

Clubes de Convergência na Desigualdade de Renda nos Municípios Brasileiros

Roberto Tatiwa Ferreira

Doutor em Economia Universidade Federal do Ceará
Prof. do Depto. de Economia Aplicada/UFC/CAEN
Endereço: Av. da Universidade, 2700, 2º andar – Bairro Benfica – CAEN/UFC
Email – rtf2@uol.com.br

Mércia Santos da Cruz

Doutoranda em Economia pela Universidade Federal do Ceará
Doutoranda em Economia pela Universidade Federal do Ceará - CAEN.
Endereço postal: Av. da Universidade, 2700 2º andar - Cep: 60020-181.
Fone: 85 8862-4381
Email: mercia_sc@hotmail.com

Área 05 – Crescimento, desenvolvimento e instituições

JEL – O15;R10

Resumo

O presente trabalho objetiva verificar se há convergência da desigualdade de renda nos municípios brasileiros, no período de 1991 a 2000, sob o enfoque de clubes de convergência. Os clubes de convergência foram identificados de forma endógena, através de um modelo com efeito *threshold*, no qual a variável *threshold* utilizada foi o índice de Gini no período inicial. Foram encontrados 6 clubes de convergência, nos quais verificou-se evidências empíricas de que existe um processo de convergência da desigualdade da distribuição de renda no Brasil. Neste processo de convergência, a renda do trabalho mostrou-se mais significativa para a redução da desigualdade do que a renda oriunda das transferências governamentais. A média de anos de estudo também contribuiu para a redução da desigualdade nos municípios que apresentaram menor desigualdade inicial.

Palavras-chave: Desigualdade, Convergência, Municípios, Modelo Threshold, Clubes de Convergência.

Abstract

This work aims to verify the convergence of income inequality in Brazilian municipalities, from 1991 to 2000, under the focus of convergence clubs. These clubs have been endogenously identified using a threshold effect model, with the initial period Gini index as threshold variable. In the six convergence clubs identified, empirical evidence shows a convergence process of income distribution inequality in Brazil. In this process, labor income has been more significant for the inequality reduction than income from government transfers, while the average number of study years has also contributed for reducing inequality in the municipalities with lower initial inequality.

Keywords: Inequality, Convergence, Municipalities, Threshold Model, Convergence Clubs

Clubes de Convergência na Desigualdade de Renda nos Municípios Brasileiros

Introdução

A questão da concentração de rendimentos no Brasil tem raízes históricas, decorrentes do processo de evolução econômica do país e se apresenta como um dos mais sérios problemas pendentes de solução econômica e político-social. Em 2005, o coeficiente de Gini do país foi de 0,5693 (PNAD, 2005), um dos mais elevados do mundo. Apesar de ainda ser consideravelmente alta, a desigualdade no país vem apresentando declínio. Conforme Ferreira et al. (2007), é possível identificar, nos últimos vinte e cinco anos, três períodos com dinâmicas distintas de desigualdade, a saber: i) de 1981 a 1989, que foi marcado como uma fase de elevada desigualdade; ii) de 1989 a 1993, caracterizado por uma elevada volatilidade e por um pico de desigualdade e; iii) de 1993 a 2005, marcado por um período de acelerada redução na desigualdade.

Após o Plano Real, aconteceu o que Neri (2007) chamou de “dança distributiva”. A “dança distributiva” é a alternância de situações em que os 10% mais ricos tinham redução de suas rendas e os 50% mais pobres tinham elevações nos rendimentos; pode ser compreendida também como os ganhos para as duas faixas, sendo o ganho relativo dos pobres maior e, ainda, como a redução real da renda das duas faixas, com a redução dos mais pobres sendo relativamente menor.

Visando explicar as razões que levam à existência de regiões ricas e regiões pobres, estudos sobre desigualdade e pobreza têm crescido no Brasil e no mundo, muitos dos quais se utilizam das teorias sobre convergência para analisar os determinantes deste problema, bem como para testar a hipótese de convergência.

Neste sentido, muitos trabalhos usam métodos econométricos para testar a hipótese de convergência no nível de renda per capita entre países, regiões, estados e municípios. Em particular, Mankiw, Romer e Weil (1992), partindo do pressuposto de que os países estejam em seus estados estacionários, estimaram diversas regressões com a finalidade de identificar de que maneira o diferencial na taxa de crescimento da poupança e da força de trabalho explicam o diferencial de renda per capita corrente entre os países. No Brasil, diversos trabalhos foram feitos a partir do método discutido acima, dentre eles: Azzoni(1999), Menezes e Azzoni (1999, 2000) e Ferreira e Ellery Jr. (1996).

A hipótese de convergência em clubes foi verificada por Durlauf e Johnson (1995), através de uma análise de “árvores de regressão”, os quais encontraram evidências da existência de clubes de convergência (múltiplos estados estacionários), utilizando o produto per capita e a taxa de alfabetização como condições iniciais para o agrupamento dos países. Hansen (2000) aborda o mesmo problema de Durlauf e Johnson (1995) com modelos de efeito limiar (*threshold*). Mora (2005) verificou que a desigualdade de renda é importante para a identificação de clubes de convergência de produto per capita nas regiões européias.

No Brasil, Coelho e Figueiredo (2007) encontraram evidências de clubes de convergência na renda per capita dos municípios brasileiros através da técnica proposta por Durlauf e Johnson (1995).

Um outro enfoque dado ao estudo da convergência é o estudo de convergência na desigualdade de renda proposto inicialmente por Benabou (1996). Ravalion (2003), baseado em uma amostra com dados internacionais, encontrou suporte para a hipótese de convergência da desigualdade de renda medida pelo índice de Gini. Para o Brasil,

Gomes (2007), a partir de uma análise de convergência absoluta, testou a convergência da desigualdade de renda de renda para o período 1991-2000, utilizando *dummies* para as cinco macro-regiões brasileiras.

Vários estudos relacionam a distribuição de renda e o nível de rendimento per capita, os quais remontam a Kuznets (1955), que estudou esta relação através de uma análise *cross-section* entre nações. Países com níveis de renda per capita muito baixos ou muito altos apresentam uma concentração de renda inferior a de países de renda intermediária, sugerindo a possibilidade de uma relação não linear entre estas variáveis.

Utilizando uma amostra de 92 países, Savvides e Stegnos (2000) encontraram este tipo de não linearidade na desigualdade da distribuição de renda medida pelo Gini. Chen (2003) também encontrou uma relação do tipo U invertido (curva de Kuznets) entre o Gini e o crescimento econômico.

No Brasil, Barros e Gomes (2007) identificaram uma fraca evidência em favor da hipótese de Kuznets para explicar a desigualdade nos municípios brasileiros. Salvato e Souza (2006) encontraram uma relação de U invertido entre desigualdade da renda e desenvolvimento econômico nos municípios do estado de Minas Gerais.

Fishlow, Fiszbein e Ramos (1993) mostram que as alterações na desigualdade de renda vinculadas às variações nos retornos da educação dependem do nível da atividade econômica. Segundo Menezes-Filho et al (2006), o aumento da escolaridade da população brasileira não reduz a desigualdade em virtude de mudanças na composição educacional a qual contribuiu para um aumento da desigualdade. Barros et al (2007) encontraram evidências de que a distribuição da educação e seus retornos explicam cerca de dois terços da desigualdade salarial no Brasil.

O presente trabalho pretende verificar se há convergência da desigualdade nos municípios brasileiros, sob o enfoque de clubes de convergência. Através de um modelo de regressão com efeito limiar (Hansen, 2000), almeja-se verificar se as condições de desigualdade iniciais geram diferentes equilíbrios (clubes de convergência), como proposto em Galor e Zeira (1993). Mais ainda, pretende-se verificar qual a contribuição da renda do trabalho, da renda de transferências e do nível de educação neste processo de convergência.

Além desta introdução, este trabalho possui mais três seções. Na próxima seção, apresentam-se os principais aspectos teóricos, metodológicos e os dados utilizados. Em seguida são apresentados os resultados empíricos. Na última seção, as principais conclusões deste estudo são apresentadas.

2. Aspectos Teóricos e Abordagem Empírica

2.1 Clubes de Convergência

Entre os estudos recentes que visam calcular a convergência da renda entre regiões, a maioria teve como inspiração o instrumental desenvolvido por Barro e Sala-i-Martin (1995). Este tem origem na versão de Cass-Koopmans¹ para o modelo de Solow (1956) e de Ramsey (1928). Segundo Galor (1996), há três hipóteses de convergência distintas:

- a) Absoluta: independentemente das condições iniciais das diferentes economias, as suas rendas per capita convergem para um mesmo nível de longo prazo (estado estacionário);

¹ CASS, D. (1966) e KOOPMANS, T. (1965).

- b) Condicional: independentemente das condições iniciais, as rendas per capita de economias com características estruturais idênticas convergem para um mesmo nível de longo prazo;
- c) Clubes de Convergência: em economias que apresentam condições iniciais similares e características estruturais idênticas, as rendas per capita convergem para um mesmo nível de longo prazo.

De acordo com Menezes e Azzoni (1999, 2000), o modelo de Solow, ainda que muito intuitivo, proporciona questões metodológicas complicadas de serem resolvidas no que se reporta à técnica de estimação. Estas questões estão vinculadas à necessidade das economias se encontrarem em seus respectivos estados estacionários. Uma forma de se contornar o referido problema surge através da análise da correlação entre o nível da renda inicial e a subsequente taxa de crescimento.

Dada a produtividade marginal decrescente dos retornos do capital, regiões com reduzido grau de estoque de capital têm altas taxas de retornos do mesmo e, deste modo, precisam se desenvolver mais rápido do que as regiões ricas, já que nestas o estoque de capital é mais elevado. Logo, uma correlação negativa entre nível de renda inicial e subsequente taxa de crescimento tem se difundido como método para se testar a hipótese de convergência.

Há vários modelos teóricos nos quais o sistema econômico apresentará diferentes equilíbrios de estado estacionário. Becker et al (1990) introduzem uma função de produção de capital humano sujeita a não convexidades, gerando um efeito limiar (*threshold*) no processo de acumulação deste fator de produção, que depende do seu nível inicial de acumulação.

Nos modelos apresentados por Benabou (1996), Durlauf (1996) e Galor e Tsiddon (1994), aspectos familiares e locais possuem efeitos sobre a distribuição inicial de capital humano, gerando clubes de convergência.

Uma explicação complementar para a possibilidade de diferentes estados estacionários foi apresentada por Galor e Zeira (1993). Segundo estes autores, a distribuição inicial da riqueza influencia na decisão de investimento em capital humano dos indivíduos da seguinte forma: o custo e a forma de financiamento do investimento em capital humano não são os mesmos entre grupos de indivíduos com distribuição inicial de riqueza diferentes. Portanto, o retorno deste investimento também é diferenciado nestes grupos.

Desta forma, haveria um efeito limiar (*threshold*) na decisão de investimento em capital humano e nos seus retornos futuros. O indivíduo que não possuir um determinado valor de riqueza inicial pode preferir não investir em educação e trabalhar como mão-de-obra não-qualificada na presença de imperfeições no mercado de crédito. Neste caso, investimento em capital humano torna-se limitado aos indivíduos com riqueza inicial alta o suficiente para ultrapassar este valor limiar.

Como os salários e os ganhos futuros dependem do capital humano que o indivíduo possui, haverá trabalhadores qualificados ganhando melhores salários do que trabalhadores não-qualificados. E a diferença entre estes dois grupos é maior quanto maior for a diferença inicial na distribuição da riqueza.

Portanto, a distribuição inicial da riqueza influencia na desigualdade de renda no longo prazo: quanto pior for a desigualdade inicial, maior será o número de indivíduos que não atingem o referido valor limiar e, que; portanto, não investem na acumulação de capital humano. O resultado deste processo será uma maior distância entre os rendimentos dos trabalhadores qualificados e não-qualificados, ou seja, na desigualdade no longo prazo.

2.2 O Modelo de Efeito Limiar (Threshold)

A abordagem descrita abaixo é baseada em Hansen (2000) que desenvolveu um modelo que permite a divisão da amostra baseada em uma função indicadora, a qual utiliza variáveis observáveis, definidas previamente, como determinantes na divisão da amostra em subgrupos.

As equações a seguir descrevem o modelo e as técnicas de inferência estatística necessárias para a análise empírica proposta neste trabalho.

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

$$(1) y_i = \theta'_1 x_i + e_i, \quad q_i \leq \gamma$$

$$(2) y_i = \theta'_2 x_i + e_i, \quad q_i > \gamma$$

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

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

$$(3) y_i = \theta'_2 x_i + \delta'_n x_i(\gamma) + e_i$$

Em que $\delta_n = \theta_2 - \theta_1$. A equação (3) pode ser representada na forma matricial, isto é, Y e e são vetores ($n \times 1$); X e X_γ matrizes com dimensão ($n \times m$). Logo a equação (3) pode ser escrita como

$$(4) Y = X\theta + X_\gamma \delta_n + e$$

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

Condicionando os parâmetros da equação (4) em relação aos valores de γ , obtêm-se os estimadores de mínimos quadrados, $\hat{\theta}(\gamma)$ e $\hat{\delta}_n(\gamma)$, através da regressão de Y em $X_\gamma^* = [X \ X_\gamma]$. Assim, $S_n(\theta, \delta, \gamma)$ pode ser escrita na forma concentrada:

$$(5) S_n(\gamma) = S_n(\hat{\theta}(\gamma), \hat{\delta}_n(\gamma), \gamma) = Y'Y - Y'X_\gamma^* (X_\gamma^{*'} X_\gamma^*)^{-1} X_\gamma^{*'} Y$$

Para encontrar o valor de $\hat{\gamma}$ que minimiza a equação (5), deve-se realizar uma varredura sobre os valores de γ , tal que,

$$(6) \hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma} S_n(\gamma)$$

Após a determinação de $\hat{\gamma}$, as estimativas de MQO de θ e γ são dadas por $\hat{\theta} = \hat{\theta}'(\hat{\gamma})$ e $\hat{\delta} = \hat{\delta}(\hat{\gamma})$.

Para testar a hipótese nula de linearidade, $H_0: \theta_2 = \theta_1$, contra a hipótese alternativa de efeito limiar, Hansen (1996, 2000) sugere utilizar a estatística Sup F (Andrews e Ploberger, 1994). Como este teste não possui uma distribuição assintótica padrão, será utilizado o procedimento de *bootstrap* para se obter os valores críticos deste teste apresentado por Hansen. Neste trabalho, este teste será realizado até que nenhuma partição da amostra seja estatisticamente significativa ao nível de 5%.

2.3 A Equação de Convergência em Desigualdade e os Dados

Em Ravailon (2003), a equação de convergência utiliza o índice de Gini como variável a ser analisada em detrimento do produto (renda) per capita.

$$(7) \quad \text{Ln} \left[\frac{\text{Gini}_{i,t+1}}{\text{Gini}_{i,t}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \text{Gini}_{i,t} + \varepsilon_i$$

Onde $G_{i,t}$ é o índice de Gini do município i no período t e T é o período total. Neste trabalho, utiliza-se uma versão ampliada do modelo apresentado na equação anterior, o qual inclui três variáveis explicativas adicionais e uma função indicadora representada por $I(\cdot)$, para capturar possíveis efeitos limiares (*threshold*).

$$(8) \quad \text{Ln} \left(\frac{\text{Gini}_{i,2000}}{\text{Gini}_{i,1991}} \right) = \left\{ \alpha_1 + \beta^1 \ln(\text{Gini}_{i,1991}) + \alpha_2^1 \ln(\text{Ytrabalho}_i) + \alpha_3^1 \ln(\text{Ytransferência}_i) + \right. \\ \left. + \alpha_4^1 \ln(\text{mae}_i) \right\} I(\text{Gini}_{i,1991} \leq \gamma) + \left\{ \alpha_1^2 + \beta^2 \ln(\text{Gini}_{i,1991}) + \alpha_2^2 \ln(\text{Ytrabalho}_i) + \right. \\ \left. + \alpha_3^2 \ln(\text{Ytransferência}_i) + \alpha_4^2 \ln(\text{mae}_i) \right\} I(\text{Gini}_{i,1991} > \gamma) + \varepsilon_{it}$$

Onde,

- i. $(\text{Gini})_i$ = Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita. Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade (a renda de todos os indivíduos tem o mesmo valor), a 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula);
- ii. $(\text{Ytrabalho})_i$ = Média do período de 1991 a 2000 da participação percentual das rendas provenientes do trabalho (principal e outros) na renda total do município;
- iii. $(\text{Ytransferência})_i$ = Média do período de 1991 a 2000 da participação percentual das rendas provenientes de transferências governamentais (aposentadorias, pensões e programas oficiais de auxílio, como renda mínima, bolsa-escola e seguro-desemprego, etc) na renda total do município;
- iv. $(\text{mae})_i$ = Média do período de 1991 a 2000 da média dos anos de estudo de pessoas com 25 anos ou mais para de cada município i .

A amostra utilizada compreende 5.507 municípios brasileiros nos anos de 1991 e 2000 e foram coletados junto ao IPEADATA². Na eq(8), a evidência de convergência é associada com o sinal negativo para β . Os clubes são determinados a partir da aplicação do teste de linearidade, de forma continuada até que nenhuma partição da amostra, ou seja, clubes de convergência, sejam encontrados ao nível de significância de 5%.

3. Resultados Empíricos

O modelo apresentado na eq (8) foi estimado de acordo com o procedimento descrito na seção 2.2. A hipótese de homocedasticidade dos resíduos foi rejeitada e, por isso, optou-se pelo uso de estatísticas de teste e de desvios padrões robustos à heterocedasticidade.

Além do modelo apresentado na eq (8), outros modelos foram estimados com diferentes variáveis de gasto público. Inicialmente, as variáveis de gasto corrente e de capital foram utilizadas. Depois, variáveis de gastos públicos por funções substituíram as de gasto corrente e de capital.

Entretanto, em todos estes casos, os resultados mostraram-se insignificantes do ponto de vista estatístico e muitos parâmetros apresentaram sinais trocados. Sinais de multicolinearidade, possivelmente entre as variáveis de renda e de gastos públicos.

A variável *threshold* utilizada foi o nível de desigualdade inicial, isto é, o índice de Gini dos municípios do ano de 1991. A partir desta variável, 6 clubes de convergência (C1,...,C6) foram encontrados, todos significantes ao nível de 5%. Estes clubes estão na forma de nós terminais na árvore de regressão apresentados no gráfico 1.

O clube 1 é composto por municípios brasileiros que apresentaram coeficiente de Gini, em 1991, menores do que 0,437. O clube 2 reúne os municípios no qual Gini inicial é maior do que 0,437 e menor ou igual a 0,499. Os clubes 3,4,5 e 6 são aqueles em que $0,499 < \text{Gini}_{91} \leq 0,558$; $0,558 < \text{Gini}_{91} \leq 0,602$; $0,602 < \text{Gini}_{91} \leq 0,647$ e $0,647 < \text{Gini}_{91}$, respectivamente.

A tabela 2 apresenta os valores dos parâmetros e das estatísticas t (em parênteses) para o Brasil e para cada clube de convergência.

Tabela 2: Análise de Regressão

	Brasil	C1	C2	C3	C4	C5	C6
Municípios	5.507	283	1.551	2.171	1.025	357	120
Constante	1,84* (18,4)	2,05* (5,45)	2,696* (16,85)	2,330* (13,78)	1,440* (8,57)	1,835* (5,73)	0,768* (4,68)
Ln(Gini,1991)	-0,63* (52,5)	-0,570* (4,42)	-0,540* (8,43)	-0,500* (100,0)	-0,730* (0,107)	-0,888* (0,240)	-0,582* (0,187)
Ln(Renda.trabalho)	-0,44* (2,0)	-0,455* (5,54)	-0,590* (17,35)	-0,530* (132,5)	-0,380* (11,17)	-0,509* (7,83)	-0,256* (5,82)
Ln(Renda.Transf.)	-0,09* (22,5)	-0,110 (5,91)	-0,140* (17,5)	-0,110* (15,71)	-0,077* (9,63)	-0,060* (6,00)	-0,027* (2,25)
Ln(Mae)	-0,05* (12,5)	-0,120* (8,57)	-0,060* (10,0)	-0,027* (3,86)	-0,009 (1,12)	0,040* (2,36)	0,043 (1,59)
R² ajustado	0,53	0,57	0,43	0,31	0,25	0,25	0,30
Resíduo de Variância	0,007	0,007	0,006	0,006	0,005	0,007	0,007

Fonte: Elaboração própria
* significantes a 5%.

² Ver www.ipea.gov.br.

Tabela 3: Estatísticas Descritivas dos Clubes de Convergência

Variáveis	Clube 1		Clube 2		Clube 3	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Renda per capita 2000	153,72	106,11	154,20	101,53	173,17	91,64
Renda trans. 2000	16,08	5,351	17,53	5,40	17,26	5,32
Renda trab. 2000	64,43	12,95	62,88	11,90	65,02	10,66
Mae 2000	3,58	1,55	3,72	1,36	4,12	1,20

Variáveis	Clube 4		Clube 5		Clube 6	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Renda per capita 2000	188,36	93,90	189,28	86,98	176,64	96,51
Renda trans. 2000	17,06	5,67	15,94	5,73	15,68	6,83
Renda trab. 2000	65,58	10,11	65,43	10,40	63,13	11,52
Mae 2000	4,34	1,18	4,47	1,22	4,16	1,19

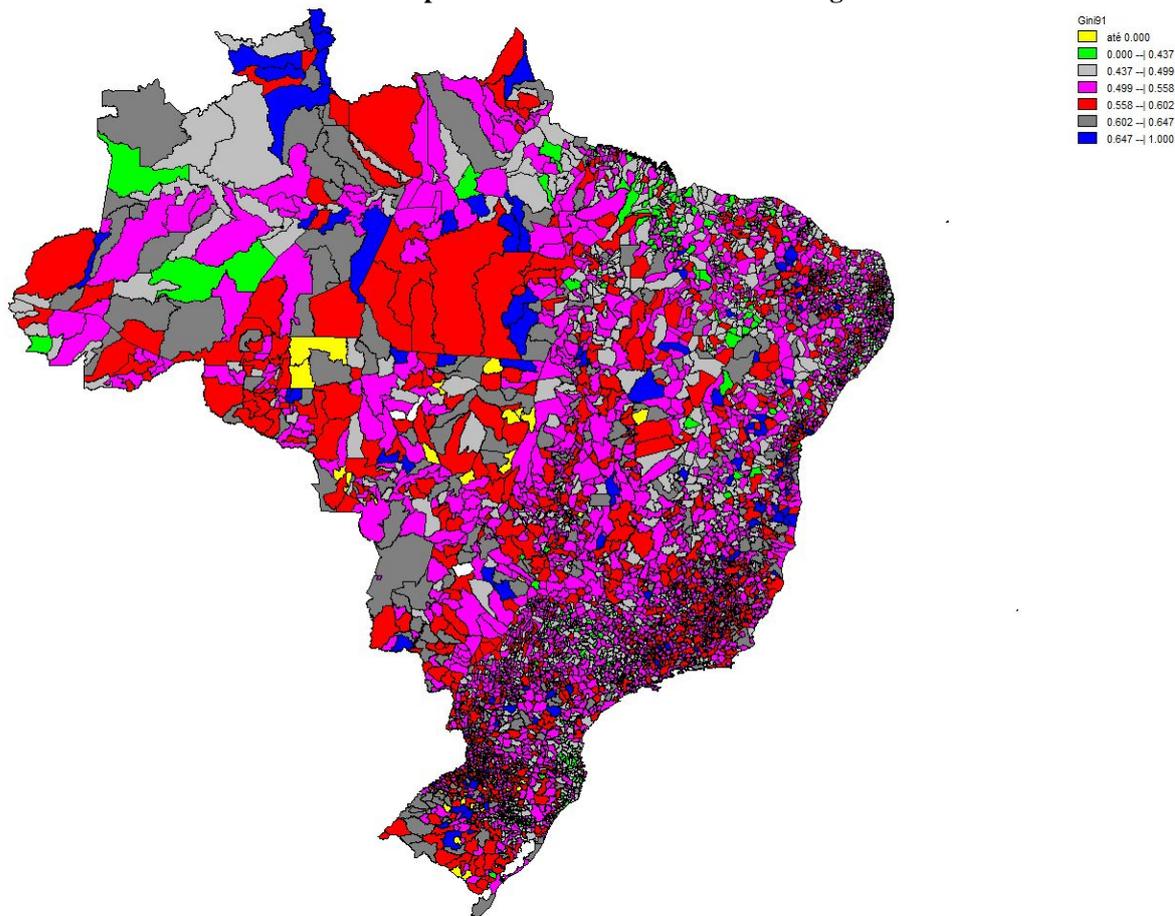
Fonte: Elaboração própria.

Em relação à variável média de anos de estudo (MAE), esta contribuiu mais para a redução da desigualdade nos municípios menos desiguais inicialmente. Nos clubes com maior desigualdade, em 1991, o coeficiente desta variável foi positivo, mas insignificante do ponto de vista estatístico (vale ressaltar que estes foram os únicos casos nos quais os parâmetros não se mostraram significantes). Apesar de insignificantes, podem-se realizar alguns comentários sobre a possibilidade de um sinal positivo desta variável para os clubes mais desiguais. A média da MAE nos clubes 5 e 6 e o nível de desigualdade inicial são maiores do que nos demais; portanto, pode existir maior desigualdade via maior retornos da educação e maior desigualdade inicial (Galor e Zeira, 1993), ou uma combinação de composição educacional e retornos da educação maiores nestes clubes (Menezes-Filho et al, 2006).

Ainda neste sentido, Chiswick (1971) mostra que nos países menos desenvolvidos uma expansão da educação pode produzir um aumento na dispersão salarial e; portanto, aumento da desigualdade, dependendo no nível inicial e da dispersão da educação e da relação entre anos de estudo e seu retorno.

O gráfico 2 mostra os 5507 municípios brasileiros que fizeram parte da amostra classificados de acordo com os clubes de convergência encontrados.

Gráfico 2 – Municípios Brasileiros e Clubes de Convergência.



Nota: Municípios em branco não foram incluídos na pesquisa.

4. Conclusão

Este trabalho estudou a hipótese de clubes de convergência na desigualdade de renda dos municípios brasileiros, através de um modelo de efeito limiar (*threshold*), no qual os grupos (clusters ou clubes) são selecionados de forma endógena.

Há evidências empíricas de que o processo de convergência mencionado esteja ocorrendo e foram identificados seis clubes a partir do índice de Gini inicial (1991). Ou seja, dependendo do nível inicial de desigualdade, podem existir múltiplos estados estacionários, cada um destes formando um clube de convergência com características sócio-econômicas distintas.

Em todos estes clubes, a renda do trabalho e a renda proveniente das transferências governamentais apresentaram correlação negativa com a taxa de crescimento do Gini, calculada no período de 1991 a 2000, sendo a elasticidade da renda do trabalho sempre muito superior ao da renda de transferências.

Portanto, estes resultados são em favor da possibilidade de que políticas que melhorem o nível de emprego e a produtividade do trabalhador possam obter resultados mais eficazes na redução da desigualdade do que políticas redistributivas, as quais também foram significantes do ponto de vista estatístico.

Outra variável empregada nesta análise foi a média dos anos de estudo. Nos dois clubes que apresentaram maior desigualdade inicial, os coeficientes estimados para esta

variável foram insignificantes. Nos demais, essa variável mostrou-se negativamente correlacionada com a taxa de crescimento do índice Gini e a sua elasticidade foi maior quando menor era a desigualdade inicial.

Referências Bibliográficas

ANDREWS, D.W.K., and PLOBERGER, W. (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, 62: 1383-1414.

AZZONI, C.R. (1999). *Economic Growth and Regional Income Inequalities in Brasil*. Annals of Regional Science, forthcoming.

AZZONI, C. R.; MENEZES, F. N.; MENEZES, T. e SILVEIRA NETO, R. (2000) *Geography and Regional Income Inequality in Brazil*. Inter American Development Bank, Working Paper.

BARRO, R.; MANKIW, G. e SALA-I-MARTIN, Xavier, (1995). *Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth*, ERA, pp. 103-115, march.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. FRANCO, S; MENDONÇA, Rosane. (2007). *A recente queda da desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro da última década*. IPEA. Textos para Discussão n. 1304.

BENABOU, R. *Inequality and growth*. In: Bernanke, Ben S. & Rotemberg, Julio J. (eds.). *NBER Macro Annual*, vol. 11. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1996.

BECKER, G. S., MURPHY, K. M. and TAMURA, R. (1990). Human capital, fertility, and economic growth. *Journal of Political Economy*, v.98, pp. SI 2-37.

COELHO, R.L.P. e FIGUEIREDO, L. (2007). Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros. *Revista Brasileira de Economia* v.61(3), 331-352.

CAPOLUPO, R. (1998). *Convergence in Recent Growth Theories: A Survey*. Journal of Economic Studies 25, 496–537.

CHEN, B-L. (2003), *An inverted-U relationship between inequality and long-run growth*, Economics Letters 78, 205-212.

GOMES, F. A. R. *Convergence in Income Inequality: the Case of Brazilian Municipalities*. Economics Bulletin, v. 15, p. 1-9, 2007.

DURLAUF, N. S. (1996). A theory of persistent income inequality. *Journal of Economic Growth* v. I, pp. 75-94.

DURLAUF, S. N. e JOHNSON, P., *Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour*, Journal of Applied Econometrics, vol. 10, n4, pp. 365-384, 1995.

FERREIRA, F. H. G. et al. (2007). *Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil: uma atualização para 2005*. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (orgs.) *Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Análise da Queda Recente*. Rio de Janeiro: Ipea.

FERREIRA, P; C. G.; ELLERY JR., R de G. (1996). *Convergência entre renda per capita dos Estados brasileiros*. Revista de Econometria, Rio de Janeiro, v.16, nº 1, pp. 88-103.

FISHLOW, A; FISZBEIN, A. and RAMOS, L. (1993). *Distribuição de renda no Brasil e na Argentina: Uma análise comparativa*. Pesquisa e Planejamento Econômico, Vol. 23, No. 1 (April), pp. 1–31.

GALOR, O. (1996). Convergence? Inferences from theoretical models. *Economic Journal*, 106(437), 1056-69.

GALOR, O. and J. ZEIRA (1993). *Income Distribution and Macroeconomics*. Review of Economic Studies, 60(1). p. 35-52.

GALOR, O. and TSIDDON, D. (1994). Human capital distribution, technological progress, and economic growth. CEPR Working Paper No 971, 1056-69.

GOMES, F. A. R. ; BARROS, L. C. . *Desigualdade e Desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros?*. In: III Encontro CAEN-UFC / EPGE-FGV de Políticas Públicas e Crescimento Econômico, 2007, Fortaleza. Anais do III Encontro CAEN-UFC / EPGE-FGV de Políticas Públicas e Crescimento Econômico, 2007.

HANSEN, B. E. (1996): *Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis*, *Econometrica*, 64, 413-430.

_____, B. E., *Sample Splitting and Threshold Estimation*, *Econometrica*, vol. 68, n3, pp.575-603, 2000.

INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA. (*Banco de dados*). Disponível em: <WWW.IPEADATA.GOV.BR> Acesso em: 28 junho 2007.

KOOPMANS, T. C. (1965). “On the Concept of Optimal Economic Growth”. *The Econometric Approach to Development Planning*. Amsterdã: North Holland.

KUZNETS, S. *Economic growth and income inequality*. *American Economic Review*, 45(1), 1955. p. 1-28.

LERMAN, R. and YITZHAKI, S. *Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Application to the U.S.*, *Review of Economics and Statistics* , 67, No.1, February 1985, 151-56.

MANKIW, G, ROMER, D; WELL, D (1992), *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, *QJE*, may, 407- 437.

MENEZES FILHO, N. A. ; FERNANDES, R. ; PICCHETTI, P. Rising Human Capital but Constant Inequality: The Education Composition Effect in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 60, p. 200-250, 2006.

MORA, T. (2005). Evidencing European regional convergence clubs with optimal grouping criteria. *Applied Economic Letters*, 12(15), 937-940.

NERI, M. (2007). *Desigualdade, estabilidade e bem-estar*. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (orgs.) *Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Análise da Queda Recente*. Rio de Janeiro: Ipea.

PESQUISA NACIONAL DE AMOSTRA POR DOMICÍLIO. (PNAD) (*Banco de dados*).

RAMSEY, F. (1928), *A mathematical theory of saving*, *Economic Journal*, Vol. 38, December, pp. 543-59.

RAVALION, M.(2003), *Inequality convergence*. *Economics Letters*80, 351-361.

SALVATO, M. A. ; SOUZA, P.F.L. . *Decomposição de Fatores Educacionais e Regionais para a Desigualdade de Renda Brasileira*. In: Fórum BNB de Desenvolvimento - XII Encontro Regional de Economia, 2007, Fortaleza - CE. Anais do XII Encontro Regional de Economia - ANPEC, 2007.

SAVVIDES A. and T. STEGNOS (2000), *Income inequality and economic development: evidence from the threshold regression model*, *Economics Letters* 69, 207-212.

SOLOW, R. M (1956). *A Contribution to the Theory of Economic Growth*. *Quarterly Journal of Economics*, 70, February. V. 70, N.1 p. 65-94.