabalhos que abordam essa questão são relativamente recentes e se concentram na análise da convergência para uma determinada região do país. Este é o caso, por exemplo, dos artigos de Porto Jr. e Ribeiro (2000), para os municípios da região Sul e Porto Jr. e Souza (2002), para os municípios nordestinos. Ademais, dentre os trabalhos que estudam o conjunto dos municípios brasileiros em sua totalidade, cabe citar os artigos de Laurini *et al.* (2003), Andrade *et al.* (2004) e Gondim e Barreto (2004) que, empregando a análise da dinâmica da distribuição da renda e baseando-se no surgimento de duas modas nessa distribuição, concluem pela tendência ao surgimento de dois clubes na distribuição de longo prazo da renda: um de baixa renda formado essencialmente pelos municípios das regiões Norte e Nordeste, e outro de alta renda composto por municípios das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

A esse respeito, cabe alertar que as conclusões apresentadas acima no que se refere à tendência ao surgimento de uma distribuição bimodal de longo prazo se basearam em evidências fornecidas pela densidade condicional estimada. Conforme, Johnson (2000), contudo, uma densidade condicional bimodal não implica necessariamente em bimodalidade na distribuição de longo prazo. O autor, após obter uma distribuição condicional multimodal para os estados norte-americanos, estima formalmente a distribuição ergódica que, por sua vez, se mostra fortemente unimodal. Em segundo lugar, deve-se ressaltar que mesmo uma distribuição ergódica bimodal não necessariamente caracteriza a existência de clubes conforme estes são definidos. Uma distribuição bimodal de longo prazo, a princípio, indica apenas a presença de diferenças persistentes no perfil das rendas dos municípios brasileiros, não evidenciando, porém, sua causa. Essas diferenças poderiam, inicialmente, ser atribuídas tanto a heterogeneidades nas características estruturais dos municípios como a condições iniciais distintas e, portanto, são compatíveis tanto com a hipótese da convergência condicional como com a hipótese da convergência clube. Assim, a análise da dinâmica da distribuição não parece ser a metodologia mais

adequada no contexto da determinação da hipótese da convergência que melhor descreve a dinâmica da renda dos municípios brasileiros. Nesse sentido, este artigo propõe uma abordagem alternativa que nos habilita verificar a existência de diferenças permanentes nos níveis municipais de renda, e também, identificar se essas diferenças se devem somente a heterogeneidades de características estruturais ou também das condições iniciais.

2.3 Estratégia Empírica

Conforme Galor (1996), as diferenças entre as três hipóteses da convergência, quais sejam, absoluta, condicional e clube, se resumem à dependência na homogeneidade das características estruturais e das condições iniciais para a existência de convergência das rendas. A convergência absoluta, primeiramente, partindo do pressuposto da homogeneidade das características estruturais, prevê a existência de um nível de renda de longo prazo comum. As hipóteses da convergência condicional e clube, por outro lado, não fazem essa suposição, mas requerem que as economias tenham características estruturais comuns para que atinjam o mesmo nível de renda de longo prazo. Para essa última, contudo, essa condição é apenas necessária, uma vez que exige ainda que as condições iniciais também sejam similares. Sendo assim, uma forma de se testar a hipótese da convergência clube contra as duas demais é verificar a relevância das condições iniciais na determinação dos níveis de renda de longo prazo dos municípios.

A abordagem utilizada neste artigo para determinar a hipótese da convergência mais adequada para descrever a dinâmica da renda *per capita* dos municípios brasileiros consiste em testar isoladamente cada uma das hipóteses contra as demais. Utilizaremos, para tanto, a estrutura empírica proposta por Johnson e Takeyama (2003) que, partindo de resultados conhecidos do modelo neoclássico de crescimento, obtêm a seguinte equação:

$$\Gamma_{it} = \alpha - \beta_t (\log(y_{i0}) - \log(y_{BR0})) + \Pi X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde

$$\Gamma_{it} = \frac{\log(y_{it}) - \log(y_{i0})}{t} - \frac{\log(y_{BRt}) - \log(y_{BR0})}{t};$$

$$\beta_t = \frac{1 - e^{-\lambda t}}{t};$$

y_{it} é a renda *per capita* do município i no instante t e y_{BRt} é a renda *per capita* brasileira no instante t . λ é a taxa de convergência para o estado estacionário, α é uma constante, ε_i é o termo do erro, X_i é o vetor das variáveis de controle e Π é o vetor de parâmetros associado ao vetor X_i . Por fim, Γ_{it} é a taxa de crescimento do município i entre os instantes 0 e t relativa à taxa de crescimento brasileira para o mesmo período.

Segundo os autores, cada uma das três hipóteses acerca da convergência pode ser testada a partir de alguma versão restrita da equação acima. Um sinal negativo para o coeficiente da renda inicial, ou de outra forma, um sinal positivo para β , quando fazemos α e β serem idênticos para todas as observações e, ao mesmo tempo, forçamos Π para zero, seria uma evidência a favor da convergência absoluta. Por outro lado, na situação em que relaxamos essa última restrição, permitido que Π seja diferente de zero, um sinal positivo de β e a significância de alguma variável de controle corroborariam a hipótese da convergência condicional em detrimento da hipótese da convergência absoluta. Por fim, ao permitirmos que α e β assumam valores distintos para cada um dos possíveis clubes, estamos admitindo uma dinâmica específica para cada um deles, o que torna possível testar a hipótese da convergência clube contra as demais. Se supomos que os municípios compartilham das mesmas características estruturais, ou seja, se fazemos Π igual a zero na equação acima, podemos testar a hipótese da convergência clube contra a hipótese da convergência absoluta. Em contraste, ao abandonarmos essa suposição, estamos testando a hipótese da convergência clube contra a hipótese da convergência condicional.

A questão que fica, todavia, é como determinar os clubes de convergência, ou em outras palavras, qual o melhor critério a ser utilizado para agrupar os municípios. Mora (2005), por exemplo, utiliza uma medida de desigualdade obtida a partir da decomposição do índice de Gini para agrupar as economias. No nosso caso, como já mencionado, necessitamos de um método capaz de agrupar municípios com taxas de crescimento semelhantes e que pertençam a uma mesma zona de atração, a qual, por sua vez, é definida por um conjunto de condições iniciais. De forma a atender a estes requisitos, empregamos o método proposto originalmente no trabalho de Durlauf e Johnson (1995) para investigar a questão da convergência para os países do mundo denominado *regression tree*. A descrição dessa técnica se fundamenta naquela apresentada por Breiman *et al.* (1984) e Durlauf e

Johnson (1995). Nesse último, o algoritmo de *regression tree* é apresentado como um procedimento composto por uma seqüência de quatro etapas a seguir descritas:

1. Seja x_i , $i = 1, \dots, I$ as variáveis representando as condições iniciais e y a taxa de crescimento de cada município. A observação relativa ao município será, assim, um vetor composto pela taxa de crescimento desse município e pelas respectivas variáveis representando as condições iniciais, $(y_j, x_{1j}, \dots, x_{Ij})$. Para cada uma das condições iniciais, classificamos os dados em ordem crescente e particionamos as observações em dois subgrupos de acordo com a regra: atribuímos a observação j ao conjunto $S_{(a,i)}$ se $x_{ij} < a$, e, caso contrário, ao conjunto $S_{(a',i)}$. Variando o valor de “a” ao longo de toda faixa de valores que x_i pode assumir, obtemos todas as partições baseadas nessa variável⁵. Fazendo isto para todas as variáveis explicativas, obtemos todas as partições possíveis. A melhor partição consistirá em um conjunto formado por uma variável x_i e algum valor de “a” que minimizem a seguinte soma dos quadrados dos resíduos (SQR) com relação a todas as partições possíveis:

$$\sum_{j \in S_{(a,i)}} (y_j - \bar{y}_{(a,i)})^2 + \sum_{j \in S_{(a',i)}} (y_j - \bar{y}_{(a',i)})^2 \quad (2)$$

onde

$\bar{y}_{(a,i)}$ e $\bar{y}_{(a',i)}$ são os valores médios da variável para cada uma das novas partições. Iremos nos referir a essas partições a partir de agora como nós.

2. Repetindo o passo 1 para cada um desses nós, encontramos novamente alguma variável x_i e algum valor “a” que minimizam (1), obtendo 4 novos nós. Esse procedimento segue para os nós resultantes até que todas as observações de determinado nó possuam valores idênticos de y ou quando o número de observações em cada nó for inferior a determinado limite estipulado previamente. Neste caso, os nós serão denominados nós terminais e o número total de nós será representado por T . Se definirmos, então, T_L como o conjunto de todos os nós terminais, a soma dos quadrados dos resíduos da árvore, SQR_{Tree} será dada por:

$$SQR_{Tree} = \sum_{S_m \in T_L} \sum_{j \in S_{(a,i)}} (y_j - \bar{y}_{S_m})^2 \quad (3)$$

⁵ A rigor, “a” só assumirá valores iguais a média de duas observações subseqüentes, ou seja, $a = (x_{ij} + x_{i,j+1})/2$, para $i = 1, \dots, I - 1$.

A grandeza acima não possui uma interpretação natural e ainda depende da escala da variável dependente. Para contornar esse problema, utilizamos a seguinte normalização de (2), denominada erro médio quadrático relativo, EMQ:

$$\text{EMQ} = \text{SQR}_{\text{Tree}} / \text{SQR}_{\text{Total}} \quad (4)$$

onde

$$\text{SQR}_{\text{Total}} = \sum_j (y_j - \bar{y})^2$$

EMQ varia de 1, para a situação em que não foi realizada nenhuma partição, ou seja, quando a árvore se resume a apenas um nó contendo todos municípios e, tende assintoticamente para zero à medida que o número de partições aumenta.

3. O modelo obtido a partir dos passos 1 e 2 possui um número excessivo de nós, uma vez que não atribuímos um custo ao número de separações e expandimos a árvore até que algum critério que determina um nó terminal fosse atingido. Devemos, portanto, podar essa árvore, levando em consideração um custo associado ao número de partições. Seja este custo igual a $\alpha.T$, onde α é uma constante associada ao custo de um número excessivo de nós. Utilizando, então, $\alpha.T + \text{SQR}_{\text{Tree}}$ como critério para seleção da árvore ótima, podemos fazer o caminho de baixo para cima a partir da árvore original, removendo todas as partições que reduzam a soma acima, produzindo uma nova árvore. Este procedimento produzirá, então, uma árvore com $T^*(\alpha)$ nós terminais associado a determinado valor de α . Fazendo α variar no intervalo $0 \leq \alpha \leq \infty$, obtemos uma seqüência de k árvores, T_k , sendo cada uma delas uma versão reduzida da árvore original, que é um caso particular quando α é igual a 0. No outro extremo, por outro lado, temos a “árvore” obtida quando α tende para o infinito, que nada mais é que um nó contendo todas as observações.

4. Para escolhermos a melhor árvore dentre o conjunto obtido acima, precisamos de um estimador honesto de SQR_{Tree} . Uma forma consiste em dividir as observações aleatoriamente em dois grupos. A partir do primeiro grupo, denominado grupo de aprendizagem, utilizando os passos de 1 a 3, obtemos a seqüência de árvores ótimas associadas aos distintos valores de α . Em seguida, utilizando o segundo conjunto de observações, chamado de conjunto teste, estimamos SQR_{Tree} para cada uma das árvores da seguinte forma:

$$SQR_{Tree} = \sum_j (y_j - d_k(\bar{x}_j))^2 \quad (5)$$

onde

$d_k(\bar{x}_j)$ é o valor estimado de y_j pela k -ésima árvore.

A melhor árvore será aquela que estiver associada ao menor valor de SQR_{Tree} calculado pelas observações do segundo grupo.

A opção empregada neste artigo, por outro lado, consiste na utilização do método de validação cruzada. A escolha desse método se deve a maior robustez de seus resultados relativamente ao critério anterior⁶. Esse método parte da divisão das observações aleatoriamente em subgrupos de tamanhos semelhantes. Chamaremos cada um desses conjuntos de L_v , $v = 1, \dots, V$, e o conjunto com todas as observações de L ⁷. Definiremos ainda $L^v = L - L_v$. Utilizando os passos 1 a 3, e cada um dos subconjuntos L^v , obtemos as árvores ótimas associadas a todos os possíveis valores de α . Denominaremos as árvores ótimas obtidas a partir das observações L^v associada a determinado valor de α de $T^v(\alpha)$. Seja α_k o valor de α associado à k -ésima árvore, T_k , obtida a partir de L e seja α'_k a média geométrica de α_k e α_{k+1} . O valor do erro médio quadrático relativo estimado pelo método de validação cruzada da árvore T_k , $EMQ^{cv}(T_k)$, será dado por:

$$EMQ^{cv}(T_k) = \frac{\sum_v \sum_{L_v} (y_j - d_k^{(v)}(\bar{x}))^2}{\sum_j (y_j - \bar{y})^2} \quad (6)$$

onde

$d_k^{(v)}(\bar{x})$ é o estimador baseado na árvore $T^{(v)}(\alpha'_k)$.

Neste caso, a melhor árvore será aquela que possuir o menor valor de EMQ^{cv} .

⁶ Os resultados obtidos a partir da utilização do critério baseado na separação das observações em um grupo de aprendizagem e outro de teste se mostraram muito sensíveis quando o tamanho do grupo de teste era pequeno. À medida que esse tamanho é aumentado, contudo, os resultados se tornam mais robustos e tendem para o resultado obtido quando utilizamos o critério de validação cruzada.

⁷ No caso específico deste artigo, dividimos o conjunto de observações em 10 subgrupos, conforme proposto por Breiman *et al.* (1984).

2.4 Dados

Um estudo envolvendo variáveis no nível de agregação municipal deve ter o cuidado de considerar grandezas que sejam comparáveis intertemporalmente. Neste artigo, estamos interessados no período de 1970 a 2000, quando o número de municípios brasileiros aumentou de 3.951 para 5.507. Nesse sentido, uma análise que pretenda fazer alguma inferência acerca da evolução da renda municipal deve levar essa questão em consideração, pois, caso contrário, seus resultados serão, no mínimo, distorcidos. O problema, contudo, não se restringe a agregar os novos municípios a outro, já que, em alguns casos, um município teve sua origem em dois ou mais municípios. Devemos, portanto, trabalhar com o conceito de áreas mínimas comparáveis⁸ (AMC) que são, por definição, as áreas geográficas mais desagregadas possíveis que podem ser comparadas entre dois pontos no tempo. Para o período em questão, o número de AMC é de 3.659, inferior, portanto, ao número de municípios existentes em 1970, demonstrando claramente que alguns municípios tiveram sua origem em mais de um município⁹.

As variáveis utilizadas neste artigo para representar tanto as candidatas a condições iniciais bem como as possíveis variáveis de controle abrangem diversas características socioeconômicas e demográficas dos municípios para o ano de 1970¹⁰, focando, principalmente, naquelas relacionadas aos estoques de capital físico e humano. Essa escolha, contudo, foi orientada, em grande parte, pela disponibilidade dos dados para o ano em questão no formato descrito acima, de sorte que algumas variáveis refletindo características possivelmente relevantes não foram levadas em consideração nesta análise. Por outro lado, tendo em vista a infinidade de possibilidades no que se refere às candidatas a variável de controle e também a condição inicial encontradas na literatura teórica de crescimento¹¹, não fazemos qualquer suposição quanto às melhores variáveis para representá-las e deixamos aos métodos a incumbência de selecioná-las. A TAB. 1 descreve cada uma das variáveis selecionadas, apresentando a unidade de medida de cada uma delas, o ano da observação, assim como a média municipal e o coeficiente de variação.

⁸ Os dados utilizados neste artigo foram obtidos do IPEADATA (<http://www.ipeadata.gov.br>).

⁹ Neste artigo, utilizaremos o termo município quando estaremos, de fato, nos referindo a AMC.

¹⁰ As variáveis “capital humano *per capita*” e aquelas relacionadas à violência referem-se ao ano de 1980 devido à indisponibilidade de dados para 1970.

¹¹ Ver Durlauf, Johnson e Temple (2004) para uma síntese das diversas alternativas de determinantes de crescimento já propostas.

2.5 Resultados

Nesta seção, procuramos evidências a favor de uma das três hipóteses da convergência, testando separadamente cada uma delas contra as demais, o que sugere que a análise seja dividida em três partes. Na primeira delas, admitimos que as condições iniciais são irrelevantes na determinação dos níveis de renda de longo prazo dos municípios e testamos a hipótese da convergência absoluta contra a hipótese da convergência condicional. Em seguida, supomos que todos os municípios possuem características estruturais comuns, mas diferem quanto às condições iniciais, podendo, assim confrontar as hipóteses da convergência β absoluta e clube. Na terceira parte, por fim, relaxamos a suposição de características estruturais comuns e testamos a hipótese da convergência condicional contra a hipótese da convergência clube.

2.5.1 Absoluta vs. Condicional

Iniciamos nossa análise estimando (1) com a restrição de $\Pi = 0$ e supondo que α e β sejam idênticos para todos municípios. A primeira coluna da TAB. 2 apresenta o resultado dessa regressão. O valor negativo e significativo do coeficiente do nível inicial da renda indica que, na média, os municípios mais pobres cresceram mais rapidamente que os mais ricos, corroborando, assim, a hipótese da convergência absoluta.

O passo seguinte consiste em relaxar a restrição $\Pi = 0$ e estimar (1) incluindo separadamente cada uma das variáveis de controle em nível e na forma logarítmica. Estes resultados são apresentados na TAB. 3, de onde se observa que, das 33 variáveis testadas, 29 apresentaram coeficientes significativos ao nível de 5% em pelo menos uma das formas. Ademais, o coeficiente da renda inicial se manteve negativo e significativo em todas as situações e os coeficientes estimados para as variáveis de controle apresentaram os sinais esperados, cabendo registrar algumas exceções, notadamente aquelas relacionadas ao nível de violência e a algumas características demográficas.

Ao estimarmos as regressões incluindo cada variável de controle separadamente, estamos sujeitos a problemas associados à omissão de variáveis, o que, em certo grau, compromete a análise acima. Neste caso, contudo, a omissão de variáveis é a situação mais provável, uma vez que a teoria econômica não explicita a “verdadeira” equação de

crescimento e, portanto, não identifica quais variáveis explicativas compõe essa equação. Isto, por sua vez, credencia os pesquisadores a simplesmente experimentar todas aquelas variáveis que podem afetar a taxa de crescimento, gerando, conseqüentemente, uma série infundável de trabalhos, cada qual defendendo a utilização de determinadas variáveis. Mesmo que o pesquisador inclua um grande número de variáveis de forma a evitar a omissão de variáveis, ao realizar algumas regressões combinando as variáveis disponíveis, ele se deparará com situações onde uma variável que era significativa em determinada regressão, deixa de sê-la quando incluimos ou excluimos algumas variáveis.

Uma forma de contornar o problema descrito acima consiste na utilização dos chamados testes de robustez. Os testes que utilizaremos aqui e que descreveremos brevemente se baseiam nos trabalhos de Levine e Renelt (1992) e Sala-i-Martin (1997). O procedimento comum a ambos se fundamenta na realização de regressões da seguinte forma:

$$\Gamma = \alpha + \beta_{yi}Y + \beta_{zi}Z + \beta_{xi}X + \varepsilon \quad (7)$$

onde

Γ é novamente a taxa de crescimento, Z é a variável cuja robustez queremos testar, Y é o conjunto de variáveis comum a todas as regressões e X é um grupo formado normalmente por três variáveis extraídas de um conjunto de tamanho N ¹².

Ambos os testes se baseiam nos valores dos coeficientes β_z e nos seus respectivos desvios-padrão obtidos nas diversas regressões realizadas, mas diferem quanto ao critério utilizado para caracterizar a robustez da variável. O primeiro, proposto por Levine e Renelt, se fundamenta na técnica denominada *extreme bounds analysis* – EBA. Segundo esse critério, uma variável é dita robusta se seus limites inferior e superior possuem o mesmo sinal, sendo o limite inferior dado pelo menor coeficiente significativo subtraído de duas vezes seu desvio-padrão, $\beta_{zi} - 2\sigma_{zi}$, e o limite superior, pela soma do maior coeficiente significativo a duas vezes seu desvio, $\beta_{zi} + 2\sigma_{zi}$. O teste proposto por Sala-i-Martin, por outro lado, se baseia na análise de toda distribuição do estimador β_z e, em uma de suas versões, se resume a verificação da significância da seguinte estatística:

¹² Repare que neste caso onde X é composto por três variáveis, o procedimento implicará a realização de $\frac{N!}{(N-3)!}$ regressões para cada variável testada.

$$t = \frac{\sum_i \hat{\beta}_{zi} / M}{\sqrt{\sum_i \hat{\sigma}_{zi}^2 / M}} \quad (8)$$

onde

M é o número de regressões realizadas o teste da robustez de cada variável.

Neste caso, uma variável será considerada robusta se a estatística t for superior a determinado valor crítico estabelecido com base na significância do teste.

A TAB. 4 apresenta os resultados de ambos os testes para as 33 variáveis de controle em nível e log¹³. As colunas “Valor Médio” e “Desvio Padrão” referem-se respectivamente ao numerador e ao denominador de (8), enquanto as colunas “Limite Inferior” e “Limite Superior” referem-se aos resultados do teste EBA. Como se pode observar, com base no teste EBA, apenas a variável associada à defasagem escolar pode ser considerada robusta. Os resultados do segundo teste, por outro lado, caracterizam 19 variáveis (em nível e/ou log) como robustas¹⁴.

Desta forma, com base nos resultados obtidos anteriormente quando testamos isoladamente cada uma das variáveis de controle, juntamente com os resultados obtidos a partir dos dois testes de robustez, podemos concluir pela relevância das variáveis de controle na estimação da equação (1) e, conseqüentemente, pela existência de diferenças significativas nas características estruturais dos municípios brasileiros o que, por sua vez, demonstra a superioridade da hipótese da convergência condicional sobre a hipótese da convergência absoluta.

2.5.2 Absoluta vs. Clube

Nesta subseção, suporemos que os municípios possuem um conjunto homogêneo de características estruturais, podendo, assim, fazer $\Pi = 0$ em (1). Permitiremos, por outro lado, que cada clube seja descrito por um modelo linear distinto, em outras palavras, relaxaremos a restrição de α e β idênticos para todo conjunto de municípios.

¹³ Note que isso implica em 66 variáveis e, conseqüentemente, em um total de 2.882.880 regressões.

¹⁴ A discrepância entre os resultados dos dois testes se deve principalmente ao fato do primeiro ser, de fato, extremo, uma vez que, havendo uma única mudança de sinal no coeficiente da variável testada em uma das 43.680 regressões realizadas, ela será considerada não-robusta.

Dado que já estimamos na subsecção anterior a regressão restrita relativa à hipótese da convergência absoluta, a etapa seguinte é determinar os clubes. Conforme já adiantado, o procedimento adotado neste artigo consiste em aplicar o método de *regression tree*. A FIG. 1 apresenta a árvore ótima obtida a partir dessa técnica. Sua interpretação não é direta, necessitando que algumas diretrizes sejam fornecidas. Acima de cada nó intermediário, os nomes e os níveis de corte das variáveis utilizadas para fazer a partição são apresentados. Desses nós partem duas ramificações, uma para esquerda, referente aos municípios com níveis iniciais da variável em questão abaixo do nível de corte, e outro para a direita, relativo aos municípios com nível superior a esse valor de corte. Abaixo dos nós terminais, apresentam-se os valores de taxa de crescimento médio de cada clube. Registre-se, por fim, que iremos nos referir aos nós terminais ou clubes por números, sendo o nó mais à esquerda o clube de número 1, o nó à direita desse, o de número 2 e assim por diante.

Isto posto, podemos passar à descrição dos resultados obtidos a partir desse experimento (FIG. 1). Em primeiro lugar, os resultados demonstram a importância das variáveis relacionadas aos estoques de capital físico e humano na determinação dos clubes, tendo cada uma delas uma relação distinta com a taxa de crescimento. Enquanto na maioria dos casos, os clubes com menores estoques de capital físico apresentaram as maiores taxas de crescimento, foram os clubes com maiores níveis iniciais de capital humano aqueles que mais cresceram. Além disso, a proporção da população urbana também se mostrou significativa na caracterização dos clubes com maiores estoques de capital residencial, sendo os municípios com a menor fração aqueles que apresentaram o maior crescimento. Isto poderia estar indicando que nos municípios maiores (maiores estoques de capital), as externalidades negativas originadas pela aglomeração estariam prevalecendo em relação às externalidades positivas. Destaque-se, por fim, a amplitude das taxas de crescimento dos 8 clubes para todo o período, variando de 0,5% abaixo da média nacional a 2,1% acima.

Uma vez determinados os clubes, podemos estimar o modelo linear seguido por cada um. Isto será feito a partir da estimação da seguinte versão da equação (1):

$$\Gamma_{it} = \alpha + \sum_{j=2}^8 \alpha_j \cdot D_{ij} - \left(\beta_t + \sum_{j=2}^8 \beta_{tj} \cdot D_{ij} \right) (\log(y_{i0}) - \log(y_{BR0})) + \varepsilon_i \quad (9)$$

onde

$D_{ij} = 1$ se o município i pertencer ao clube j , para $j = 2, \dots, 8$.

A equação acima permite testar a existência de distintos interceptos e distintas sensibilidades em relação à renda inicial de cada grupo.

A TAB. 2 apresenta a estimação dessa equação. Apenas a título de exercício, são exibidos nas colunas 2 e 3 os resultados quando restringimos que apenas o intercepto seja comum ou que apenas a inclinação seja comum para todos os clubes. A quarta coluna apresenta os resultados quando relaxamos as duas restrições e permitimos que cada clube possua intercepto e inclinação distintos dos demais. Inferências acerca da significância desses coeficientes obtidos não são diretas. Conforme Johnson e Takeyama (2003), o método utilizado para determinação dos clubes e, conseqüentemente, das *dummies*, afeta a eficiência dos estimadores, tornando essa análise comprometida, uma vez que a significância dos coeficientes dessas variáveis será artificialmente alta. Em outras palavras, isso quer dizer que o erro-padrão estimado é certamente inferior ao valor verdadeiro, de sorte que qualquer coeficiente que seja considerado não-significativo com base nos erros-padrão estimados também será não-significativo quando os erros-padrão apropriados forem utilizados. Assim, utilizando esse raciocínio, podemos afirmar que os coeficientes α_2 , β_2 e β_7 não são estatisticamente diferentes de zero¹⁵. Quando estimamos a nova equação restringindo os coeficientes acima para zero, vemos que também os coeficientes α_5 , α_7 , e β_5 não são significativos¹⁶. Neste sentido, podemos afirmar que, apesar de possuírem características iniciais e taxas de crescimento distintas, os clubes 1, 2, 5 e 7, compartilham um modelo linear comum. Necessitamos, agora, verificar se os clubes 3, 4, 6 e 8 também possuem interceptos ou inclinações comuns. Para tanto, inicialmente somamos as *dummies* relativas aos clubes 1, 2, 5 e 7, obtendo uma *dummy* que é igual a um para todos os municípios que foram originalmente classificados nesses clubes. Em seguida, estimamos (9), incluindo essa nova *dummy* e também as *dummies* dos clubes 3, 4, 6 e 8, deixando sempre uma delas de fora de forma a evitar a multicolinearidade perfeita. Fazendo isto, vemos que as inclinações destes quatro clubes não são significativamente diferentes uma das outras e, nem os interceptos dos grupos 4 e 6 entre si. A TAB. 5 resume os resultados obtidos, de onde se observa em todos os casos um sinal negativo para o nível inicial de

¹⁵ A estatística do teste de Wald da hipótese $\alpha_2 = \beta_2 = \beta_7 = 0$ é igual 3,21 e tem p-valor associado de 0,021.

¹⁶ A estatística do teste de Wald da hipótese $\alpha_2 = \alpha_5 = \alpha_7 = \beta_2 = \beta_5 = \beta_7 = 0$ é igual 3,08 e tem p-valor associado de 0,005.

renda. Esse fato conjuntamente com a significância de algumas das variáveis *dummies* são considerados como evidências a favor da hipótese da convergência clube.

Antes de passar a subseção seguinte, é interessante notar a relação existente entre a localização geográfica de cada município e o modelo linear que descreve a dinâmica de sua renda. A TAB. 6 demonstra esse fato. Dessa tabela, percebe-se que, enquanto 84,7% dos municípios da região Sul, 69,1% da região Sudeste e 85,2% da Centro-Oeste pertencem ao conjunto formado pelos clubes 4 e 6, apenas 12,7% dos municípios da região Nordeste e 39,2% da região Norte pertencem a esses mesmos clubes. Por outro lado, 81,6% dos membros dos clubes 1, 2, 5 e 7 são municípios nordestinos e 74,1% do clube 8 são municípios da região Sudeste. O mapa da FIG. 2 ilustra esses fatos. Note que se agruparmos os municípios membros do clube 3 àqueles dos clubes 1, 2, 5 e 7 e, da mesma forma, os municípios do clube 8 àqueles dos clubes 4 e 6, obteremos, um resultado muito semelhante àquele encontrado por Laurini *et al.* (2003) e Andrade *et al.* (2004), qual seja, da formação de dois clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros, sendo o de baixa renda composto pelos municípios das regiões Nordeste e Norte, e o de renda mais elevada pelos municípios das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Esse resultado adicionado ao fato dos coeficientes do nível inicial de renda serem negativos para todos os clubes sugere que a desigualdade existente se deve em grande parte às diferenças de renda entre as regiões e, em menor grau, às diferenças dentro de cada uma das regiões.

2.5.3 Condicional vs. Clube

Nas subseções anteriores, encontramos evidências a favor da rejeição da hipótese da convergência absoluta quando a confrontamos com as hipóteses alternativas. No primeiro embate, os testes demonstraram a importância das variáveis de controle na modelagem das diferentes características estruturais de cada município, subsidiando a escolha da hipótese da convergência condicional em detrimento da hipótese de convergência absoluta. No segundo, mostramos a relevância das condições iniciais na determinação dos clubes e a convergência β presente em cada um dos clubes, resultado que corroborou a opção pela hipótese da convergência clube. Resta-nos, agora, colocar as hipóteses da convergência condicional e clube frente a frente e determinar qual delas melhor descreve a dinâmica da renda dos municípios brasileiros. Para isso, começaremos testando se os coeficientes das

dummies determinadas na subseção anterior permanecem significativos quando incluímos as 29 variáveis de controle obtidas na subseção 5.1. Os resultados desse experimento são apresentados na TAB. 7, onde a primeira coluna exibe os valores da estatística de Wald para o teste de que os coeficientes das *dummies* são todos iguais a zero, na presença de cada uma das variáveis de controle (em nível e log) e, na segunda coluna, os valores dos coeficientes das variáveis de controle. Uma observação dessa tabela deixa clara a relevância das condições iniciais, já que, em todas as situações em que foram testadas, as *dummies* se mostraram fortemente significativas tanto de forma conjunta como individualmente. Mais ainda, vemos que o coeficiente da renda inicial permanece negativo e significativo em todas as situações e que, dentre as 29 variáveis testadas, 5 deixaram de ser significativas após a inclusão das *dummies*.

Vimos anteriormente que ao incluirmos cada uma das variáveis de controle isoladamente poderíamos estar incorrendo em omissão de variáveis, fato esse que justificou a utilização dos testes de robustez. O teste EBA indicou que apenas a variável associada à defasagem escolar era robusta e, sendo essa uma das variáveis já testadas isoladamente, não precisamos realizar mais esse teste. Os resultados obtidos para essa situação demonstram, portanto, a significância dos coeficientes das *dummies* assim como o dessa variável de controle. Se, por outro lado, nos basearmos no teste de robustez proposto por Sala-i-Martin, devemos testar a significância dos coeficientes das *dummies* na presença de todas as variáveis consideradas robustas ao mesmo tempo. O resultado desse teste demonstra que todas as *dummies* apresentam coeficientes significativos conjuntamente¹⁷ e individualmente, com exceção do coeficiente de intercepto para o clube 3. Além disso, das 19 variáveis que se mostraram robustas anteriormente com base nesse teste, 13 se tornaram não-significativas quando avaliadas individualmente.

Desta forma, consideramos que os resultados obtidos nessa subseção demonstram a importância das condições iniciais e são, portanto, mais consistentes com a hipótese da convergência clube, apesar de diversas variáveis de controle terem permanecido significativas mesmo após a inclusão das variáveis *dummy*. Esse fato demonstra a persistência de diferenças nas características estruturais dos municípios que não

¹⁷ A estatística do teste de Wald para a hipótese que todos os coeficientes das *dummies* são conjuntamente iguais a 0 é igual 46,2 com p-valor associado muito próximo a 0.

desaparecem mesmo quando controlamos para as condições iniciais. Ressalte-se, contudo, que essa dependência da taxa de crescimento com relação às variáveis de controle é totalmente compatível com a hipótese da convergência clube. A evidência a favor das condições iniciais, por outro lado, não é acolhida pela hipótese da convergência condicional, fato que nos leva a concluir pela dominância da hipótese da convergência clube sobre a hipótese da convergência condicional.

2.6 Conclusão

Utilizando a metodologia proposta por Johnson e Takeyama (2003), buscamos determinar qual das hipóteses da convergência – absoluta, condicional ou clube – descreve de maneira mais adequada a dinâmica da renda dos municípios brasileiros. Os resultados obtidos demonstram a importância das condições iniciais na determinação do nível de renda de longo prazo, o que sugere a dominância da hipótese da convergência clube sobre as demais. Esse resultado, por sua vez, implica a existência de zonas de atração e múltiplos estados estacionários na dinâmica da renda desses municípios e, por conseguinte, na possibilidade de choques não-estruturais terem efeitos permanentes sobre o nível de renda de longo prazo dos municípios.

Ademais, os resultados obtidos atribuem um papel central na determinação dos clubes aos níveis iniciais de capital físico e humano, e são, portanto, consistentes com modelos teóricos que prevêem as chamadas armadilhas de pobreza. Essa relação existente entre o nível inicial de capital físico e a formação dos clubes é bem acolhida no modelo proposto por Feyrer (2003). Nesse modelo, partindo da suposição de que países mais ricos têm uma taxa de natalidade menor, Feyrer obtém um equilíbrio estável composto por dois clubes: o primeiro constituído por economias com níveis iniciais de capital físico mais elevados e tendendo para um nível de renda de longo prazo superior; e o segundo, com níveis iniciais de capital físico abaixo de determinado valor crítico e tendendo ao estado estacionário inferior. A justificativa para a dependência com o nível inicial de capital humano, por outro lado, pode ser atribuída à existência de externalidades na acumulação desse fator. Azariadis e Drazen (1990), por exemplo, supõe que exista uma relação crescente entre o estoque de capital humano de uma economia e os efeitos das externalidades associadas a esse fator, de sorte que economias com níveis iniciais de capital

humano mais elevados tendem a crescer a taxas maiores que aquelas com níveis mais baixos.

Os resultados demonstram ainda o caráter regional dos clubes visto que alguns clubes são compostos predominantemente pelos municípios das regiões Norte e Nordeste, enquanto os outros, são formados basicamente pelos municípios das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Mais do que isso, o sinal negativo encontrado para o coeficiente do nível inicial de renda para cada um dos clubes parece demonstrar que o surgimento desses clubes se deve em grande parte a desigualdades existentes entre as regiões e não dentro das regiões. Esses resultados são consistentes com aqueles obtidos nos trabalhos de Laurini *et al.* (2003), Andrade *et al.* (2004) e Gondim e Barreto (2004). Além disso, deixam claras as diferenças existentes entre as dinâmicas das rendas desses clubes, uma vez que são descritas por modelos lineares essencialmente distintos. Esse fato, por sua vez, vai de encontro à hipótese comumente assumida de um modelo único para todos os municípios e, portanto, sugere a adoção de modelos compatíveis com múltiplos regimes ao se buscar descrever a dinâmica da renda dos municípios brasileiros.

2.7 Referências Bibliográficas

ANDRADE, E., LAURINI, M., MADALOZZO, R., PEREIRA, P.L.V. Convergence clubs among Brazilian municipalities. **Economic Letters**, v.83, n.2, p.179-184, May 2004.

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. Economic growth and regional income inequalities in Brazil. **Annals of Regional Science**, Heidelberg, v.35, n.1, p.133-152, Feb.2001

AZZONI, C.R, MENEZES-FILHO, N., MENEZES, T., SILVEIRA-NETO, R. **Geography and income convergence among Brazilian states** Washington: Inter-American Development Bank, 2000. Disponível em: <<http://www.iadb.org/res/publications/pubfiles/pubR-395.pdf>>. Acesso em: 30 de junho de 2006.

AZZONI, C.R., SILVEIRA-NETO, R.M. Decomposing regional growth: labor force participation rates, structural changes, and sectoral factor reallocation. **Annals of Regional Science**, Heidelberg, v.39, n.2, p.221-239, June 2005.

BAROSSO-FILHO, M., AZZONI, C.R. **A time series analysis of regional income convergence in Brazil** São Paulo: USP/Núcleo de Economia Regional e Urbana, 2003. Disponível em: <http://www.econ.fea.usp.br/nereus/td/Nereus_09_03.pdf>. Acesso em: 3 de julho de 2006.

BIANCHI, M. Testing for convergence: evidence from non-parametric multimodality tests. **Journal of Applied Econometrics**, v.12, n.4, p.393-409, July/Aug.1997.

BREIMAN, L.; FRIEDMAN, J.; OLSHEN, R.; STONE, C. **Classification and regression trees**. Redwood City: Wadsworth, 1984. 358p.

DURLAUF, S. N., JOHNSON, P.A. Multiple regimes in cross-country growth behavior. **Journal of Applied Econometrics**, v.10, n.4, p.365-384, Oct./Dec.1995.

DURLAUF, S.N., JOHNSON, P.A., TEMPLE, J.R.W. **Growth econometrics** Poughkeepsie: Vassar College Economics, 2004. 183p. (Working paper, 61) Disponível em: <<http://irving.vassar.edu/VCEWP/VCEWP61.pdf>>. Acesso em: 14 de abril de 2006.

DURLAUF, S.N.; QUAH, D. The new empirics of economic growth. In: TAYLOR, J.B., WOODFORD, M. (Eds.) **Handbook of macroeconomics**. Amsterdam: Elsevier, 1999. p.235-308.

FERREIRA, A. Evolução recente das rendas *per capita* estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra. **Revista Econômica do Nordeste**, v.27, n.3, p.363-374, jul./set.1996.

FERREIRA, A. Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects. **Applied Economics**, v.32, n.4, p.479-489, mar. 2000.

FERREIRA, A., DINIZ, C. Convergência entre as rendas *per capita* estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, v.15, n.4, p.38-56, out./dez.1995.

FERREIRA, P., ELLERY Jr., R. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, v.16, n.1, p.83-104, 1996.

- FEYRER, J. **Convergence by parts**. Hanover, 2003. Disponível em: <<http://www.dartmouth.edu/~jfeyrer/parts.pdf>>. Acesso em: 29 may 2006.
- GALOR, O., Convergence? Inferences from theoretical models. **Economic Journal**, v.106, p.n, 437, p.1056-1069, Feb.1996.
- GONDIM, J. L. B., BARRETO, F. A. O uso do núcleo estocástico para identificação de clubes de convergência entre estados e municípios brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32, 2004, João Pessoa. **Anais**. Belo Horizonte: ANPEC, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A053.pdf>>. Acesso em: 20 mar. 2006.
- JOHNSON, P.A. A nonparametric analysis of income convergence across the US states. **Economic Letters**, v.69, n.2, p.219-223, Nov.2000.
- JOHNSON, P.A., TAKEYAMA, L. N. **Convergence among the U.S. States**: absolute, conditional, or club? Poughkeepsie: Vassar College Economics, 2003. (Working paper, 50). Disponível em: <<http://irving.vassar.edu/VCEWP/VCEWP50.pdf>>. Acesso em: 8 de maio de 2006.
- JONES, C. I. On the evolution of the world income distribution. **Journal of Economic Perspectives**, v.11, n.3, p.19-36, Summer 1997.
- LAURINI, M., ANDRADE, E., PEREIRA, P. Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica. ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 25, 2003, Porto Seguro. **Anais**. Rio de Janeiro: SBE, 2003. Disponível em: <<http://www.sbe.org.br/ebe25/087.pdf>>. Acesso em: 27 de março de 2006.
- LEVINE, R., RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. **The American Economic Review**, v.82, n.4, p.942-963, Sept.1992.
- MANKIW, N.G., ROMER, D., WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v.107, n.2, p.407-437, May 1992.
- MORA, T. Evidencing European regional convergence clubs with optimal grouping criteria. **Applied Economics Letters**, v.12, n.15, p.937-940, Dec. 2005.

MOSSI, M., AROCA, P., FERNADEZ, I., AZZONI, C.R. Growth dynamics and space in Brazil. **International Regional Science Review**, v.26, n.3, p.393-418, July 2003.

PORTO JUNIOR, S., RIBEIRO, E. Dinâmica de crescimento regional: uma análise empírica da região sul. **Revista Econômica do Nordeste**, v.31, n especial, p.454-482, 2000.

PORTO JUNIOR, S., SOUZA, N. **Crescimento regional e novos testes de convergência para os municípios da região nordeste do Brasil**. Porto Alegre: UFRGS, 2002. Disponível em: <http://www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2002_11.pdf>. Acesso em: 21 de março de 2006.

QUAH, D. Empirical cross-section dynamics in economic growth. **European Economic Review**, v.37, n.2-3, p.426-434, Apr.1993.

QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**, v.40, n.6, p.1353-1375, Jun.1996.

QUAH, D. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. **Journal of Economic Growth**, v.2, n.1, p.27-59, Mar.1997. Disponível em: <<http://www.springerlink.com/content/g427052144633146/fulltext.pdf> >. Acesso em: 21 de fevereiro de.2006.

SALA-I-MARTIN, X. The classical approach to convergence analysis. **Economic Journal**, v.106, n.437, p.1019-1036, Jul.1996.

SALA-I-MARTIN, X. **I just ran four million regressions**. Cambridge: NBER, 1997. (Working paper, 6252) Disponível em: <<http://papers.nber.org/papers/w6252.pdf>>. Acesso em: 14 de abril de 2006.

TABELA 1: Descrição das variáveis

Descrição das Variáveis	Ano	Unidade	Mnemônico	Média	Coefficiente de variação
% da população de 10 a 14 anos	1970	%	POP10A14	13.5	0.08
% da população de 15 ou + anos de idade	1970	%	POP15	56.2	0.08
% da população de 25 ou + anos de idade	1970	%	POP25	36.0	0.10
% da população de 7 a 14 anos	1970	%	POP7A14	22.4	0.07
% da população que vive em domicílio com instalação adequada de esgoto	1970	%	POPESG	18.3	1.18
% da população que vive em domicílio com abastecimento adequado de água	1970	%	POPAGUA	27.9	0.90
% da população urbana	1970	%	POPURB	33.2	0.64
% de crianças de 10 a 14 anos > 1 ano atraso	1970	%	CRESTATR	81.0	0.19
% de crianças de 10 a 14 anos de idade que trabalham	1970	%	CRTRAB	15.8	0.60
% de crianças de 7 a 14 anos de idade fora da escola	1970	%	CRFRESC	39.8	0.45
% de pessoas de 25 ou + anos de idade com mais de onze anos de estudo	1970	%	POPEST11	0.46	1.56
% de pessoas de 25 ou + anos de idade com menos de oito anos de estudo	1970	%	POPEST8	97.4	0.03
% de pessoas de 25 ou + anos de idade com menos de quatro anos de estudo	1970	%	POPEST4	85.5	0.14
% dos domicílios com água canalizada rede geral	1970	%	DOMAGCA	0.15	1.29
% dos domicílios com iluminação elétrica	1970	%	DOMILUEL	0.24	0.94
% dos domicílios com instalações sanitárias (rede geral)	1970	%	DOMINSA	0.05	2.31
Capital humano <i>per capita</i>	1980	R\$ de 2000/habit.	H	15.0	0.53
Defasagem escolar média criança 10 a 14	1970	Anos	DEFESC	3.29	0.27
Densidade demográfica	1970	Habit/Km ²	DENDEM	61.3	5.02
Estoque <i>per capita</i> de capital governo – comércio	1970	R\$ de 1999/habit.	KGOVCOM	0.24	22.7
Estoque <i>per capita</i> de capital governo – indústria	1970	R\$ de 1999/habit.	KGOVIND	1.57	22.1
Estoque <i>per capita</i> de capital governo – serviços	1970	R\$ de 1999/habit.	KGOVSER	0.40	23.7
Estoque <i>per capita</i> de capital privado – agropecuária	1970	R\$ de 1999/habit.	KPRIAGP	1669.8	1.01
Estoque <i>per capita</i> de capital privado – comércio	1970	R\$ de 1999/habit.	KPRICOM	69.7	1.46
Estoque <i>per capita</i> de capital privado – indústria	1970	R\$ de 1999/habit.	KPRIIND	477.0	15.6
Estoque <i>per capita</i> de capital privado – residências	1970	R\$ de 1999/habit.	KPRIRES	1281.2	0.93
Estoque <i>per capita</i> de capital privado – serviços	1970	R\$ de 1999/habit.	KPRISER	35.1	2.84
Estoque <i>per capita</i> de capital privado total (residências + empresas)	1970	R\$ de 1999/habit.	KPRITOT	2289.0	1.40
Número de homicídios por 1000 habitantes	1980	Unidade/1000 habit./Ano	HOMICID	5.84	1.69
Número de suicídios por 1000 habitantes	1980	Unidade/1000 habit./Ano	SUICIDIO	2.88	2.37
Número de vítimas de acidentes de trânsito por 1000 habitantes	1980	Unidade/1000 habit./Ano	ACITRAN	9.67	1.71
Número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou + anos de idade	1970	Anos	ANOEST	1.37	0.59
Taxa analfabetismo (população 15 anos ou +)	1970	%	TAXANFB	44.0	0.41

TABELA 2: Resultado das regressões

	Modelo Base ($\alpha_i = 0, i = 2, \dots, 8$) ($\beta_i = 0, i = 2, \dots, 8$)	Intercepto Comum ($\alpha_i = 0, i = 2, \dots, 8$)	Inclinação Comum ($\beta_i = 0, i = 2, \dots, 8$)	Intercepto e Inclinação distintos	Modelo Restrito ($\alpha_2, \beta_2, \beta_7 = 0$)	Modelo Restrito ($\alpha_2, \alpha_5, \alpha_7 = 0$) ($\beta_2, \beta_5, \beta_7 = 0$)
α	0,142595* (0,044268)	0,035579 (0,045460)	-0,706111* (0,114098)	-2,112031* (0,272365)	-2,811668* (0,230227)	-3,208974* (0,161730)
β	-1,020730* (0,033154)	-1,122705* (0,037740)	-1,430867* (0,047637)	-2,292243* (0,131818)	-2,446639* (0,112700)	-2,640117* (0,084785)
α_2	-	-	-0,445341* (0,138791)	-0,918013 (0,568869)	-	-
β_2	-	0,220628* (0,073933)	-	-0,321069 (0,290988)	-	-
α_3	-	-	-0,839080* (0,095961)	1,036292* (0,338376)	1,405929* (0,305605)	1,803235* (0,258093)
β_3	-	0,695929* (0,056737)	-	0,959669* (0,187708)	1,114065* (0,174907)	1,307543* (0,158457)
α_4	-	-	1,020700* (0,087326)	3,155876* (0,285526)	3,525513* (0,245684)	3,922819* (0,183097)
β_4	-	-0,446791* (0,049672)	-	1,253306* (0,151704)	1,407702* (0,135462)	1,601180* (0,113341)
α_5	-	-	-0,586408* (0,116018)	-1,256335* (0,409770)	-0,886698 (0,383283)	-
β_5	-	0,322629* (0,068672)	-	-0,686019* (0,229222)	-0,531622 (0,218936)	-
α_6	-	-	1,034902* (0,113806)	2,993211* (0,283206)	3,362848* (0,242979)	3,760154* (0,179445)
β_6	-	-0,325539* (0,101847)	-	1,367977* (0,176973)	1,522373* (0,163311)	1,715851* (0,145535)
α_7	-	-	-1,421416* (0,199524)	-1,689944* (0,589559)	-0,461012 (0,211760)	-
β_7	-	1,170937* (0,163813)	-	-0,916607 (0,454867)	-	-
α_8	-	-	0,539839* (0,137192)	2,268932* (0,281749)	2,638569* (0,241275)	3,035875* (0,177127)
β_8	-	-0,163545 (0,152580)	-	1,035849* (0,190758)	1,190245* (0,178183)	1,383723* (0,162071)
R^2	0,21	0,30	0,35	0,39	0,38	0,38

* indica significância ao nível de 5%.

TABELA 3: Resultados dos testes para convergência condicional (Continua)

Variável	Nível			Log		
	β	Controle	R ²	β	Controle	R ²
ACITRAN	-1,092775* (0,034903)	0,010486* (0,001664)	0,22	-1,120701* (0,036620)	0,121674* (0,019376)	0,22
ANOEST	-1,641816* (0,049327)	0,790488* (0,047810)	0,26	-1,748397* (0,048665)	2,255571* (0,114932)	0,28
CRESTATR	-1,847765* (0,048261)	-0,056657* (0,00253)	0,30	-1,721479* (0,047758)	-3,616666* (0,185116)	0,28
CRFRESC	-1,593873* (0,041995)	-0,038168* (0,001859)	0,29	-1,578391* (0,043262)	-1,418579* (0,075076)	0,28
CRTRAB	-1,044375* (0,034642)	-0,006719* (0,002873)	0,21	-1,034286* (0,034743)	-0,060781 (0,046620)	0,21
DEFESC	-2,029961* (0,047944)	-1,147310* (0,042311)	0,34	-1,974906* (0,048345)	-4,410777* (0,13278)	0,33
DENDEM	-1,005094* (0,033634)	-0,000230* (0,000086)	0,21	-0,996930* (0,034567)	-0,060118* (0,024895)	0,21
DOMAGCA	-1,139446* (0,042548)	0,762737* (0,172010)	0,21	-1,164395* (0,042663)	1,162786* (0,218558)	0,21
DOMILUEL	-1,365837* (0,049543)	1,580349* (0,170156)	0,23	-1,431046* (0,050129)	2,493206* (0,231199)	0,23
DOMINSA	-1,034232* (0,038189)	0,174776 (0,245282)	0,21	-1,040053* (0,038319)	0,298002 (0,296317)	0,21
H	-1,074197* (0,040793)	0,009021* (0,004014)	0,21	-1,127485* (0,043754)	0,337473* (0,090477)	0,21
HOMICID	-1,044665* (0,033618)	0,010761* (0,002680)	0,21	-1,045788* (0,034383)	0,056655* (0,020837)	0,21
KGOVCOM	-1,021076* (0,033194)	0,001072 (0,004737)	0,21	-1,012832* (0,033524)	-0,157875 (0,100202)	0,21
KGOVIND	-1,021985* (0,033207)	0,0011209 (0,001767)	0,21	-1,013722* (0,034175)	-0,041820 (0,049447)	0,21
KGOVSER	-1,019047* (0,033203)	-0,002594 (0,002757)	0,21	-1,017679* (0,033240)	-0,112502 (0,089471)	0,21
KPRIAGP	-1,197785* (0,034136)	0,000244* (0,000016)	0,26	-1,187335* (0,0322615)	0,479242* (0,024289)	0,29
KPRICOM	-1,047074* (0,039973)	0,000362 (0,000307)	0,21	-1,118778* (0,045985)	0,106454* (0,034541)	0,21

* indica significância ao nível de 5%.

TABELA 3: Resultados dos testes para convergência condicional (Conclusão)

Variável	Nível			Log		
	β	Controle	R ²	β	Controle	R ²
KPRIIND	-1,053223* (0,035667)	0,000042* (0,000017)	0,21	-1,311900* (0,049844)	0,149570* (0,019241)	0,22
KPRIRES	-0,971064* (0,041681)	-0,000054* (0,000027)	0,21	-1,164070* (0,052455)	0,214410* (0,060868)	0,21
KPRISER	-1,022978* (0,035022)	0,000055 (0,00028)	0,21	-1,317818* (0,044078)	0,273250* (0,027181)	0,23
KPRITOT	-1,300162* (0,046966)	0,000173* (0,000021)	0,22	-1,835187* (0,055583)	1,170921* (0,065557)	0,27
POP10A14	-1,007136* (0,033253)	0,097297* (0,023978)	0,21	-1,007456* (0,033269)	1,323758* (0,343318)	0,21
POP15	-1,067620* (0,035450)	0,024064* (0,006519)	0,21	-1,074443* (0,035652)	1,613565* (0,399163)	0,21
POP25	-1,046655* (0,035488)	0,015585* (0,007632)	0,21	-1,046345* (0,035405)	0,600055* (0,291944)	0,21
POP7A14	-1,005555* (0,033931)	0,034656* (0,046649)	0,21	-1,005901* (0,033983)	0,756348* (0,383462)	0,21
POPAGUA	-1,313495* (0,040770)	0,015143* (0,001271)	0,24	-1,362019* (0,040524)	0,295933* (0,021221)	0,25
POPESG	-1,232820* (0,040664)	0,013075* (0,001481)	0,22	-1,318909* (0,041101)	0,252387* (0,021264)	0,24
POPEST11	-1,056727* (0,040094)	0,070442 (0,044139)	0,21	-1,129172* (0,042732)	0,387567* (0,096653)	0,21
POPEST4	-1,468432* (0,048566)	-0,039279* (0,003168)	0,24	-1,349671* (0,046506)	-2,261945* (0,227301)	0,23
POPEST8	-1,101231* (0,042818)	-0,032753* (0,011042)	0,21	-1,088312* (0,042295)	-2,627698* (1,022332)	0,21
POPURB	-0,954505* (0,039790)	-0,004425* (0,001474)	0,21	-1,012139* (0,038404)	-0,020923 (0,047197)	0,21
SUICIDIO	-1,074024* (0,033932)	0,025978* (0,003932)	0,22	-1,101937* (0,035385)	0,170199* (0,026896)	0,22
TAXANFB	-1,878708* (0,044316)	-0,051448* (0,001938)	0,34	-1,813722* (0,045287)	-1,882864* (0,078807)	0,32

* indica significância ao nível de 5%.

TABELA 4: Testes de robustez

Variável	Nível				Log			
	Valor Médio	Desvio Padrão	Limite Inferior	Limite Superior	Valor Médio	Desvio Padrão	Limite Inferior	Limite Superior
ACITRAN	0,0083*	0,0017	-0,0053	0,0153	0,0994*	0,0198	-0,0661	0,1983
ANOEST	0,6820*	0,0643	-0,7384	1,9192	0,1798*	0,0293	-0,1208	0,3706
CRESTATR	-0,0525*	0,0046	-0,2720	0,0628	-2,1285*	0,3100	-4,9291	15,755
CRFRESC	-0,0320*	0,0024	-0,0772	0,0138	-1,0368*	0,0951	-1,8764	2,2720
CRTRAB	-0,0008	0,0029	-0,0202	0,0297	0,0167	0,0165	-0,0320	0,1076
DEFESC	-1,1969**	0,0686	-3,1113	-0,3970	-2,9008*	0,2255	-8,0298	5,9341
DENDEM	-0,0002*	0,0001	-0,0008	0,0009	-0,0605*	0,0221	-0,2403	0,2194
DOMAGCA	-0,4911	0,3951	-21,3820	2,7003	0,8508	0,5010	-3,6826	26,560
DOMILUEL	0,5610	0,3353	-20,6090	4,5985	2,6014*	0,4560	-2,1375	31,642
DOMINSA	-1,0367	0,6722	-21,5420	14,6730	-0,4436	0,8144	-18,247	24,826
H	0,0014	0,0044	-0,0499	0,0473	0,0835	0,0962	-1,2186	1,5176
HOMICID	0,0116*	0,0028	-0,0104	0,0422	0,0518*	0,0218	-0,2951	0,1711
KGOVCOM	0,0005	0,0046	-0,0090	0,0263	-0,1983*	0,0981	-0,8045	0,1919
KGOVIND	0,0012	0,0017	-0,0033	0,0095	-0,0846	0,0485	-0,3901	0,0959
KGOVSER	-0,0035	0,0028	-0,0204	0,0212	-0,1320	0,0885	-0,5478	0,1726
KPRIAGP	0,0002*	0,00002	-0,0005	0,0006	0,4674*	0,0265	-0,2204	0,7846
KPRICOM	-0,0001	0,0003	-0,0028	0,0027	0,0144	0,0335	-0,3476	0,2504
KPRIIND	0,0001*	0,00002	-0,0004	0,0004	0,1193*	0,0192	-0,0404	0,2722
KPRIRES	-8,64E+06	1,38E+08	-1,67E+10	0,0004	0,0616	0,0645	-1,6118	1,1890
KPRISER	-0,0003	0,0003	-0,0029	0,0020	0,2010*	0,0283	-0,0530	0,5197
KPRITOT	5,51E+06	1,26E+08	-0,0005	0,0007	1,0612*	0,0712	-1,2788	3,0023
POP10A14	0,1066	0,0690	-0,1601	1,9984	0,5529	0,9186	-26,557	4,4928
POP15	0,0064	0,0126	-0,5221	0,2462	0,9878	0,7688	-15,323	35,045
POP25	-0,0094	0,0171	-0,4399	0,5889	-0,3590	0,6321	-23,787	12,294
POP7A14	0,0416	0,0534	-0,1948	1,4156	0,3227	1,1770	-31,644	3,6405
POPAGUA	0,0108*	0,0015	-0,0152	0,0271	0,2261*	0,0235	-0,0452	0,3990
POPESG	0,0077*	0,0018	-0,0252	0,0285	0,1784*	0,0241	-0,1448	0,3903
POPEST11	-0,0752	0,0531	-0,7378	0,4707	0,0010	0,0014	-0,0093	0,0081
POPEST4	-0,0331*	0,0052	-0,3044	0,0608	-0,7528*	0,3505	-4,2627	18,079
POPEST8	-0,0339	0,0429	-2,3144	1,0246	5,0635	3,9121	-86,383	205,04
POPURB	-0,0109*	0,0017	-0,0594	0,0195	-0,1230*	0,0505	-0,7061	1,1372
SUICIDIO	0,0198*	0,0040	-0,0146	0,0486	0,1189*	0,0278	-0,2288	0,2387
TAXANFB	-0,0476*	0,0025	-0,0746	0,0120	-1,5770*	0,0976	-2,5652	1,2284

* indica robustez do coeficiente com base apenas no teste proposto por Sala-i-Martin (1997).

** indica robustez do coeficiente com base em ambos os testes.

TABELA 5: Modelos lineares dos clubes

	Clubes 1, 2, 5 e 7	Clube 3	Clubes 4 e 6	Clube 8
α	-3,208974	-1,139334	0,559153	-0,177465
β	-2,640118	-1,144800	-1,144800	-1,144800

TABELA 6: Quantidade de municípios por região/clube

	Clubes 1, 2, 5 e 7	Clube 3	Clubes 4 e 6	Clube 8
Sul	13	28	503	50
Sudeste	116	39	969	277
Centro-Oeste	13	2	190	18
Nordeste	783	322	165	28
Norte	35	51	56	1

TABELA 7: Resultados dos testes para convergência clube (Continua)

Variável	Nível			Log		
	Wald	β	Controle	Wald	β	Controle
ACITRAN	244,5*	-1,182236* (0,049114)	0,006639* (0,001486)	249,0*	-1,208720* (0,049525)	0,101443* (0,017376)
ANOEST	206,8*	-1,472090* (0,055952)	0,562143* (0,050219)	183,0*	-1,475829* (0,054681)	1,486204* (0,121250)
CRESTATR	167,5*	-1,605731* (0,057170)	-0,037129* (0,002598)	187,5*	-1,551510* (0,057184)	-2,375990* (0,186284)
CRFRESC	170,8*	-1,351677* (0,050673)	-0,023059* (0,001937)	182,9*	-1,366870* (0,051730)	-0,851238* (0,076583)
CRTRAB	249,8*	-1,148377* (0,048558)	-0,004265 (0,002602)	250,5*	-1,147784* (0,048601)	-0,045007 (0,042345)
DEFESC	130,5*	-1,671474* (0,056292)	-0,767922* (0,045751)	144,4*	-1,664255* (0,057083)	-2,915242* (0,182634)
DENDEM	248,7*	-1,142013* (0,048624)	-0,000069 (0,000078)	250,3*	-1,163864* (0,049321)	0,049836* (0,023473)
DOMAGCA	246,4*	-1,192031* (0,052127)	0,434332* (0,175992)	244,2*	-1,196447* (0,051965)	0,607972* (0,220354)
DOMILUEL	246,0*	-1,422516* (0,058276)	1,504284* (0,178556)	240,3*	-1,441632* (0,058031)	2,159247* (0,237444)
H	252,9*	-1,210226* (0,051996)	0,013748* (0,003967)	250,3*	-1,226054* (0,053559)	0,319913* (0,089948)
HOMICID	250,8*	-1,158537* (0,048534)	0,009669* (0,002379)	252,0*	-1,161320* (0,048700)	0,062627* (0,018626)
KPRIAGP	194,0*	-1,215355* (0,049321)	0,000109* (0,000016)	161,6*	-1,191693* (0,048285)	0,250637* (0,028056)
KPRICOM	251,1*	-1,178915* (0,053017)	0,000458 (0,000287)	250,3	-1,214696* (0,054272)	0,092190* (0,032197)
KPRIIND	254,9*	-1,227631* (0,051940)	0,000069* (0,000016)	258,8*	-1,455384* (0,058467)	0,164149* (0,017676)
KPRIRES	251,4*	-1,099678* (0,051894)	-0,000063* (0,000026)	246,8*	-1,133921* (0,054998)	-0,024939 (0,059343)

* indica significância ao nível de 5%.

TABELA 7: Resultados dos testes para convergência clube (Conclusão)

Variável	Nível			Log		
	Wald	β	Controle	Wald	β	Controle
KPRISER	250,7*	-1,143404* (0,049285)	-0,000040 (0,000249)	232,4*	-1,268548* (0,051890)	0,166521* (0,025702)
KPRITOT	234,4*	-1,268510* (0,056917)	0,000080* (0,000019)	178,3*	-1,438829* (0,059230)	0,572102* (0,067388)
POP10A14	245,6*	-1,140062* (0,049115)	0,013770 (0,022074)	246,1*	-1,140600* (0,049154)	0,169390 (0,316153)
POP15	247,6*	-1,165427* (0,049667)	0,011681 (0,006055)	247,0*	-1,168506* (0,049719)	0,803779* (0,371590)
POP25	250,0*	-1,160555* (0,049813)	0,009868 (0,007077)	250,0*	-1,160034* (0,049722)	0,377995 (0,270264)
POP7A14	249,4*	-1,148940* (0,049451)	-0,006167 (0,015388)	249,5*	-1,149319* (0,049516)	-0,161610 (0,352314)
POPAGUA	219,3*	-1,247706* (0,050968)	0,007546* (0,001201)	211,6*	-1,255476* (0,050008)	0,166736* (0,020645)
POPESG	233,8*	-1,227853* (0,051270)	0,006802* (0,001393)	222,0*	-1,250136* (0,050588)	0,138728* (0,020178)
POPEST11	250,7*	-1,169473* (0,051018)	0,070981 (0,045445)	247,7*	-1,193437* (0,052107)	0,251626* (0,098763)
POPEST4	230,5*	-1,429700* (0,056804)	-0,030251* (0,003234)	238,7*	-1,365130* (0,055854)	-1,780308* (0,229062)
POPEST8	251,0*	-1,204476* (0,052154)	-0,037156* (0,011999)	251,1*	-1,197197* (0,051915)	-3,115804* (1,105316)
POPURB	247,8*	-1,146746* (0,050440)	0,000236 (0,001670)	251,0*	-1,157263* (0,049852)	0,050031 (0,045961)
SUICIDIO	240,4*	-1,162616* (0,048755)	0,011629* (0,003531)	241,5*	-1,171310* (0,049119)	0,079734* (0,024213)
TAXANFB	119,3*	-1,497008* (0,052980)	-0,032597* (0,002235)	148,7*	-1,526484* (0,054382)	-1,179007* (0,083261)

* indica significância ao nível de 5%.

FIGURA 1: Árvore de regressão

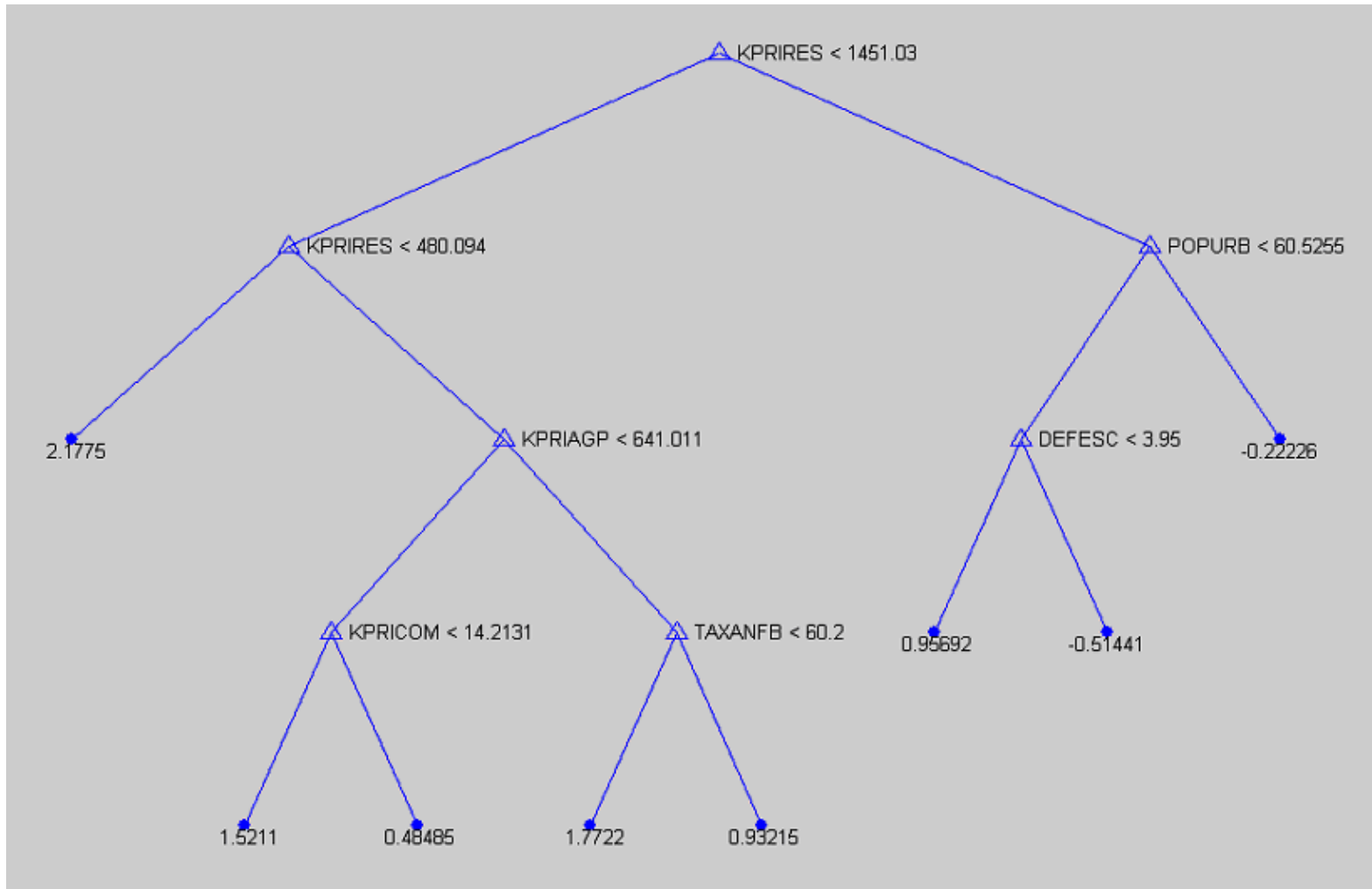
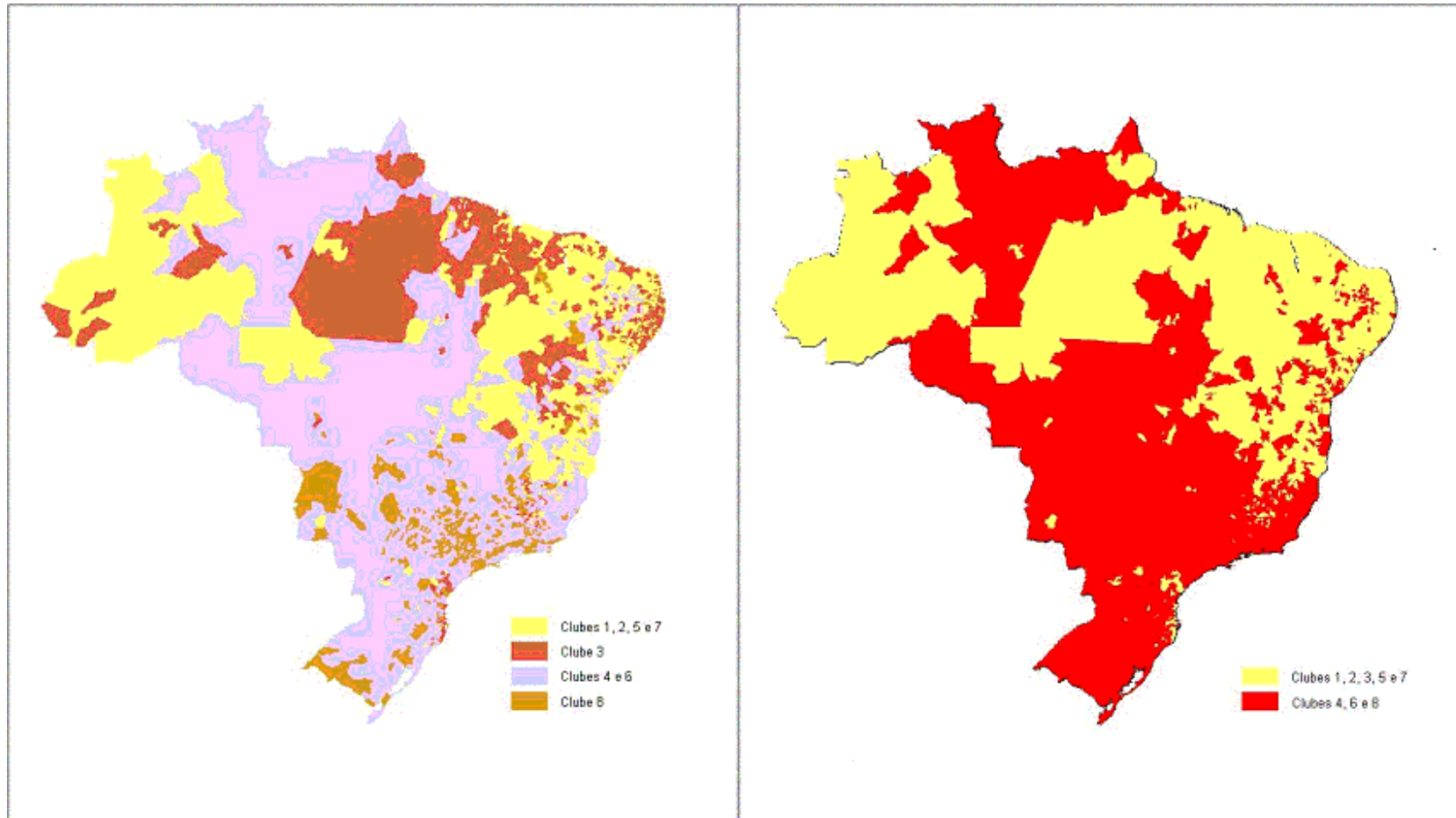


FIGURA 2: Distribuição geográfica dos clubes de convergência



3 UMA INVESTIGAÇÃO DA ORIGEM DA ARMADILHA DE DESENVOLVIMENTO PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Resumo

Partindo de evidências empíricas do surgimento de uma segunda moda na distribuição de renda dos municípios no período compreendido entre 1970 e 2000 e utilizando a abordagem de decomposição de desenvolvimento, este artigo busca identificar dentre o conjunto formado pelas variáveis razão capital-produto, capital humano por trabalhador e produtividade total dos fatores, as possíveis origens da chamada armadilha de desenvolvimento. A análise de cada uma dessas variáveis conduzida através da combinação de métodos não-paramétricos e de algoritmos de agrupamento aponta para o capital humano como principal responsável pela bimodalidade da distribuição de renda dos municípios brasileiros.

Palavras-chave: convergência clube, armadilha de desenvolvimento, decomposição de desenvolvimento, métodos não-paramétricos

Abstract

Having as a starting point the empirical finding that the income of the Brazilian municipalities has moved toward a two-peaked distribution between 1970 and 2000 and by using the development accounting approach, this paper attempts to identify among the set of variables capital-output ratio, human capital per worker and total factor productivity, possible sources of the so called development trap. The analysis of each of these variables conducted based on a combination of nonparametric methods and clustering algorithms points to the human capital as the main responsible for the bimodal shape of the Brazilian municipalities income distribution.

Keywords: club convergence, development trap, development accounting, nonparametric methods

JEL Classifications: C14, R11

3.1 Introdução

A evidência empírica encontrada por Quah (1993,1996) do deslocamento dos países de renda média para os extremos da distribuição de renda de longo prazo dos países e o conseqüente surgimento nesta dos chamados “picos gêmeos” dão suporte a diversos modelos teóricos que prevêm a existência de múltiplos equilíbrios localmente estáveis na dinâmica da renda das economias¹. O estado estacionário de baixa renda é usualmente denominado de armadilha de desenvolvimento ou de armadilha de pobreza e sua origem esta literatura busca compreender.

Nesses modelos, pode ocorrer de duas economias com características estruturais idênticas (mesmas preferências, tecnologias, taxas de crescimento populacional, políticas públicas, etc.) tenderem para dois estados estacionários distintos devido apenas a diferenças nas condições iniciais, o que caracteriza, portanto, uma dinâmica das rendas conforme o que estabelece a hipótese da convergência clube. Ademais, grande parte desses modelos se baseia na existência de múltiplos equilíbrios na dinâmica da acumulação dos fatores de produção – capital físico e humano, ou ainda em diferenças de produtividade entre as economias, para justificar a existência de múltiplos equilíbrios na dinâmica da renda *per capita*.

Assim, supondo que esses modelos sejam teoricamente satisfatórios, um ponto de partida na investigação da natureza da armadilha de desenvolvimento poderia ser a análise da dinâmica de cada um dos fatores de uma função de produção assim como do termo correspondente à sua produtividade. Feyrer (2003), por exemplo, empregando a chamada “decomposição de desenvolvimento” utilizada em Klenow e Rodriguez-Clare (1997) e em Hall e Jones (1999), analisa a dinâmica da distribuição de cada um desses termos por meio de matrizes de transição de Markov e conclui que a produtividade é a principal responsável pelos picos gêmeos na distribuição da renda *per capita* dos países² e, conseqüentemente, pela armadilha de pobreza. Johnson (2005) aprimora o trabalho de Feyrer no sentido em que evita os problemas inerentes a discretização do espaço da renda ao utilizar o estimador de núcleo estocástico. Diferentemente de Feyrer, o autor conclui que a causa da armadilha

¹ Azariadis (1996) e Galor (1996) apresentam uma revisão de algumas alternativas para geração de múltiplos estados estacionários na dinâmica da renda.

² Os dados para renda *per capita* foram obtidos da *Penn World Tables*, o estoque de capital físico de Easterley e Levine (2001) e os dados relativos à escolaridade da base de dados de Barro e Lee.

de desenvolvimento não pode ser atribuída somente às diferenças de produtividade, já que também a razão capital-produto apresenta uma distribuição ergódica bimodal.

De forma análoga, neste artigo, partimos da evidência empírica obtida por Laurini, Andrade e Pereira (2003) e Gondim e Barreto (2004) do surgimento de uma distribuição bimodal da renda dos municípios brasileiros e buscamos identificar, dentro do conjunto dos fatores de produção e da produtividade, a origem da armadilha de desenvolvimento.

Inicialmente, analisamos a relação existente entre a taxa de crescimento, para o período compreendido entre 1970 e 2000, e o nível inicial para cada uma dessas variáveis. Quando Mínimos Quadrados Ordinários são utilizados para esta estimação, obtém-se um coeficiente que representa o comportamento médio da amostra, no que se refere à relação do nível inicial de uma variável e a taxa de crescimento da mesma. Nosso interesse, no entanto, é identificar a relação entre a taxa de crescimento de uma variável com todos os seus valores iniciais. Em função deste objetivo, usou-se o método *Smoothing Spline*, a ser detalhado na seção 4.1.

Para o estoque de capital físico e para a produtividade, os resultados mostram uma correlação negativa entre as suas taxas de crescimento com toda a faixa dos seus valores iniciais, de sorte que os municípios “mais pobres”, em termos dessas variáveis, estariam crescendo mais rapidamente e tendendo ao mesmo nível de longo prazo dos municípios “mais ricos”. O mesmo não se verifica para o estoque de capital humano. Determinada faixa dos valores iniciais da variável capital humano possui uma correlação positiva com sua taxa de crescimento, de tal forma que municípios com níveis iniciais mais elevados dessa variável estariam crescendo mais rapidamente do que aqueles com níveis inferiores. Desta forma, essa faixa funcionaria como uma barreira, muito comum em modelos que antecipam a armadilha de pobreza, dividindo os municípios em dois grupos: o primeiro, composto pelos municípios cujos estoques iniciais de capital humano são inferiores ao estabelecido pela faixa e que convergem para um equilíbrio inferior de renda; e o segundo, cujos membros apresentam níveis iniciais de capital humano superior ao da barreira e que convergem para o estado estacionário superior de renda. Os demais municípios, ou seja, aqueles cujo estoque de capital humano inicial se encontra dentro da faixa, tendem para o estado estacionário superior ou inferior, dependendo se seu nível inicial de capital humano é maior ou menor que determinado valor crítico dentro deste intervalo.

A investigação prossegue através da análise da dinâmica da distribuição de cada uma das variáveis. Essa análise demonstra que as distribuições do estoque de capital físico e da produtividade praticamente não se alteraram de 1970 para 2000, apresentado uma forma fortemente unimodal, ao longo de todo período. Por outro lado, a distribuição do estoque de capital humano, que era praticamente unimodal em 1970, passa a ser bimodal em 2000, ou seja, um comportamento semelhante ao verificado para a distribuição da renda *per capita*. A análise com base na utilização do estimador de núcleo estocástico deixa ainda mais evidente a influência do estoque de capital humano na forma da distribuição da renda. Enquanto as densidades condicionais e as distribuições ergódicas estimadas para o estoque de capital físico e para a produtividade se mostraram claramente unimodais, as densidades estimadas para o estoque de capital humano e para a renda *per capita* são caracterizadas por duas modas que, por sua vez, definem dois clubes. Alocando, então, os municípios de acordo com seus níveis de renda *per capita* e capital humano em clubes por meio de um algoritmo de agrupamento denominado *K-means*, verificamos que, na maioria dos casos, um município membro do clube de baixa (alta) renda também é membro do clube de baixo (alto) nível de capital humano.

O restante deste artigo está estruturado da seguinte forma. A seção 2 apresenta uma breve revisão da literatura sobre armadilha de desenvolvimento. A seção 3 especifica a modelagem empregada bem como dados utilizados. Na seção 4 são apresentados os resultados e na seção 5, as conclusões.

3.2 Revisão da Literatura

As evidências obtidas por Quah (1993) do surgimento dos picos gêmeos na distribuição de renda dos países incentivaram o desenvolvimento da literatura teórica sobre armadilhas de desenvolvimento. De uma forma geral, nestes modelos, supõe-se uma função de produção tendo como argumentos os estoques de capital físico e humano e a produtividade, e, através dela, a característica bimodal presente na distribuição de um de seus argumentos é transmitida para a renda. Azariadis e Drazen (1990), por exemplo, supondo a existência de uma relação positiva entre o retorno individual do investimento em capital humano e o estoque médio desse fator da economia, obtêm múltiplos equilíbrios localmente estáveis na dinâmica da renda, de sorte que economias com estoques iniciais de

capital humano superiores a determinado valor crítico tendem a um estado estacionário superior, ao passo que aquelas que possuem estoques iniciais inferiores a esse valor tendem ao estado estacionário de baixa renda.

Outros artigos também se baseiam na geração de múltiplos estados estacionários na acumulação de capital humano para justificar a existência da armadilha de desenvolvimento. De forma semelhante, Becker, Murphy e Tamura (1990) partem da mesma suposição acerca da relação positiva entre o retorno do investimento em capital humano e o estoque desse fator, além de considerar endógena a taxa de fecundidade para gerar os múltiplos estados estacionários. Neste modelo, um baixo estoque inicial de capital humano, implicaria em menores retornos aos investimentos nesse fator e em um baixo custo de oportunidade na criação dos filhos, o que, por sua vez, elevaria a taxa de fecundidade. Essa seqüência de acontecimentos levaria uma economia a uma situação de alta taxa de fecundidade e baixo estoque de capital humano, a qual se perpetuaria dado o baixo retorno ao investimento nesse fator. Em contraste, uma economia com alto estoque inicial de capital humano apresentaria um alto retorno ao investimento nesse fator e um alto custo de oportunidade na criação dos filhos. Como consequência, a taxa de fecundidade seria reduzida e mais mulheres entrariam no mercado de trabalho, aumentando a renda.

Um papel crucial também é atribuído ao capital humano na geração de múltiplos estados estacionários na dinâmica da renda *per capita* nos modelos propostos em Durlauf (1996) e em Galor e Tsiddon (1997). No primeiro, a desigualdade é motivada por duas hipóteses. A primeira consiste no fato da educação ser localmente financiada, de sorte que a renda atual da comunidade é capaz de afetar a renda esperada da geração seguinte. Em segundo lugar, admite-se que as famílias escolhem onde morar de acordo com seu nível de renda. O autor, então, defende que um resultado possível seria o de famílias mais ricas se isolarem das demais como forma de prover um nível mais elevado de educação aos filhos, levando as demais famílias à pobreza permanente. Galor e Tsiddon (1997), por outro lado, se fundamentam em evidências empíricas de uma relação positiva entre o nível de capital humano do indivíduo com o nível de capital humano de seus pais para motivar o surgimento da armadilha de desenvolvimento. Neste sentido, os autores demonstram que, em uma situação de baixo progresso tecnológico, haveria poucos incentivos ao

investimento em capacitação e, portanto, a distribuição de capital humano permaneceria invariável ao longo do tempo, ocorrendo o mesmo com a distribuição da renda.

Murphy, Shleifer e Vishny (1989), alternativamente, justificam a armadilha de desenvolvimento por meio da acumulação de capital físico. Neste modelo, as firmas decidem se devem ou não se industrializar com base em seus lucros esperados. Mais especificamente, supõe-se que para se industrializar, a firma deva trazer a mão-obra do campo para a fábrica e, para isso, deve pagar um prêmio sobre o salário para compensar a desutilidade de se trabalhar em uma fábrica. A firma, então, toma sua decisão ponderando a possível elevação das vendas, mas também os novos custos devidos tanto ao prêmio como a um custo fixo inerente à industrialização. Mostra-se, então, que, se apenas uma firma toma a decisão de se industrializar, as receitas não superam as despesas, de sorte que um equilíbrio consiste na situação onde nenhuma das firmas se industrializa. Por outro lado, se todas as firmas tomam uma decisão coordenada de investir, elas podem vender sua produção para os trabalhadores das firmas dos demais setores, podendo, assim, pagar o prêmio e ficar em uma situação melhor que a anterior. Desta forma, são gerados dois equilíbrios, um sem industrialização e de baixa renda e outro, com industrialização e renda elevada.

Galor e Weil (1996) e Feyrer (2003) apresentam mecanismos envolvendo a taxa de fecundidade e a acumulação de capital físico para estabelecer um cenário composto por dois estados estacionários. Galor e Weil (1996) se baseiam essencialmente em três hipóteses: a de uma relação negativa entre a taxa de fecundidade e o salário das mulheres, uma relação também negativa entre o crescimento populacional e o nível de capital por trabalhador e, por fim, uma tendência à elevação do salário das mulheres relativamente aos homens com o desenvolvimento da economia. Neste sentido, uma economia com baixos estoques iniciais de capital por trabalhador e, portanto, menos desenvolvida, seria caracterizada por uma maior diferença entre os salários do homem e da mulher, o que, por sua vez, incentivaria uma maior taxa de fecundidade, reduzindo ainda mais o estoque de capital por trabalhador. Em uma economia mais desenvolvida, por outro lado, as diferenças salariais seriam menores, levando mais mulheres ao mercado de trabalho, reduzindo a taxa de fecundidade e aumentando o nível de capital por trabalhador assim como o produto.

Feyrer (2003), por seu turno, relaciona a taxa de fecundidade e o capital por trabalhador de uma maneira bem mais simples. Em seu modelo, a taxa de fecundidade é uma função do nível de capital por trabalhador, de sorte que economias mais ricas e, portanto, com maiores estoques de capital por trabalhador teriam menores taxas de fecundidade, ocorrendo o inverso com economias mais pobres. Neste cenário, economias com níveis iniciais de capital físico inferiores a determinado valor crítico teriam uma taxa de fecundidade mais elevada e tenderiam para um estado estacionário inferior, enquanto economias com níveis iniciais desse fator mais elevados tenderiam para o estado estacionário superior.

Armadilhas de desenvolvimento motivadas por diferenças de produtividade também estão presente nesta literatura. Howitt (2000), por exemplo, apresenta um modelo no qual países que não investem em P&D ficam presos no equilíbrio de baixa produtividade, enquanto os países que produzem P&D são caracterizados por uma produtividade crescente devido ao transbordamento da tecnologia desenvolvida nos outros países que também investem em P&D.

3.3 Especificação do Modelo e Dados

A abordagem utilizada neste artigo para determinação da produtividade total dos fatores será baseada na “decomposição de desenvolvimento”, de sorte que teremos que supor uma forma funcional específica para a função de produção. Neste sentido, assumiremos uma função de produção do tipo Cobb-Douglas com retornos constantes de escala e produtos marginais dos fatores decrescentes e tendo como argumento os estoques de capital físico e humano assim como a produtividade:

$$Y_i = K_i^\alpha (A_i H_i)^{1-\alpha} \quad (1)$$

onde

Y_i é o produto do município i , A_i é a tecnologia aumentadora de trabalho, K_i é o estoque de capital físico e H_i representa o trabalho qualificado.

Se representarmos a mão-de-obra não qualificada por L_i e os anos médios de estudo por E_i , então, H_i será dado por:

$$H_i = h_i L_i = e^{\phi(E_i)} L_i \quad (2)$$

onde

h_i é o estoque de capital humano por trabalhador e $\phi(\cdot)$ é uma função que reflete a eficiência de uma unidade de trabalho com E_i anos de estudo. Fundamentados por evidências de uma relação positiva e decrescente entre a escolaridade média e os retornos ao investimento em educação (Psacharopoulos (1994) *apud* Ferreira, Pessôa e Veloso (2004)), seguimos Ferreira, Pessôa e Veloso (2004) ao também utilizar a seguinte especificação proposta por Bils e Klenow (2000) para $\phi(\cdot)$:

$$\phi(E_i) = \frac{\theta}{1-\psi} E_i^{1-\psi} \quad (3)$$

onde

$\theta = 0,32$ e $\psi = 0,58$ de acordo com a calibração dos autores.

Isto posto, se torna conveniente reescrever a equação (1) em termos do produto por trabalhador, y_i , da seguinte forma:

$$y_i = \left(\frac{K_i}{Y_i} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} h_i A_i \quad (4)$$

Tomando os logs de (4), obtemos:

$$\ln(y_i) = \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln\left(\frac{K_i}{Y_i}\right) + \ln(h_i) + \ln(A_i) \quad (5)$$

Aplicando (5) para os valores médios dos municípios brasileiros e subtraindo a equação resultante de (5), obtemos a equação com as variáveis na forma que utilizaremos ao longo de todo artigo³:

$$\ln\left(\frac{y_i}{y_{BR}}\right) = \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln\left(\frac{K_i/K_{BR}}{Y_i/Y_{BR}}\right) + \ln\left(\frac{h_i}{h_{BR}}\right) + \ln\left(\frac{A_i}{A_{BR}}\right) \quad (6)$$

Fica claro a partir da equação acima que de posse dos valores das demais variáveis, o termo da produtividade pode ser estimado facilmente como um resíduo. A única questão que fica é o valor de α a ser utilizado. Para contornar esse problema e evitar qualquer suposição que possa ser considerada inadequada, os dados para a produtividade foram

³ Além de ser apropriado para as análises posteriores, a transformação das variáveis utilizada torna cada um dos termos dos logaritmos adimensional, o que proporciona uma comparação dos resultados entre cada uma das variáveis mais direta.

estimados considerando-se diferentes valores de α na faixa de 0,2 a 0,6. Os resultados obtidos, contudo, se mostraram robustos a alterações neste parâmetro⁴.

Antes de passarmos a descrição dos dados, cabe justificarmos a opção pela decomposição em (4) em termos da razão capital-produto e não do capital por trabalhador. Para tanto, iremos supor, conforme Hall e Jones (1999), um aumento exógeno da produtividade em uma economia que se encontre em seu estado estacionário. Pode-se mostrar que, como consequência desse aumento, o nível do estado estacionário do capital por trabalhador também aumentará e, desta forma, a elevação do produto, que deveria ser atribuída somente ao aumento da produtividade, também seria associada à elevação do capital por trabalhador. O estado estacionário da razão capital-produto, por outro lado, independe do nível da produtividade e, portanto, a utilização dessa decomposição se torna mais adequada à análise proposta neste artigo já que queremos investigar as contribuições de cada um dos termos - capital físico, capital humano e produtividade - isoladamente⁵.

Os dados utilizados para representar as variáveis em (6) foram os dados municipais para o PIB, a população residente, o estoque de capital privado total (residências e empresas)⁶, o estoque de capital residencial⁷ e os anos de estudo para pessoas de 25 anos ou mais para os anos de 1970 e 2000⁸. Tendo em vista o fato do período compreendido por esses anos ser caracterizado por um aumento no número de municípios brasileiros de 3.951 para 5.507, trabalhamos não com municípios de fato, mas com as “áreas mínimas comparáveis” (AMC), de forma a tornar os resultados comparáveis entre os dois instantes de tempo.

⁴ Os resultados apresentados ao longo do artigo foram obtidos para $\alpha = 0,4$.

⁵ Ver Klenow e Rodriguez-Clare (1997) para uma discussão sobre os problemas inerentes à adoção dessa decomposição. Feyrer (2003) apresenta um exemplo simples baseado no modelo de Solow para ilustrar a superioridade dessa escolha.

⁶ O estoque de capital privado total por municípios foi construído pelo rateio do estoque de capital em nível nacional que, por sua vez, foi estimado pelo método do estoque perpétuo aplicado às séries históricas de formação bruta de capital fixo das Contas Nacionais do Brasil. Para a realização desse rateio por município, utilizou-se o valor total do imobilizado de todos os estabelecimentos localizados em cada município informado nos Censos Econômicos. Para mais detalhes sobre a construção dos dados de estoque de capital municipal, ver Reis *et al.* (2005).

⁷ O dado de estoque de capital residencial foi utilizado para estimar o estoque de capital privado total para o ano de 2000. Para tanto, utilizando os dados de estoque de capital residencial de 1985 e 2000 e o estoque de capital privado total de 1985 e assumindo que a proporção do primeiro na composição do estoque de capital privado total não se alterou de 1985 para 2000, estimamos os dados para esse último para o ano de 2000.

⁸ Todos os dados utilizados neste artigo foram obtidos do IPEADATA (<http://www.ipeadata.gov.br>).

3.4 Resultados

Laurini, Andrade e Pereira (2003) e Gondim e Barreto (2004) encontram evidências do surgimento de uma segunda moda na distribuição da renda dos municípios brasileiros. Os gráficos abaixo ilustram esse fato:

GRAFICO 1: Densidades estimadas para 1970 e 2000 – renda *per capita*

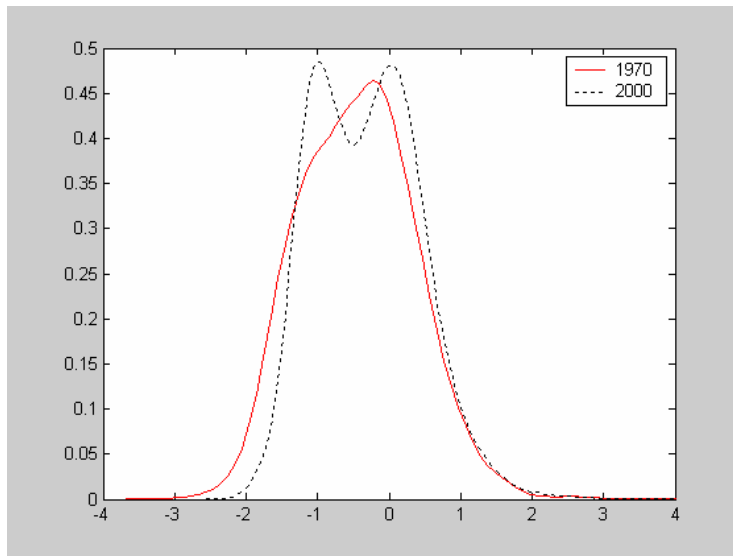
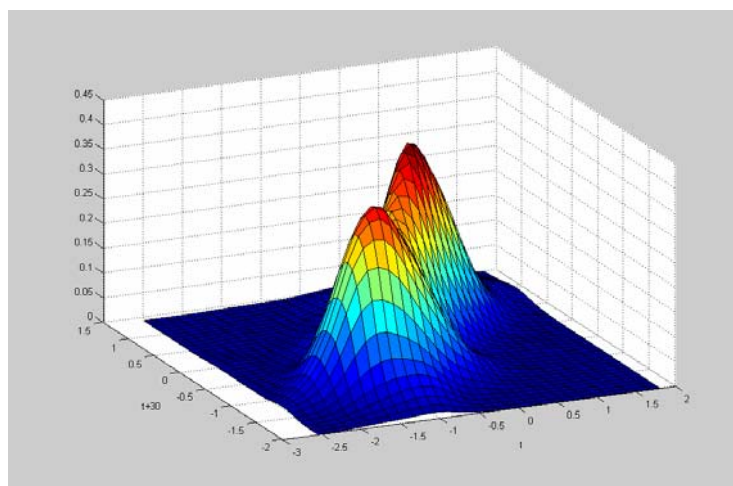


GRAFICO 2: Distribuição condicional – renda *per capita*

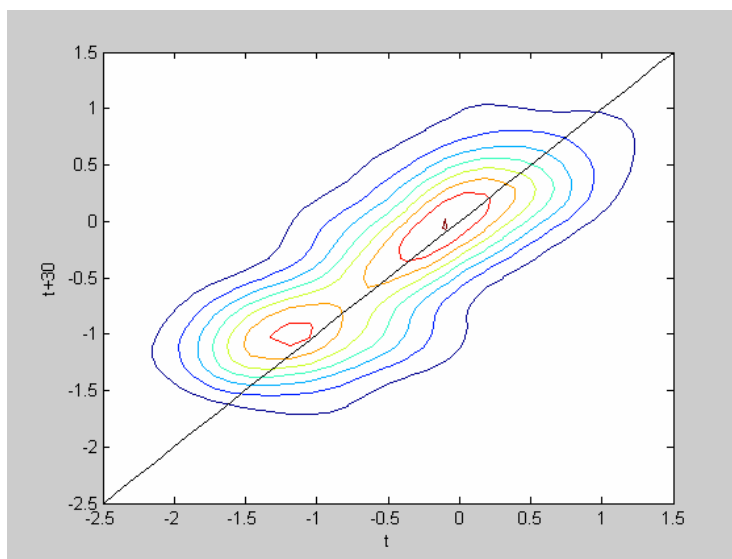


O GRAF. 1 mostra que a distribuição da renda *per capita* dos municípios passou de unimodal em 1970 para bimodal em 2000. O GRAF. 2, por seu turno, exhibe uma densidade

condicional do instante $t + 30$ no instante t ⁹. Em outras palavras, o gráfico apresenta a probabilidade de um município com uma determinada renda, y_1 , no instante t , passar a ter uma renda y_2 30 anos mais tarde. Assim, a primeira vista, parece haver uma tendência dos municípios em permanecer com os mesmos níveis de renda do período anterior, dada a concentração de massa em torno da diagonal de 45° . A exceção são aqueles municípios com rendas intermediárias, já que o gráfico apresenta um vale em torno desses valores. Esse resultado, contudo, não implica necessariamente em bimodalidade na distribuição de longo prazo. Johnson (2000), por exemplo, encontra uma distribuição condicional multimodal para os estados dos EUA, mas, ao estimar a distribuição ergódica desta amostra percebe que essa é fortemente unimodal. Uma análise com base nas curvas de nível obtidas do GRAF. 2 deixa mais clara essa alegação. Neste gráfico, novamente, se percebe a existência de duas modas, e, mais do que isso, nota-se que ambas se encontram muito próximas à linha de 45° , confirmando a baixa mobilidade. Se, por outro lado, a moda composta pelos municípios de baixa renda estivesse bem acima e a dos municípios de alta renda bem abaixo da linha de 45° , teríamos uma situação na qual municípios mais pobres estariam melhorando relativamente aos demais municípios, enquanto os mais ricos estariam piorando, de sorte que, neste cenário hipotético, teríamos uma distribuição ergódica unimodal.

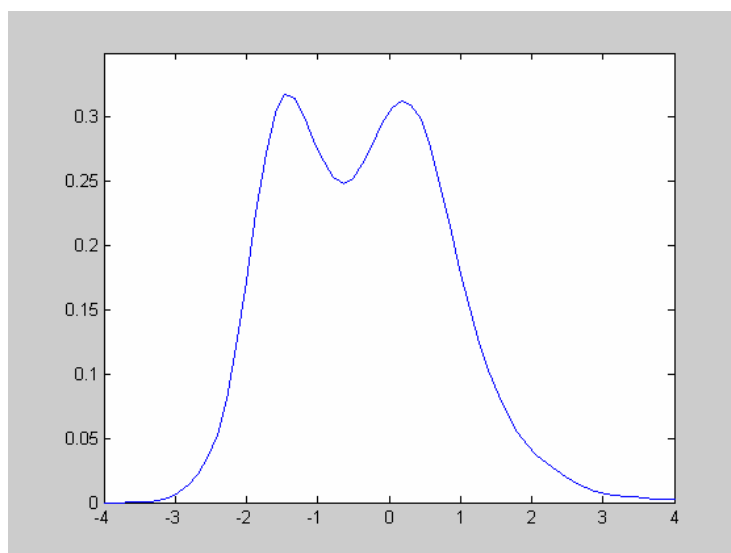
⁹ Estes resultados, assim como os demais apresentados ao longo deste artigo foram obtidos utilizando-se o MATLAB.

GRAFICO 3: Curvas de nível – renda *per capita*



Na situação dos municípios brasileiros, a bimodalidade no curto prazo adicionada à baixa modalidade dos municípios gera, de fato, uma distribuição bimodal no longo prazo¹⁰ conforme pode ser visto no gráfico a seguir:

GRAFICO 4: Distribuição ergódica – renda *per capita*



¹⁰ Ver apêndice de Johnson (2000) para descrição do procedimento para obtenção da distribuição ergódica.

Esse último resultado ratifica as conclusões obtidas nos artigos anteriores do surgimento de uma segunda moda na distribuição da renda dos municípios brasileiros e, portanto, motiva a investigação que se propõe neste artigo da busca da origem da armadilha de desenvolvimento.

3.4.1 Regressões não-paramétricas

Muitos dos modelos de armadilha de desenvolvimento se baseiam em descontinuidades nas relações das variáveis para gerar múltiplos estados estacionários. Feyrer (2003), por exemplo, supõe que a taxa de fecundidade de uma economia dependa de sua riqueza medida em termos do estoque de capital físico por trabalhador. Mais especificamente, ele admite que economias cujos estoques desse fator sejam inferiores a determinado valor crítico terão uma taxa de fecundidade superior a daquelas economias com maiores níveis de capital por trabalhador¹¹. Desta forma, esses modelos prevêm uma espécie de barreira que separaria as economias em dois grupos de acordo com o nível inicial da variável que determina essa barreira.

Motivado por essa literatura, buscamos nessa seção verificar a existência das referidas barreiras nas variáveis de nosso interesse, quais sejam, capital humano por trabalhador, razão capital-produto e produtividade total dos fatores. A idéia aqui é verificar a relação existente entre a taxa de crescimento de cada uma das variáveis com seus níveis iniciais. Uma relação negativa para toda faixa de valores iniciais indicaria que economias com níveis mais baixos daquela variável estariam crescendo mais rapidamente que aquelas com níveis mais elevados, de sorte que todas as economias estariam tendendo a um nível comum de longo prazo, não se identificando, portanto, a existência de um valor crítico ou de uma barreira separadora. Por outro lado, uma relação positiva em determinada faixa sugeriria que, naquela faixa, economias com maiores níveis iniciais da variável em questão estariam crescendo mais rapidamente do que as mais “pobres” e, assim, essa faixa determinaria uma barreira dividindo as economias em dois grupos de acordo com seus níveis iniciais.

¹¹ Ver Azariadis (1996) para outros exemplos de modelos que se baseiam em descontinuidades para gerar múltiplos estados estacionários.

A análise proposta aqui é muito semelhante àquela utilizada para se verificar a hipótese da convergência absoluta, já que utilizaremos a regressão da taxa de crescimento sobre o nível inicial da variável e observaremos o sinal de seu coeficiente. A análise, contudo, difere substancialmente daquela empregada para se avaliar a existência da convergência absoluta no que refere a forma como a regressão é realizada. Nessa última, a prática usual é a utilização do método de Mínimos Quadrados Ordinários - MQO para estimar um coeficiente comum para toda faixa de valores iniciais. Nossa análise, contudo, se baseia na busca por faixas de valores iniciais onde o valor do coeficiente muda de sinal de tal forma que o método utilizado deve permitir a determinação de coeficientes distintos para os diferentes valores iniciais da variável em questão.

O método empregado é denominado de *Smoothing Spline*¹² e consiste em uma técnica de regressão não-paramétrica cujo objetivo é minimizar o resíduo da regressão, levando também em consideração a suavidade da curva de ajuste. Mais especificamente, se chamarmos de X a variável explicativa e de Y a variável dependente, qualquer curva $g(\cdot)$ que interpole todos os dados terá a melhor medida de ajuste possível. Se essa medida for, por exemplo, a soma dos quadrados dos resíduos, SQR, teremos:

$$SQR = \sum_{i=1}^n (Y_i - g(X_i))^2 = 0 \quad (7)$$

Apesar do ótimo ajuste, o resultado não é satisfatório uma vez que não é único, e também porque a curva obtida será possivelmente composta de diversas discontinuidades e trará pouca informação sobre a relação entre as variáveis explicativa e dependente. Ao levar em consideração uma medida de suavidade dada pela derivada segunda da curva de ajuste, o método de *Smoothing Spline* soluciona ambos os problemas. Nesse sentido, o resultado desse método, será dado pela curva $g(\cdot)$ que minimiza a seguinte soma ponderada da SQR e da medida de suavidade:

$$S_\lambda(g) = (1 - \lambda) \sum_{i=1}^n (Y_i - g(X_i))^2 + \lambda \int (g''(x))^2 dx \quad (8)$$

onde

¹² Laurini, Andrade e Pereira (2003) utilizam *Smoothing Spline* para avaliar a consistência da hipótese da convergência β absoluta para os municípios brasileiros e concluem que os municípios com níveis intermediários de renda estariam divergindo, e que, portanto, a dinâmica da renda dos municípios brasileiros seria melhor descrita pela hipótese da convergência clube.

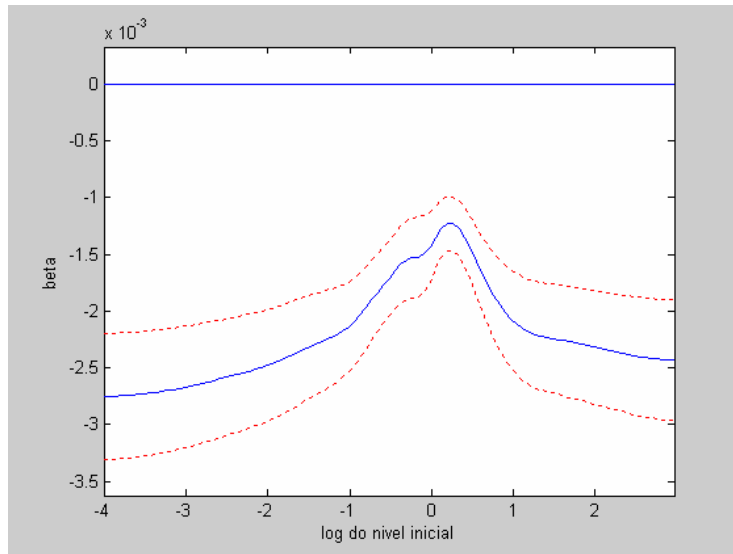
λ é o parâmetro de suavização. Um valor 0 para esse parâmetro consiste em considerar somente a medida de ajuste e nos leva, portanto, de volta a situação de interpolação dos dados. λ igual a 1, por outro lado, é equivalente a avaliar somente a suavidade da resposta, de sorte que o resultado obtido é uma reta. A escolha desse valor pode ser feita com base em diversos critérios. Neste artigo optamos pelo critério de validação cruzada¹³.

De forma semelhante ao método supracitado de análise da hipótese da convergência absoluta, estamos interessados em verificar como a taxa de crescimento se altera quando modificamos o nível inicial da variável. Assim, o objetivo principal é estimar não a curva $g(\cdot)$, mas sim sua derivada primeira com relação ao nível inicial, que chamaremos, por conveniência, de β . Desta forma, o procedimento empregado consiste em estimar $g(\cdot)$ para as diversas variáveis através do método de *Smoothing Spline* e calcular sua derivada, sendo sua interpretação direta: valores positivos de β indicam que municípios com maiores níveis iniciais daquela variável estão crescendo mais rapidamente que aqueles com menores níveis, ocorrendo o oposto para os intervalos onde β é negativo.

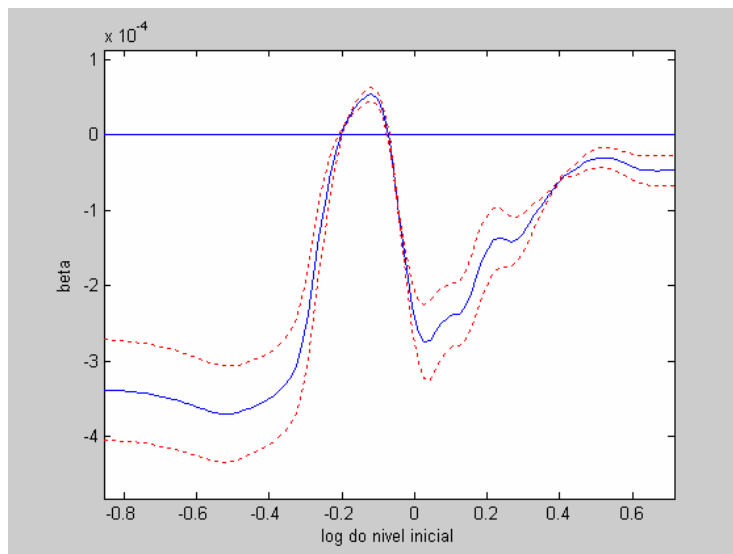
O GRAF. 5 abaixo apresenta os resultados obtidos a partir do método descrito para a razão capital-produto, capital humano por trabalhador e produtividade total dos fatores. As linhas tracejadas representam os intervalos de confiança construídos utilizando-se o *Bootstrap* com o número de amostragens igual a 1000.

¹³ Para mais detalhes sobre o método de *Smoothing Spline*, ver Härdle (1990).

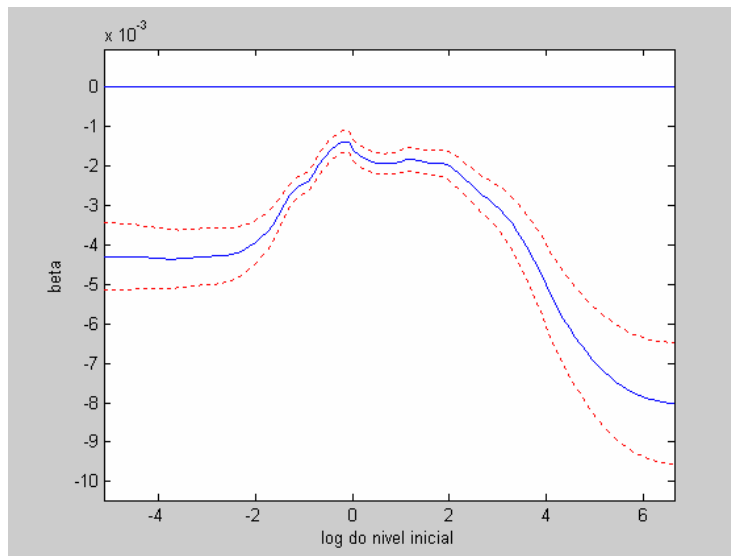
GRAFICO 5: *Smoothing Spline*



(a) Razão Capital-Produto



(b) Capital Humano por trabalhador



(c) Produtividade

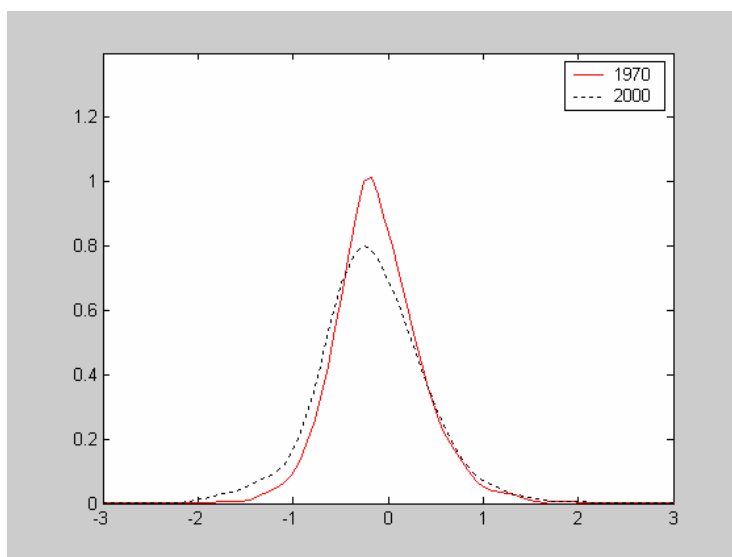
Os resultados apresentados mostram que a relação existente entre as taxas de crescimento e os níveis iniciais das variáveis razão capital-produto e produtividade é negativa para toda faixa de valores iniciais. Para o capital humano por trabalhador, entretanto, existe um intervalo entre 82% a 92% ($e^{-0,20}$ e $e^{-0,08}$ respectivamente) do nível médio para a qual o valor de β é positivo. Esse resultado pode ser interpretado como o surgimento de dois clubes: o primeiro, composto tanto por municípios cujos estoques de capital humano, em 1970, eram menores que o limite inferior do intervalo, como por parte daqueles que se encontravam dentro do intervalo, e o segundo, formado pelos demais municípios da faixa e também por aqueles com níveis de estoque de capital humano, em 1970, maiores que o limite superior do intervalo. Desta forma, é razoável supor com base neste resultado que haja um determinado valor inicial de capital humano, dentro do intervalo onde β é positivo, que funcionaria como o valor crítico presente nos diversos modelos de armadilha de pobreza e que esse determinaria quais municípios tenderiam para o estado estacionário superior e quais municípios tenderiam para o estado estacionário inferior.

3.4.2 Estimação das Densidades e Testes de Multimodalidade

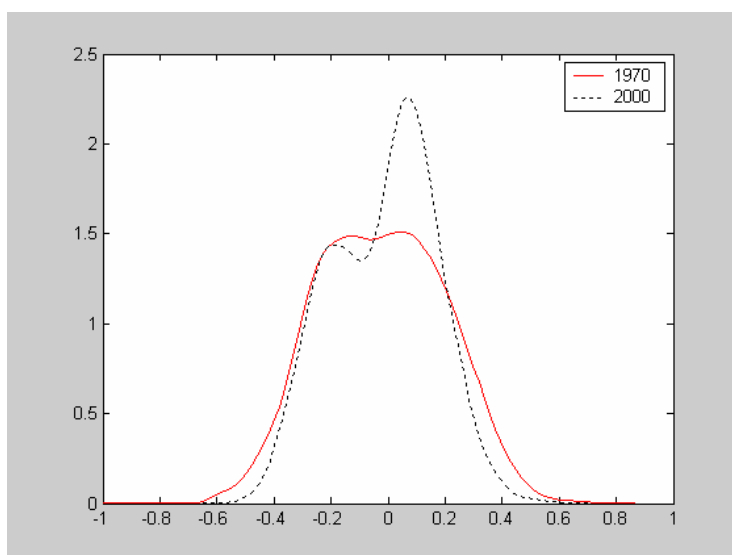
Tendo em vista a suposição da existência de uma função de produção específica e a forma como a produtividade total dos fatores foi estimada, é de se esperar que os resultados

de bimodalidade obtidos para a renda *per capita* se reflitam em um dos termos da função de produção. Com base nessa reflexão, estimamos as densidades para os anos de 1970 e 2000 para cada um dos três termos de nosso interesse:

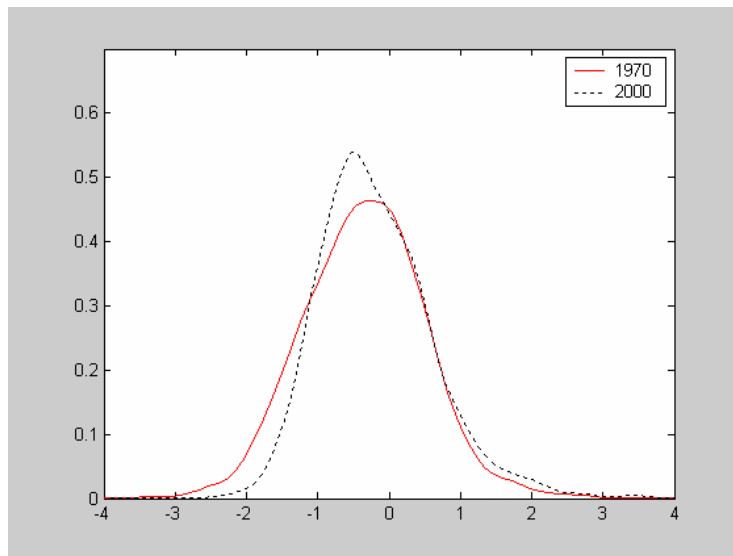
GRAFICO 6: Densidades estimadas para 1970 e 2000



(a) Razão Capital-Produto



(b) Capital Humano por trabalhador



(c) Produtividade

O resultado acima aponta novamente para o capital humano como principal responsável pela armadilha de desenvolvimento. Enquanto as densidades estimadas para a razão capital-produto e para a produtividade se mostraram unimodais para ambos instantes de tempo, as densidades estimadas para o capital humano são caracterizadas pela forma bimodal, tanto em 1970 como em 2000, sendo essa característica mais presente no último ano.

Esses resultados, contudo, são muito sensíveis à escolha do parâmetro de suavização, que chamaremos de λ ¹⁴. Uma densidade fortemente unimodal pode apresentar diversas modas se reduzirmos significativamente o valor de λ . Assim, precisamos testar de alguma forma a robustez de nossos resultados. Para tanto, utilizaremos o teste de multimodalidade proposto por Silverman (1981) denominado *Smoothed Bootstrap*, que passaremos a descrever a seguir.

Suporemos inicialmente que a distribuição original dos dados é unimodal, de sorte que a hipótese nula, H_0 , será de que a distribuição original possui apenas uma moda. Chamaremos de λ_1 , o menor valor que λ pode assumir de forma que a distribuição tenha

¹⁴ As densidades apresentadas ao longo deste artigo foram estimadas utilizando-se um núcleo normal e o valor de λ ótimo proposto por Silverman (1986) dado por $\lambda_{opt} = 0,79Rn^{-1/5}$, onde R é a faixa interquartilica e n é o tamanho da amostra.

apenas uma moda. Em outras palavras, se $f(\lambda)$ for a densidade estimada utilizando-se como parâmetro de suavização λ , então $f(\lambda_1)$ será unimodal e qualquer densidade estimada utilizando-se um valor de λ inferior a λ_1 será multimodal. Desta forma, um grande valor de λ_1 indicará que é necessária uma grande suavização para que a densidade se torne unimodal. Se a distribuição da qual a amostra foi extraída for, por exemplo, bimodal, então um grande valor de λ_1 será necessário para torná-la unimodal. Assim, dada a relação entre o número de modas da distribuição original e λ_1 , esse último é indicado como estatística para o teste de multimodalidade.

A questão que fica é quão grande deve ser λ_1 para que o consideremos grande. Segundo Silverman, uma solução seria extrair B amostras, $b = 1, \dots, B$, com reposição do nosso conjunto de observações¹⁵, estimar uma densidade e determinar o valor de $\lambda_1(b)$ para cada uma das amostras, e verificar o número de vezes que os valores obtidos para $\lambda_1(b)$ são superiores ao valor obtido originalmente. Se esta proporção for maior que os níveis tradicionais de significância usados para testes de hipótese, então não rejeitamos a hipótese nula. Caso contrário, passa-se a assumir como hipótese nula que o número de modas é dois e refazemos todo processo, repetindo este procedimento até o número máximo de modas que se deseja testar. De forma equivalente, pode-se estimar para cada uma das amostras uma densidade utilizando-se o valor original encontrado para λ_1 e verificar o número de modas da densidade resultante. Se o número de modas for maior que um, então quer dizer que o valor de λ necessário para tornar aquela densidade unimodal é maior que λ_1 e, desta forma, o número de vezes que a densidade estimada para as amostras é multimodal é o mesmo número de vezes em que $\lambda_1(b) > \lambda_1$.

A tabela a seguir apresenta os resultados deste teste quando aplicados aos dados da razão capital-produto, capital humano por trabalhador e produtividade para os anos de 1970 e 2000, utilizando um número de amostras igual a 1000.

¹⁵ Esta forma de amostragem tem a desvantagem de que os valores das amostras serão sempre os mesmos do conjunto de observações originais. O procedimento alternativo e utilizado neste artigo foi proposto por Efron e Tibshirani (1993) e consiste em extrair B amostras, $y_b = (y_{b1}, \dots, y_{bn})$, do conjunto de observações originais, $x = (x_1, \dots, x_n)$, e para cada observação i de cada uma das B amostras a seguinte transformação:

$$z_{bi} = y_{bmed} + (1 + \lambda_1^2 / \sigma_b^2)^{-1/2} (y_{bi} - y_{bmed} - h_1 \epsilon)$$

onde y_{bmed} e σ_b^2 são respectivamente o valor médio e a variância da amostra b e ϵ é uma variável aleatória com distribuição normal $N(0,1)$.

Todos os demais passos não se alteram. A diferença é que as densidades serão estimadas para cada um dos vetores z_b e não mais y_b .

TABELA 1: Teste de Multimodalidade

Variável	Ano	p - 1 moda	λ - 1 moda	λ - 2 modas	λ - ótimo
K/Y	1970	0,983	0,0031	0,0025	0,0833
K/Y	2000	0,585	0,0215	0,0120	0,1028
h	1970	0,363	0,0642	0,0292	0,0507
h	2000	0,320	0,0604	0,0202	0,0411
A	1970	0,599	0,0564	0,0077	0,1715
A	2000	0,966	0,0244	0,0227	0,1552

Além do nome e do ano da variável analisada, a tabela acima apresenta o p-valor para o teste de que as densidades estimadas eram unimodais, os valores críticos do parâmetro de suavização para 1 e 2 duas modas respectivamente e o valor ótimo¹⁶ deste parâmetro segundo Silverman (1986). Sendo assim, percebe-se que não podemos rejeitar a hipótese nula de unimodalidade para nenhuma das variáveis em questão aos níveis de significância tradicionais. Podemos, contudo, afirmar que o capital humano é a variável com os menores p-valores para o referido teste e também a que apresentou os maiores valores críticos do parâmetro de suavização para uma moda, de sorte que o esforço de suavização necessário para tornar essa densidade unimodal é maior que para as demais variáveis. Mais ainda, percebe-se que apenas para essa variável o valor ótimo do parâmetro de suavização é inferior ao valor crítico de uma moda e superior ao de duas modas, o que faz com que a densidade estimada utilizando-se esse valor ótimo seja, de fato, bimodal.

3.4.3 Dinâmica de Transição

Até agora, o que fizemos, no que se refere à análise das distribuições dos fatores e da produtividade, foi estimar sua forma para dois instantes distintos de tempo sem nos preocuparmos com os movimentos dentro da distribuição.

Nesta subseção, analisamos a dinâmica intra-distribuição, ou seja, verificamos como os municípios se deslocam dentro das distribuições entre os anos de 1970 e 2000. Para tanto, uma alternativa seria discretizar o espaço da variável em questão (capital humano por trabalhador, por exemplo), e construir uma matriz onde cada célula (i,j) indicaria o número

¹⁶ Calculado a partir da equação apresentada na nota 14.

de municípios que, no instante t , encontravam-se no intervalo i e, no instante seguinte, passaram para o intervalo j . Dividindo-se, então, cada elemento da linha i pela soma dessa linha, obtemos uma matriz onde cada célula dá a probabilidade de um município que inicialmente encontrava-se no intervalo i passar para o intervalo j no instante seguinte. Essa matriz é denominada Matriz de Transição de Markov.

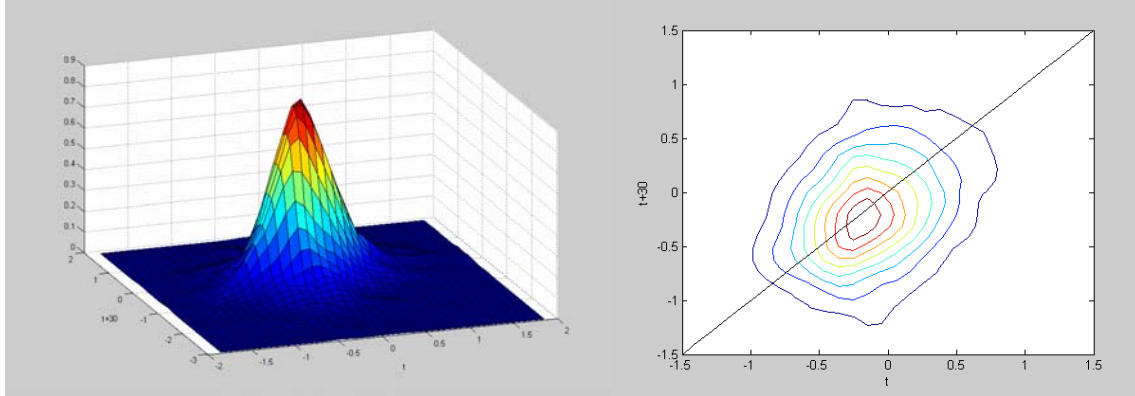
A análise dos resultados, neste caso discreto, é bem simples. Uma matriz diagonal, por exemplo, indicaria persistência, ou seja, mostraria que todos os municípios permaneceram na mesma faixa durante todo o período considerado. Por outro lado, uma matriz onde apenas uma coluna tivesse valores diferentes de zero indicaria convergência, pois todos os municípios, independentemente do intervalo que se encontrassem no instante inicial, teriam se deslocado para a mesma faixa no instante final. Na prática, contudo, não nos defrontaremos com nenhum desses casos extremos, mas provavelmente alguma combinação deles.

Apesar da facilidade em se trabalhar com o espaço discreto, Bulli (2001) demonstra que a discretização arbitrária do espaço remove a propriedade de Markov do processo. Assim, uma forma de se evitar esse problema é fazer com que o número de intervalos tenda ao infinito, e, ao mesmo tempo, a amplitude desses intervalos tenda a zero. Fazendo isto, passaremos a ter uma matriz com um número infinito de linhas e colunas, denominado estimador de núcleo estocástico¹⁷. Neste caso, o que se obtém é uma função densidade condicional do instante futuro com relação ao instante inicial, sendo sua interpretação análoga àquela da matriz de transição de Markov. Uma densidade concentrada ao longo da diagonal de 45° , por exemplo, indicaria persistência, enquanto uma densidade concentrada ao longo da projeção transversal do eixo do período futuro sugeriria a convergência.

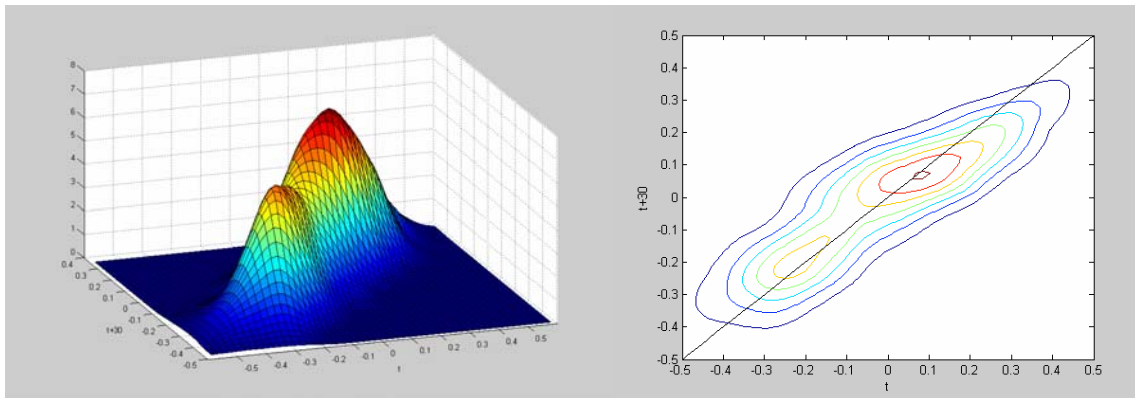
Apresentamos a seguir as densidades condicionais estimadas para a razão capital-produto, capital humano por trabalhador e produtividade, assim como as respectivas curvas de nível para auxiliar na interpretação.

¹⁷ Ver Silverman (1986) para uma discussão detalhada sobre a construção do estimador de núcleo estocástico.

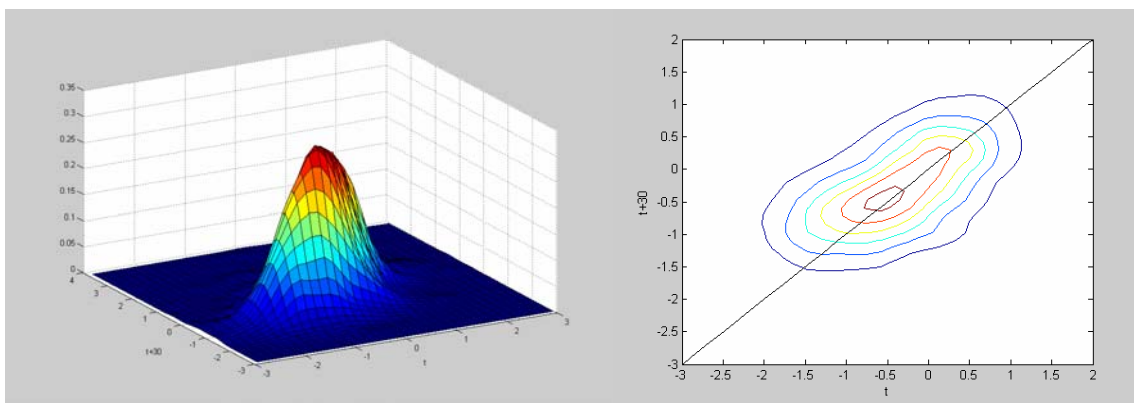
GRAFICO 7: Distribuições condicionais e Curvas de Nível



(a) Razão Capital-Produto



(b) Capital Humano por Trabalhador

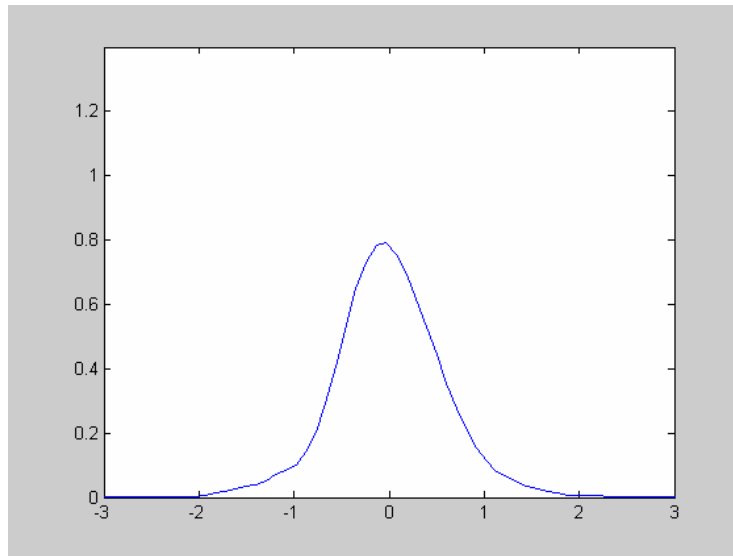


(c) Produtividade Total dos Fatores

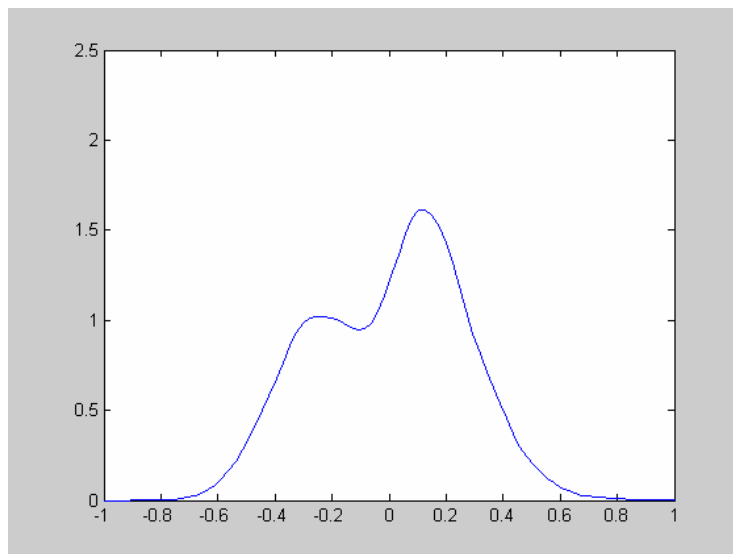
Os resultados apresentados confirmam as evidências encontradas quando analisamos as densidades estimadas para os anos de 1970 e 2000 isoladamente. Para as variáveis razão capital-produto e produtividade, as curvas de nível demonstram uma forte persistência a despeito do longo período de transição considerado, visto que as distribuições assumem valores mais elevados em torno da linha de 45°. Esse mesmo fenômeno se verifica na densidade condicional estimada para o capital humano. Para este último, entretanto, se verifica um vale entre duas modas, evidenciando, novamente, a tendência dos municípios com níveis intermediários dessa variável a serem atraídos para um dos dois grupos. Esse comportamento verificado na densidade condicional para o estoque de capital humano é muito semelhante àquele obtido para a renda *per capita*, sendo essa, portanto, mais uma evidência a favor da hipótese de que seria o capital humano o principal responsável pela armadilha de desenvolvimento.

Novamente, devemos registrar que uma distribuição condicional bimodal não implica necessariamente em uma distribuição ergódica bimodal, de sorte que, antes de estimá-la, não devemos nos precipitar em chegar em conclusões acerca da origem da bimodalidade presente na distribuição ergódica da renda *per capita*. Neste sentido, apresentamos abaixo as densidades ergódicas estimadas para cada uma das variáveis sob análise. Para efeito de comparação, os eixos escolhidos foram os mesmos utilizados para estimar as densidades de 1970 e 2000.

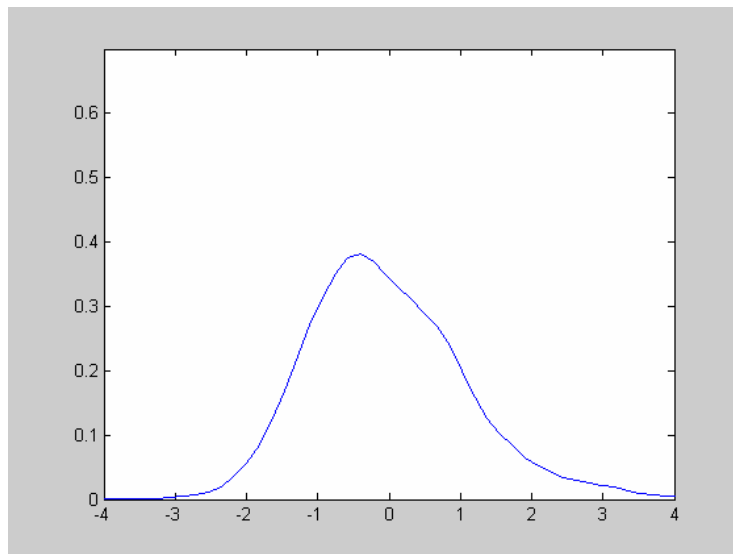
GRAFICO 8: Distribuições Ergódicas



(a) Razão Capital-Produto



(b) Capital Humano por Trabalhador



(c) Produtividade Total dos Fatores

Os resultados demonstram um aumento geral das dispersões das distribuições com relação àquelas estimadas para os anos de 1970 e 2000. Ainda mais importante, tendo em vista o objetivo de nossa investigação, é o fato desses resultados também confirmarem as conclusões obtidas anteriormente no que se refere à origem da armadilha de desenvolvimento, visto que apenas a distribuição ergódica do estoque de capital humano por trabalhador se mostrou bimodal.

3.4.4 Distribuição Geográfica

Os resultados obtidos até agora demonstraram que, dentre as variáveis avaliadas, o estoque capital humano por trabalhador é a que tem as melhores condições empíricas de explicar a armadilha de desenvolvimento. Vimos, a partir da análise das densidades condicionais tanto da renda *per capita* como do capital humano, que parece haver uma tendência ao desaparecimento dos municípios com níveis intermediários dessas variáveis e o surgimento de dois grupos ou clubes. Uma questão que fica é se os membros dos clubes são os mesmos. Em outras palavras, resta saber se os municípios que pertencem ao clube de baixa (alta) renda também pertencem ao clube de baixo (alto) nível de estoque de capital humano por trabalhador.

Esta será a questão que buscaremos responder nesta subseção. Para tanto, precisamos determinar um critério para associar cada município a um dos clubes. À

primeira vista, isto pode parecer simples, pois bastaria que escolhêssemos um valor limite o qual dividiria a distribuição em duas. Esse valor poderia ser, por exemplo, o mínimo local entre as duas modas. Ocorre que esse valor não é o mesmo para os dois anos de análise e, mesmo que fosse, os municípios se deslocam de tal forma que em um ano eles poderiam estar de um lado da distribuição e no outro ano estar do outro. Sendo assim, é conveniente trabalharmos com um critério que se baseie na densidade condicional e não nas densidades estimadas para cada ano para determinarmos os membros dos clubes.

Tendo em vista o grande número de observações e o fato de sabermos *a priori* que queremos dividir os municípios em especificamente dois grupos, uma forma de realizar esse agrupamento seria a partir da utilização do algoritmo denominado de *K-means*¹⁸. Devido a sua lógica relativamente simples, e principalmente a sua eficiência, esse é provavelmente o algoritmo de agrupamento mais popular existente. Para ilustrar seu funcionamento, vamos supor que queiramos, como queremos de fato, dividir um conjunto de objetos em dois grupos. Vamos supor ainda que cada objeto tenha associado a ele um par ordenado (x_{i1}, x_{i2}) , que no nosso caso seria dado pela renda *per capita* (capital humano) nos instantes t e $t + 30$, respectivamente, de cada um dos municípios. O algoritmo, então, funcionaria da seguinte forma. Inicialmente, seriam escolhidos dois pontos de forma aleatória e cada um dos objetos seria associado ao ponto que se localizasse mais próximo dele, dividindo assim o conjunto de objetos em dois grupos mutuamente excludentes. Os dois pontos, então se movem para a posição onde se localizam os centróides de cada um dos grupos. Os objetos, por sua vez, se associam novamente ao ponto que se encontra mais próximo dele. Entramos, assim, em um *loop* que se repete até que os centróides não mais se movam e que a seguinte medida seja minimizada:

$$J = \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^n \delta_{ij} \|x_i^{(j)} - c_j\|^2 \quad (9)$$

onde

$\|x_i^{(j)} - c_j\|$ é uma medida de distância (Euclidiana, por exemplo) entre o objeto do grupo j localizado no ponto x_i e o centróide c_j , δ_{ij} é uma função indicador que assume o valor 1 se o objeto x_i pertence ao grupo j , e 0 caso contrário, e n é o número de objetos.

¹⁸ Para maiores detalhes sobre o algoritmo, ver Seber (1984).

Aplicando esse algoritmo para os dados de renda *per capita* e capital humano por trabalhador e denominando de clube 1 o conjunto de municípios de menor nível de cada uma dessas variáveis e, clube 2, o grupo composto pelos municípios com maiores níveis, obtemos os seguintes resultados:

TABELA 2: Determinação dos Clubes

Variável	Clube 1		Clube 2	
	Centróide	Membros	Centróide	Membros
y	(-1,07;-0,94)	1755	(0,07;0,18)	1904
h	(-0,20;-0,18)	1620	(0,12;0,10)	2039

Observando as posições dos centróides nas curvas de nível dos GRAF. 3 e 7(b), vemos que elas coincidem com a localização das modas das densidades condicionais, um resultado desejado e, ao mesmo tempo esperado, tendo em vista a lógica do algoritmo. Outro resultado importante apresentado na tabela acima consiste no número semelhante de membros dos clubes compostos por municípios com baixos (altos) níveis de renda *per capita* e capital humano por trabalhador, o que, de certa forma, corrobora a idéia de que os municípios do clube de baixa (alta) renda *per capita* são também membros do clube de baixo (alto) estoque de capital humano.

De forma a tornar essa análise mais precisa, criamos a seguinte medida de correlação:

$$R_{yh} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \delta(I_y(i) - I_h(i)) \quad (10)$$

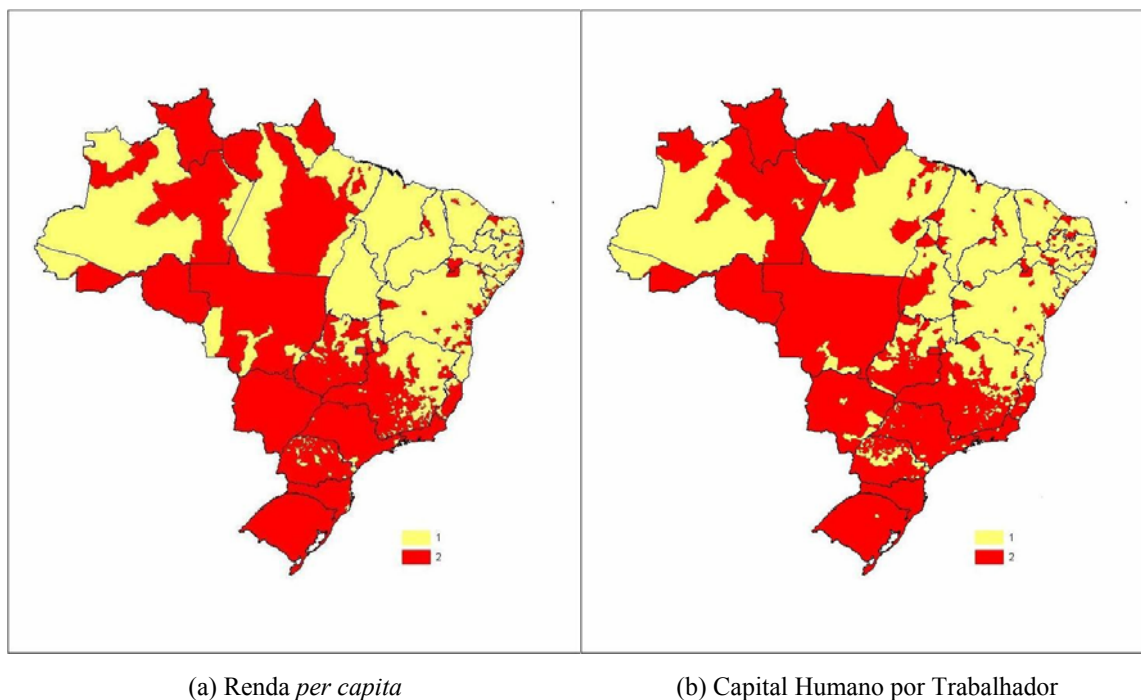
onde

I_y e I_h são funções que assumem os valores 1 ou 2 conforme o clube do município i , e δ é uma função indicador que é igual a 1 se seu argumento for zero, e 0 para os demais valores.

O resultado obtido quando aplicamos (10) é um coeficiente de 0,86, o que é equivalente a dizer que, em 86% dos casos, um município pertencente ao clube de baixa (alta) renda *per capita* também pertencia ao clube de baixo (alto) nível de capital humano. A FIG. 1 abaixo ilustra essa alta correlação. Mais do que isso, ela mostra que os municípios que compõem os clubes de baixa renda *per capita* e baixo estoque de capital humano se

situam predominante nas regiões Norte e Nordeste, fato que é coerente com diversos resultados obtidos em estudos anteriores¹⁹.

FIGURA 1: Distribuição Geográfica dos Clubes



3.5 Conclusão

Partindo das evidências empíricas obtidas por Laurini, Andrade e Pereira (2003) e Gondim e Barreto (2004) do surgimento de uma segunda moda na distribuição de renda dos municípios no período compreendido entre 1970 e 2000 e utilizando a decomposição de desenvolvimento utilizada por Klenow e Rodriguez-Clare (1997) e Hall e Jones (1999), buscamos identificar dentre o conjunto formado pelas variáveis razão capital-produto, capital humano por trabalhador e produtividade total dos fatores, as possíveis origens da chamada armadilha de desenvolvimento.

Inspirados pelo artifício comumente utilizado da existência de um valor crítico separador em modelos que antecipam a armadilha de desenvolvimento, buscamos encontrar

¹⁹ Laurini, Andrade e Pereira concluem que, no período de 1970 a 1996, ocorreu a formação de dois clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros, sendo o de baixa renda composto pelos municípios das regiões Nordeste e Norte, e o de renda mais elevada pelos municípios das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

uma relação positiva entre a taxa de crescimento e os níveis iniciais para cada uma das variáveis por meio do método de *Smoothing Spline*. Neste sentido, os resultados obtidos demonstraram que apenas a dinâmica de acumulação de capital humano é consistente com a existência do referido valor crítico. Mais especificamente, os resultados mostraram uma relação negativa para toda faixa de valores iniciais para a razão capital-produto e para a produtividade, mas também uma relação positiva para o estoque de capital humano para uma faixa intermediária de valores iniciais dessa variável.

A análise das densidades estimadas para os anos de 1970 e 2000, assim como da dinâmica de transição dada pelas densidades condicionais reforçaram a importância do capital humano no que se refere à origem da armadilha de desenvolvimento. Enquanto as densidades estimadas para as variáveis razão capital-produto e produtividade se mostraram fortemente unimodais em todos os casos, o estoque de capital humano apresentou uma dinâmica semelhante àquela da renda *per capita*, na qual sua densidade passa de unimodal em 1970 para bimodal em 2000, permanecendo com essa forma também na distribuição ergódica.

Mais ainda, as densidades condicionais estimadas para a renda *per capita* e também para o capital humano evidenciam o surgimento de dois clubes no período de análise. Uma análise da composição de cada um desses clubes mostra que, na grande maioria dos casos, um município membro do clube de baixa (alta) renda *per capita*, também é membro do clube de baixo (alto) estoque de capital humano por trabalhador.

Os resultados obtidos apontam, assim, para o capital humano como a raiz do problema da armadilha de desenvolvimento e sugerem, portanto, o investimento em educação nos municípios membros do clube “mais pobre” como principal instrumento na redução da desigualdade das rendas municipais.

3.6 Referências Bibliográficas

AZARIADIS, C. The economics of poverty traps, part one: Complete markets. **Journal of Economic Growth**, v.1, n.4, p.449-496, Dec.1996. Disponível em: <<http://www.springerlink.com/content/j44138x78u771k7n/fulltext.pdf>>. Acesso em: 12 de julho de. 2006.

- AZARIADIS, C., DRAZEN, A. Threshold externalities in economic development. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v.105, n.2, p.501-526, May. 1990.
- BECKER, G., MURPHY, K.M., TAMURA, R. Human capital, fertility and economic growth. **Journal of Political Economy**, v.95, n.5, p.S12-S37, Oct. 1990.
- BILS, M., KLENOW, P.J. Does schooling cause growth? **American Economic Review**, v.90, n.5, p.1160-1183, Dec. 2000.
- BULLI, S. Distribution dynamics and cross-country convergence: a new approach. **Scottish Journal of Political Economy**, v.48, n.2, p.226-243, May 2001.
- DURLAUF, S. N.A Theory of persistent income inequality. **Journal of Economic Growth**, v.1, n.1, p.75-93, Mar. 1996. Disponível em: <<http://www.springerlink.com/content/g2w40084m0916t34/fulltext.pdf>>. Acesso em: 12 de julho de 2006.
- EASTERLY, W., LEVINE, R. It's not factor accumulation: stylized facts and growth models. **World Bank Economic Review**, v.15, n.2, p.177-219, 2001.
- EFRON, B., TIBSHIRANI, R. J. **An Introduction to the Bootstrap**. New York: Chapman Hall. 1993. 436p.
- FERREIRA, P.C., PESSÔA, S., VELOSO, F.A. **The evolution of international output differences (1960 – 2000): from factors to productivity**. São Paulo: EPGE, 2004. 31p. (Ensaio Econômico, n.548).
- FEYRER, J. **Convergence by parts**. Hanover: Dartmouth College, 2003. 38p. Disponível em: <<http://www.dartmouth.edu/~jfeyrer/parts.pdf>>. Acesso em: 29 de maio de 2006.
- GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. **Economic Journal**, v.106, n. 437, p.1056-1069, Feb.1996.
- GALOR, O., TSIDDON, D. The distribution of human capital and economic growth. **Journal of Economic Growth**, v.2, n.1, p.93-124, Mar. 1997. Disponível em: <<http://www.springerlink.com/content/u955077u0g815322/fulltext.pdf>>. Acesso em: 13 de julho de 2006.

GALOR, O., WEIL, D. The gender gap, fertility, and growth. **American Economic Review**, v.86, n.3, p.374-387, Jun.1996.

GONDIM, J.L.B., BARRETO, F.A. O uso do núcleo estocástico para identificação de clubes de convergência entre estados e municípios brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32, 2004, João Pessoa. **Anais**. Belo Horizonte: ANPEC, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A053.pdf>>. Acesso em: 20 de março de 2006.

HALL, R.E., JONES, C. Why do some countries produce so much more output per worker than others?, **Quarterly Journal of Economics**, v.114, n.1, p.83-116, Feb.1999.

HÄRDLE, W. **Applied nonparametric regression**. Cambridge: Cambridge University, 1990. 333p.

HOWITT, P. Endogenous growth and cross-country income differences. **American Economic Review**, v.90, n.4, p.829-846, Sept.2000.

JOHNSON, P.A. A continuous state space approach to “convergence by parts”. **Economics Letters**, v.86, n.3, p.317-321, Mar. 2005.

JOHNSON, P.A. A nonparametric analysis of income convergence across the US States. **Economic Letters**, v.69, n.2, p.219-223, Nov.2000.

KLENOW, P.J., RODRIGUEZ-CLARE, A. The neoclassical revival in growth economics: has it gone too far?. In: BERNANKE, B., ROTEMBERG, J.J. (Eds.) **NBER Macroeconomics Annual 1997**. Cambridge: MIT, 1997. p.79-103.

LAURINI, M., ANDRADE, E., PEREIRA, P. Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica. ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 25, 2003, Porto Seguro. **Anais**. Rio de Janeiro: SBE, 2003. Disponível em: <<http://www.sbe.org.br/ebe25/087.pdf>>. Acesso em: 27 de março de 2006.

MURPHY, K.M., SHLEIFER, A., VISHNY, R. Industrialization and the Big Push. **Journal of Political Economy**, v.97, n.5, p.1003-1026, Oct.1989.

PSACHAROPOULOS, G. Returns to Investment in education: a global update. **World Development**, v.22, n.9, p.525-552, 1994 *apud* FERREIRA, P.C., PESSÔA, S., VELOSO, F.A. **The evolution of international output differences (1960 – 2000):** from factors to productivity. São Paulo: EPGA, 2004. 31p. (Ensaio Econômico, 548).

QUAH, D. Empirical cross-section dynamics in economic growth. **European Economic Review**, v.37, n.2-3, p.426-434, Apr. 1993.

QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**, v.40, n.6, p.1353-1375, Jun.1996.

REIS, E., MAGALHAES, K., PIMENTEL, M., MEDINA, M. **Estoque de capital privado nos municípios brasileiros, 1970-1985.** 2005. 64p. Disponível em: <www.nemesis.org.br/docs/estcapmun.pdf>. Acesso em: 2 de junho de 2006.

SEBER, G.A.F. **Multivariate observations.** New York: Wiley, 1984. 686p.

SILVERMAN, B.W. Using kernel density estimates to investigate multimodality. **Journal of the Royal Statistical Society Series B**, v.43, n.1 p.97-99, 1981.

SILVERMAN, B.W. **Density estimation for statistics and data analysis.** New York: Chapman and Hall, 1986. 175p.

4 CONCLUSÃO

Partindo da metodologia proposta por Johnson e Takeyama (2003), o primeiro artigo busca identificar o papel das condições iniciais sobre os níveis de renda de longo prazo dos municípios brasileiros de modo a contribuir ao debate no que se refere às causas da desigualdade das rendas municipais. Mais especificamente, tem-se por objetivo determinar qual das hipóteses da convergência – absoluta, condicional ou clube – descreve de maneira mais adequada a dinâmica da renda dessas economias. Confrontando as três hipóteses, restou caracterizado a relevância das condições iniciais na determinação do nível de renda de longo prazo, o que, por sua vez, sugere a dominância da hipótese da convergência clube sobre as demais.

Demonstra-se ainda o aspecto regional dos clubes de convergência, verificado a partir da composição de cada um deles. Enquanto alguns clubes são formados predominantemente pelos municípios das regiões Norte e Nordeste, os outros, são compostos essencialmente pelos municípios das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Ademais, o sinal negativo encontrado para o coeficiente do nível inicial de renda para cada um dos clubes sugere que o surgimento desses clubes se deve mais a um aumento da desigualdade entre as macro-regiões do que uma elevação da desigualdade dentro dessas. Esses dois resultados são particularmente consistentes com aqueles obtidos nos trabalhos anteriores de Laurini *et al.* (2003), Andrade *et al.* (2004) e Gondim e Barreto (2004).

Ademais, os resultados parecem demonstrar a existência de dinâmicas essencialmente distintas para cada um dos clubes, dado a aparente superioridade da opção de múltiplos regimes em relação a de um modelo linear comum a todos os municípios. Esse resultado, juntamente com a verificação da importância dos níveis iniciais de variáveis associadas aos estoques de capital físico e humano na determinação das zonas de atração, é consistente com modelos teóricos que antecipam as chamadas armadilhas de pobreza e são, desse modo, a motivação para a investigação realizada no segundo artigo.

Partindo, então, dos resultados obtidos no primeiro artigo, além de evidências empíricas obtidas em trabalhos anteriores do surgimento de uma segunda moda na distribuição da renda dos municípios no período compreendido entre 1970 e 2000 e, ainda, substanciados pela literatura teórica que prevê as armadilhas de pobreza, buscamos identificar, no segundo artigo, as possíveis origens para a chamada armadilha de

desenvolvimento dentre o conjunto formado pelas variáveis razão capital-produto, capital humano por trabalhador e produtividade total dos fatores.

Iniciamos, então, nossa análise investigando a relação existente entre a taxa de crescimento e o nível inicial para cada uma das variáveis supracitadas por meio do método denominado *Smoothing Spline*. Fazendo isso, verifica-se uma relação negativa entre a taxa de crescimento e os níveis iniciais para as variáveis razão capital-produto e produtividade. Esta relação negativa é observada para toda a faixa de valores iniciais destas variáveis. Apenas o comportamento da variável capital humano se mostra compatível com a existência de um valor crítico separador presente em diversos modelos que antecipam a armadilha de desenvolvimento.

A análise que se segue se baseia na investigação da dinâmica das distribuições das variáveis em questão. Desse modo, combinando ferramentas variadas como a estimação não-paramétrica de densidades, testes de multimodalidade baseados em *Bootstrap*, construção das densidades condicionais pelo estimador de núcleo estocástico e, por fim, estimação das distribuições ergódicas, obtemos informações acerca tanto da dinâmica da distribuição como um todo como também da dinâmica intra-distribucional para as três variáveis de interesse. Apesar da inconclusividade dos resultados dos testes de multimodalidade, os demais resultados novamente apontam para o capital humano como principal fonte da armadilha de pobreza. Mais especificamente, eles demonstram que, enquanto as densidades estimadas para as variáveis razão capital-produto e produtividade se mostram fortemente unimodais em todos os casos, o estoque de capital humano apresenta uma dinâmica semelhante àquela da renda *per capita*, qual seja, uma densidade unimodal em 1970, passando para bimodal em 2000, e permanecendo dessa forma também no longo prazo.

De posse de evidências suficientes para defender a hipótese de que o capital humano seria o principal responsável pela armadilha de desenvolvimento, alocamos os municípios em dois grupos ou clubes de acordo com seus respectivos níveis de renda *per capita* e estoque de capital humano nos dois períodos. Além da confirmação do resultado do caráter regional dos clubes constatado no primeiro artigo, a comparação da composição desses clubes demonstra, ainda, que, na grande maioria dos casos, um município membro do clube

de baixa (alta) renda *per capita*, também é membro do clube de baixo (alto) estoque de capital humano por trabalhador, o que, por sua vez, vem a reforçar os resultados anteriores.

Assim, quando comparamos os resultados obtidos nos dois artigos, percebe-se a relevância do estoque de capital humano na determinação dos níveis de renda de longo prazo dos municípios brasileiros. No primeiro artigo, isto fica evidente já que duas variáveis associadas ao capital humano determinam os clubes, mas, mais importante, pelo fato de apenas a variável defasagem escolar ter se mostrado robusta com base no teste de robustez EBA. Essa conclusão é ainda mais direta quando nos fundamentamos nos resultados obtidos no segundo artigo. Neste, os diversos métodos empregados apontam unanimemente para o capital humano como principal responsável pelo surgimento da armadilha de desenvolvimento.

Neste sentido, os resultados obtidos em ambos os artigos demonstram a importância das condições iniciais, e em especial, do estoque de capital humano, na determinação dos níveis de renda de longo prazo dos municípios, sugerindo, assim, o investimento em educação nos municípios membros do clube “mais pobre” como ponto de partida para a redução da desigualdade.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, E., LAURINI, M., MADALOZZO, R., PEREIRA, P.L.V. Convergence clubs among Brazilian municipalities. **Economic Letters**, v.83, n.2, p.179-184, May 2004.

AZARIADIS, C. The economics of poverty traps, part one: Complete markets. **Journal of Economic Growth**, v.1, n.4, p.449-496, Dec.1996. Disponível em: <<http://www.springerlink.com/content/j44138x78u771k7n/fulltext.pdf>>. Acesso em: 12 de julho de 2006.

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. Economic growth and regional income inequalities in Brazil. **Annals of Regional Science**, Heidelberg, v.35, n.1, p.133-152, Feb.2001

AZZONI, C.R, MENEZES-FILHO, N., MENEZES, T., SILVEIRA-NETO, R. **Geography and income convergence among Brazilian states** Washington: Inter-American Development Bank, 2000. Disponível em: <<http://www.iadb.org/res/publications/pubfiles/pubR-395.pdf>>. Acesso em: 30 de junho de 2006.

AZZONI, C.R., SILVEIRA-NETO, R.M. Decomposing regional growth: labor force participation rates, structural changes, and sectoral factor reallocation. **Annals of Regional Science**, Heidelberg, v.39, n.2, p.221-239, June 2005.

BAROSSO-FILHO, M., AZZONI, C.R. **A time series analysis of regional income convergence in Brazil** São Paulo: USP/Núcleo de Economia Regional e Urbana, 2003. Disponível em: <http://www.econ.fea.usp.br/nereus/td/Nereus_09_03.pdf>. Acesso em: 3 de julho de 2006.

BECKER, G., MURPHY, K.M., TAMURA, R. Human capital, fertility and economic growth. **Journal of Political Economy**, v.95, n.5, p.S12-S37, Oct. 1990.

BIANCHI, M. Testing for convergence: evidence from non-parametric multimodality tests. **Journal of Applied Econometrics**, v.12, n.4, p.393-409, July/Aug.1997.

BILS, M., KLENOW, P.J. Does schooling cause growth? **American Economic Review**, v.90, n.5, p.1160-1183, Dec. 2000.

BREIMAN, L., FRIEDMAN, J., OLSHEN, R., STONE, C. **Classification and regression trees**. Redwood City: Wadsworth, 1984. 358p.

BULLI, S. Distribution dynamics and cross-country convergence: a new approach. **Scottish Journal of Political Economy**, v.48, n.2, p.226-243, May 2001.

DURLAUF, S.N. A theory of persistent income inequality. **Journal of Economic Growth**, v.1, n.1, p.75-93, Mar. 1996. Disponível em: <<http://www.springerlink.com/content/g2w40084m0916t34/fulltext.pdf> >. Acesso em: 12 de julho de 2006.

DURLAUF, S. N., JOHNSON, P.A. Multiple regimes in cross-country growth behavior. **Journal of Applied Econometrics**, v.10, n.4, p.365-384, Oct./Dec.1995.

DURLAUF, S.N., JOHNSON, P.A., TEMPLE, J.R.W. **Growth econometrics** Poughkeepsie: Vassar College Economics, 2004. 183p. (Working paper, 61) Disponível em: <<http://irving.vassar.edu/VCEWP/VCEWP61.pdf>>. Acesso em: 14 de abril de 2006.

DURLAUF, S.N., QUAH, D. The new empirics of economic growth. In: TAYLOR, J.B., WOODFORD, M. (Eds.) **Handbook of macroeconomics**. Amsterdam: Elsevier, 1999. p.235-308.

EASTERLY, W., LEVINE, R. It's not factor accumulation: stylized facts and growth models. **World Bank Economic Review**, v.15, n.2, p.177-219, 2001.

EFRON, B., TIBSHIRANI, R. J. **An Introduction to the Bootstrap**. New York: Chapman & Hall. 1993. 436p.

FERREIRA, A. Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects. **Applied Economics**, v.32, n.4, p.479-489, mar. 2000.

FERREIRA, A. Evolução recente das rendas *per capita* estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra. **Revista Econômica do Nordeste**, v.27, n.3, p.363-374, jul./set.1996.

FERREIRA, A., DINIZ, C. Convergência entre as rendas *per capita* estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, v.15, n.4, p.38-56, out./dez.1995.

FERREIRA, P.C., ELLERY Jr., R. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, v.16, n.1, p.83-104, 1996.

FERREIRA, P.C., PESSÔA, S., VELOSO, F.A. **The evolution of international output differences (1960 – 2000): from factors to productivity**. São Paulo: EPGE, 2004. 31p. (Ensaio Econômico, n.548).

FEYRER, J. **Convergence by parts**. Hanover: Dartmouth College, 2003. 38p. Disponível em: <<http://www.dartmouth.edu/~jfeyrer/parts.pdf>>. Acesso em: 29 de maio de 2006.

GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. **Economic Journal**, v.106, n. 437, p.1056-1069, Feb.1996.

GALOR, O., TSIDDON, D. The distribution of human capital and economic growth. **Journal of Economic Growth**, v.2, n.1, p.93-124, Mar. 1997. Disponível em: <<http://www.springerlink.com/content/u955077u0g815322/fulltext.pdf>>. Acesso em: 13 de julho de 2006.

GALOR, O., WEIL, D. The gender gap, fertility, and growth. **American Economic Review**, v.86, n.3, p.374-387, Jun.1996.

GONDIM, J.L.B., BARRETO, F.A. O uso do núcleo estocástico para identificação de clubes de convergência entre estados e municípios brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32, 2004, João Pessoa. **Anais**. Belo Horizonte: ANPEC, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A053.pdf>>. Acesso em: 20 de março de 2006.

HALL, R.E.; JONES, C. Why do some countries produce so much more output per worker than others?, **Quarterly Journal of Economics**, v.114, n.1, p.83-116, Feb.1999.

HÄRDLE, W. **Applied nonparametric regression**. Cambridge: Cambridge University, 1990. 333p.

HOWITT, P. Endogenous growth and cross-country income differences. **American Economic Review**, v.90, n.4, p.829-846, Sept.2000.

JOHNSON, P.A. A continuous state space approach to “convergence by parts”. **Economics Letters**, v.86, n.3, p.317-321, Mar. 2005.

JOHNSON, P.A. A nonparametric analysis of income convergence across the US states. **Economic Letters**, v.69, n.2, p.219-223, Nov.2000.

JOHNSON, P.A., TAKEYAMA, L. N. **Convergence among the U.S. States**: absolute, conditional, or club? Poughkeepsie: Vassar College Economics, 2003. (Working paper, 50). Disponível em: <<http://irving.vassar.edu/VCEWP/VCEWP50.pdf>>. Acesso em: 8 de maio de 2006.

JONES, C. I. On the evolution of the world income distribution. **Journal of Economic Perspectives**, v.11, n.3, p.19-36, Summer 1997.

KLENOW, P.J.; RODRIGUEZ-CLARE, A. The neoclassical revival in growth economics: has it gone too far?. In: BERNANKE, B., ROTEMBERG, J.J. (Eds.) **NBER Macroeconomics Annual 1997**. Cambridge: MIT, 1997. p.79-103.

LAURINI, M., ANDRADE, E., PEREIRA, P. Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica. ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 25, 2003, Porto Seguro. **Anais**. Rio de Janeiro: SBE, 2003. Disponível em: <<http://www.sbe.org.br/ebe25/087.pdf>>. Acesso em: 27 de março de 2006.

LEVINE, R., RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. **The American Economic Review**, v.82, n.4, p.942-963, Sept.1992.

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

MORA, T. Evidencing European regional convergence clubs with optimal grouping criteria. **Applied Economics Letters**, v.12, n.15, p.937-940, Dec. 2005.

MOSSI, M., AROCA, P., FERNADEZ, I., AZZONI, C.R. Growth dynamics and space in Brazil. **International Regional Science Review**, v.26, n.3, p.393-418, July 2003.

MURPHY, K.M., SHLEIFER, A., VISHNY, R. Industrialization and the Big Push. **Journal of Political Economy**, v.97, n.5, p.1003-1026, Oct.1989.

PORTO JUNIOR, S., RIBEIRO, E. Dinâmica de crescimento regional: uma análise empírica da região sul. **Revista Econômica do Nordeste**, v.31, n especial, p.454-482, 2000.

PORTO JUNIOR, S., SOUZA, N. **Crescimento regional e novos testes de convergência para os municípios da região nordeste do Brasil**. Porto Alegre: UFRGS, 2002. Disponível em: <http://www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2002_11.pdf>. Acesso em: 21 de março de 2006.

PSACHAROPOULOS, G. Returns to Investment in education: a global update. **World Development**, v.22, n.9, p.525-552, 1994 *apud* FERREIRA, P.C., PESSÔA, S., VELOSO, F.A. **The evolution of international output differences (1960 – 2000): from factors to productivity**. São Paulo: EPGE, 2004. 31p. (Ensaio Econômicos, n.548).

QUAH, D. Empirical cross-section dynamics in economic growth. **European Economic Review**, v.37, n.2-3, p.426-434, Apr.1993.

QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**, v.40, n.6, p.1353-1375, Jun.1996.

QUAH, D. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. **Journal of Economic Growth**, v.2, n.1, p.27-59, Mar.1997. Disponível

em: <<http://www.springerlink.com/content/g427052144633146/fulltext.pdf> >. Acesso em: 21 de fevereiro de 2006.

REIS, E., MAGALHAES, K., PIMENTEL, M., MEDINA, M. **Estoque de capital privado nos municípios brasileiros, 1970-1985**. 2005. 64p. Disponível em: <www.nemesis.org.br/docs/estcapmun.pdf >. Acesso em: 2 de junho de 2006.

SALA-I-MARTIN, X. **I just ran four million regressions**. Cambridge: NBER, 1997. (Working paper, 6252) Disponível em: <<http://papers.nber.org/papers/w6252.pdf>>. Acesso em: 14 de abril de 2006.

SALA-I-MARTIN, X. The classical approach to convergence analysis. **Economic Journal**, v.106, n.437, p.1019-1036, Jul.1996.

SEBER, G.A.F. **Multivariate observations**. New York: Wiley, 1984. 686p.

SILVERMAN, B. W. **Density estimation for statistics and data analysis**. New York: Chapman & Hall, 1986. 175p.

SILVERMAN, B.W. Using kernel density estimates to investigate multimodality. **Journal of the Royal Statistical Society Series B**, v.43, n.1 p.97-99, 1981

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)