

EFEITOS DA EDUCAÇÃO, DA RENDA DO TRABALHO, DAS TRANSFERÊNCIAS E DAS CONDIÇÕES INICIAIS NA EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS NO PERÍODO DE 1991 A 2000

Roberto Tatiwa Ferreira*

Mércia Santos da Cruz**

O presente trabalho objetiva testar se há clubes de convergência na desigualdade de renda dos municípios brasileiros, no período de 1991 a 2000, e quantificar qual o efeito da educação e do perfil entre as rendas do trabalho e das transferências governamentais neste processo. 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 seis clubes de convergência. 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 (MAE) também contribuiu para a redução da desigualdade nos municípios que apresentaram menor desigualdade inicial.

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade é um problema amplo e que abrange vários aspectos sociais e econômicos, incluindo disparidades de acesso à saúde e a outros bens e serviços, diferenciações raciais, de gênero, educacionais, de habilidades, entre outros. Estas múltiplas facetas da questão podem refletir ou explicar a desigualdade de renda, foco principal deste estudo.

A questão da concentração de rendimentos no Brasil tem raízes históricas decorrentes do processo de evolução econômica do país e, apesar da sua redução observada nos últimos anos, o país continua com a posição de destaque internacional como uma das sociedades mais desiguais do mundo (BARROS; MENDONÇA, 1995; BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2000).

Conforme Ferreira *et al.* (2007), é possível identificar, nos últimos 25 anos, três períodos com dinâmicas distintas de desigualdade, a saber: *i*) de 1981 a 1989, período com uma 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.

* Professor do Departamento de Economia Aplicada e do Curso de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (DEA/CAEN/UFC).

** Professora da Universidade Federal da Paraíba (UFPB).

Uma possível forma de se analisar as razões que levam à existência de unidades econômicas ricas e outras menos favorecidas e de testar se esta diferença entre elas tende a desaparecer no longo prazo, consiste na elaboração de estudos que testam as hipóteses de convergência.

Neste sentido, Ferreira e Ellery Jr. (1996) não rejeitam a hipótese de convergência para a renda *per capita* dos estados brasileiros. Azzoni (2001) encontra evidências empíricas de um processo de convergência da renda regional no Brasil. Os resultados de Laurini, Andrade e Pereira (2003) e de Coelho e Figueiredo (2007) são favoráveis à existência de clubes de convergência de renda *per capita* nos municípios brasileiros.

Segundo Benabou (1996), o acréscimo de choques idiossincráticos em vários modelos neoclássicos de crescimento econômico gera uma possível convergência em distribuição. Em outras palavras, economias com os mesmos fundamentos macroeconômicos tenderiam para um mesmo nível de distribuição da renda *per capita*. Baseado no trabalho de Benabou, e a partir de uma amostra composta por dados internacionais, Ravallion (2003) encontra suporte para a hipótese de convergência da desigualdade de renda medida pelo índice de Gini. Para o Brasil, Gomes (2007) não rejeita a hipótese de convergência absoluta da desigualdade de renda para os municípios brasileiros no período 1991-2000.

Entretanto, o nível de desigualdade inicial pode gerar clubes de convergência na desigualdade de renda (GALOR; ZEIRA, 1993). Quanto maior o nível da desigualdade inicial, maior a chance de se observar indivíduos que não possuem um determinado valor limiar de riqueza inicial necessário para investimento em capital humano. No futuro, estes indivíduos trabalharão como mão de obra não qualificada e existirá desigualdade entre a renda desses trabalhadores e a dos que se qualificaram previamente. Desta forma, diferentes níveis de desigualdade inicial podem gerar diferentes níveis de desigualdade de renda de longo prazo.

Almejando contribuir com o debate sobre um possível processo de convergência na desigualdade¹ de renda dos municípios brasileiros, o principal objetivo deste trabalho consiste em testar a hipótese de clubes de convergência nesta variável, considerando os efeitos da desigualdade inicial, bem como da média dos anos de estudos (MAE), da participação percentual das rendas provenientes do trabalho e das transferências governamentais nesse processo.

Para isso, a desigualdade de renda nas unidades econômicas analisadas é medida pelo índice de Gini no período de 1991 a 2000 e utiliza-se um modelo de regressão *ad hoc* baseado na estrutura de uma equação de convergência condicional

1. Vale ressaltar que o sentido de desigualdade, neste trabalho, é restrito e refere-se à diferença entre as rendas dos indivíduos de um determinado município.

com efeito limiar (*threshold*), que permite testar e identificar a formação destes clubes de maneira endógena a partir da desigualdade inicial observada.

Além de analisar esta questão através de enfoque e metodologia diferenciada, este trabalho é importante por duas outras razões. Primeiramente, a evidência empírica em favor de um processo de convergência linear, neste caso, pode indicar que o movimento de reversão na desigualdade de renda dos municípios brasileiros ocorre de forma sustentável em direção a um equilíbrio de longo prazo.

Por outro lado, no caso de formação de clubes de convergência, este processo de reversão pode ocorrer em direção a múltiplos equilíbrios de longo prazo. Desta forma, as políticas públicas devem ser diferenciadas de acordo com cada clube para reduzir as desigualdades de renda entre eles.

Em segundo lugar, a metodologia empírica utilizada neste estudo permite a identificação dos municípios pertencentes a cada clube, caso o teste para hipótese de convergência em clubes seja aceita. Finalmente, os resultados encontrados neste trabalho podem indicar qual política pública é mais eficiente na redução da desigualdade de renda dos municípios brasileiros.

Este artigo possui 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, são tecidas as principais conclusões deste estudo.

2 ASPECTOS TEÓRICOS E ABORDAGEM EMPÍRICA

2.1 O conceito de desigualdade, suas causas e a evolução da desigualdade de renda no Brasil na década de 1990

De modo geral, a desigualdade econômica tem sido observada em diferentes sociedades e fases históricas. Considerando essas diversidades, a natureza e a importância da desigualdade também divergem de região para região e de período para período.

Ray (1998), ao conceituar desigualdade de maneira mais ampla, define-a como a disparidade que possibilita o usufruto de uma determinada quantidade de bens de forma diferenciada entre os indivíduos. Essa disparidade pode ser uma resultante das condições iniciais divergentes, com as quais os indivíduos em questão se deparam. Essas divergências nas condições iniciais das diferentes pessoas, como características pessoais e/ou socioeconômicas, podem de maneira isolada ou combinada permitir que um indivíduo obtenha maiores facilidades em adquirir determinadas oportunidades, que, ao longo da vida, podem levá-lo a possuir um maior nível de renda.

Ipea (2006) e Barros *et al.* (2007) colocam que há ao menos quatro grupos de fatores que explicam uma distribuição desigual de renda, a saber: *i*) fatores relativos ao mercado de trabalho; *ii*) a raça, o gênero e as habilidades inatas que dizem respeito às características natas dos indivíduos; *iii*) o nível de riqueza inicial; e *iv*) a desigualdade gerada pelos mecanismos dos mercados de capitais.

O mercado de trabalho se constitui como um fator explicativo da desigualdade, haja vista que é através da interação entre oferta e demanda por mão de obra que as características dos indivíduos são transformadas em rendimento.

Neste contexto, há dois fatores principais para explicar as diferenças na renda do trabalho: as resultantes de diferenças de produtividade e as que derivam de discriminação ou de segmentação na renda de trabalhadores (BARROS; MENDONÇA, 1995).

No primeiro caso, maior educação (anos de estudos) levaria a uma habilidade maior e consequentemente a maior produtividade e a maiores salários. No segundo, o mercado é dividido em dois segmentos, primário e secundário, e a renda dos indivíduos é determinada por características particulares de cada segmento.

Estes submercados diferenciam-se principalmente quanto aos postos de trabalho. Nos postos primários, as vantagens são maiores em termos de rendimentos, seguridade e condições de trabalho, oportunidades de treinamento e perspectiva de carreira; neste caso, acréscimos na educação e experiência resultam em maiores salários (CORREIA; GOMES FILHO, 1997). Nos postos secundários, também chamados *bad jobs*, maior nível de educação não significa necessariamente maiores salários. Este segmento é caracterizado por alta rotatividade da mão de obra, salários relativamente baixos, más condições de trabalho, baixa produtividade, estagnação tecnológica e níveis relativamente altos de desemprego.

Em sociedades com baixo acesso à educação, o aumento na demanda por trabalhadores altamente qualificados pode gerar uma elevação nos níveis de desigualdade por dois motivos. Em primeiro lugar, a procura mais intensiva em tecnologia e informação gera maior demanda por trabalhadores qualificados, aumentando o rendimento deste segmento. Por outro lado, pode haver uma redução nos rendimentos das pessoas com baixa qualificação em virtude do crescimento da desigualdade educacional e da desvalorização deste tipo de mão de obra, levando assim a maior desigualdade.

Outro aspecto que pode justificar a desigualdade entre os diferentes agentes é a divergência na capacidade inata das pessoas. De acordo com essa abordagem, além dos aspectos de oferta e demanda por mão de obra, indivíduos com maiores níveis de inteligência e carisma tendem a apresentar maiores níveis de rendimento em comparação com as pessoas que não possuem tais características. Segundo

Kerstenetzky e Costa (2005), relacionando essas habilidades inatas com os aspectos do mercado de trabalho, pessoas que tivessem tais habilidades apresentariam uma vantagem relativa no mercado do trabalho e, conseqüentemente, poderiam obter aumento de salário em relação aos demais trabalhadores.

Acemoglu (2000), utilizando a mesma abordagem, propõe uma justificativa para a desigualdade de renda salarial observada nos Estados Unidos pós-1970. O estudo mostrou que os principais fatores explicativos para a desigualdade de renda no período foram a evolução tecnológica que favorecia a mão de obra qualificada e, por outro lado, a existência constatada de desigualdade salarial decorrente de divergências nas habilidades inatas (desigualdade salarial residual).

O conjunto de fatores relativos às disparidades raciais e de gênero também apresentam correlação com a desigualdade de renda. As evidências empíricas mostram que em algumas regiões e países os indivíduos pertencentes a certas minorias raciais e étnicas têm maior probabilidade de ser pobres. Entre essas causas, que podem levar indivíduos igualmente produtivos a ser tratados de modo desigual no mercado de trabalho, temos o processo de discriminação, que, do ponto de vista da demanda, pode ser de dois tipos: discriminação por preferência e discriminação estatística ou informacional. Em ambos os casos, se dois indivíduos são tratados de modo desigual no mercado de trabalho, apesar de igualmente produtivos, o grupo que é alvo de preconceito tenderia a se distanciar no quesito renda do primeiro grupo, gerando ou ampliando a desigualdade econômica e social entre eles.

Outro fator determinante da desigualdade de renda refere-se a imperfeições no mercado de capital. Neste caso, devido à segmentação no acesso ao crédito e aos mecanismos de seguro, os resultados destas imperfeições irão afetar o mecanismo de geração e distribuição de renda dos indivíduos (FERREIRA, 2000).

Em Galor e Zeira (1993), a distribuição inicial da riqueza influencia na decisão de investimento em capital humano dos indivíduos. Isto ocorre em virtude da assimetria existente no custo e no padrão de financiamento desse investimento entre grupos de indivíduos com diferentes dotações iniciais de riqueza. Caso as condições de financiamento para adquirir um nível de educação com qualidade permaneçam diferenciadas, dificultando o seu acesso aos indivíduos com menor nível de renda ou tornando as expectativas de ganho futuro insuficientes para cobrir o gasto com esse investimento em capital humano no presente, esta situação gera maior distância entre os rendimentos dos trabalhadores qualificados e não qualificados no longo prazo, aumentando a desigualdade entre os indivíduos.

Em resumo, verifica-se que a desigualdade de renda pode refletir vários outros níveis de desigualdades sociais, diferenciações e discriminações socioeconômicas, bem como características inatas dos indivíduos e até mesmo das instituições de uma determinada economia.

Em relação à análise da evolução dos níveis de desigualdade de renda no Brasil, dados do Ipea (2006) mostram que os índices de desigualdade do Brasil apresentaram um declínio no período de 1990 a 2001. Essas informações estão sumarizadas na tabela 1, a qual mostra a evolução do índice de Gini do país para o referido período.

TABELA 1
Evolução da renda no Brasil – 1990-2001

Ano	Índice de desigualdade de Gini
1990	0,6119
1992	0,5805
1993	0,6024
1995	0,5987
1996	0,6003
1997	0,6004
1998	0,5985
1999	0,5921
2001	0,5938

Fonte: Ipeadata, 2009.

Vale salientar que, neste período, os mais pobres receberam um aumento na sua renda² e que a razão da renda dos 10% mais ricos sobre os 10% mais pobres caiu de 26,46% para 23,34%. Entretanto, apesar dessa redução observada, o país continua com a posição de destaque internacional como uma das sociedades mais desiguais do mundo (BARROS; MENDONÇA, 1995; BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2000). Nesse sentido, verifica-se que a parcela da renda total apropriada pela fração de 1% dos mais ricos da população brasileira é da mesma magnitude daquela apropriada pelos 50% mais pobres.

2.2 A hipótese da 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 (1992). Este tem origem na versão de Cass-Koopmans (CASS, 1966; KOOPMANS, 1965) para o modelo de Solow (1956) e de Ramsey (1928). Segundo Galor (1996), há três hipóteses de convergência distintas:

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

2. Ver em: <www.ipeadata.gov.br>.

- 2) Condicional: independentemente das condições iniciais, as rendas *per capita* de economias com características estruturais idênticas convergem para um mesmo nível de longo prazo.
- 3) 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 Azzoni (2001) e Azzoni *et al.* (2000), o modelo de Solow, ainda que muito intuitivo, proporciona questões metodológicas complicadas de ser resolvidas no que se reporta à técnica de estimação. Estas questões estão vinculadas à necessidade de as 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.

Há vários modelos teóricos nos quais o sistema econômico apresentará diferentes equilíbrios de estado estacionário. Becker, Murphy e Tamura (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.

Neste estudo, a explicação para a possibilidade de diferentes estados estacionários de desigualdade de renda, responsável pela formação de clubes de convergência dessa variável, segue as ideias apresentadas por Galor e Zeira (1993). Segundo esses autores, a distribuição inicial da riqueza influencia na decisão de investimento em capital humano dos indivíduos da seguinte forma: o custo e o padrão de financiamento do investimento em capital humano não são os mesmos entre grupos de indivíduos com diferentes distribuições iniciais de riqueza. 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 distância maior entre os rendimentos dos trabalhadores qualificados e não qualificados, ou seja, na desigualdade no longo prazo. Ademais, a desigualdade inicial de renda pode resumir a influência dos fatores que causam este problema, abordados na seção anterior, no seu nível no futuro.

2.3 O modelo de efeito limiar (*threshold*)

A abordagem descrita abaixo é baseada em Hansen (2000) que desenvolveu um modelo de regressão com efeito limiar³ (*threshold*) apresentado a seguir.

$$y_i = \theta_1' x_i + e_i, \quad q_i \leq \gamma \quad (1)$$

$$y_i = \theta_2' x_i + e_i, \quad q_i > \gamma \quad (2)$$

onde q_i é a variável *threshold*, que é usada para dividir a amostra em dois ou mais grupos chamados de classes ou regimes. A variável aleatória e_i é o erro de regressão. Este modelo pode ser representado em uma única equação. Para isso, defina a variável *dummy* $d_i(\gamma) = I\{q_i \leq \gamma\}$, onde $I\{\cdot\}$ é uma função indicadora e faça $x_i(\gamma) = x_i d_i(\gamma)$. Os modelos apresentados nas equações (1) e (2) podem ser expressos como:

$$y_i = \theta_2' x_i + \delta_n' x_i(\gamma) + e_i \quad (3)$$

em que $\delta_n = \theta_2 - \theta_1$. A equação (3) pode ser representada na forma matricial, isto é, seja Y e e vetores ($n \times 1$); X e $X\gamma$ matrizes com dimensão ($n \times m$). Então a equação (3) torna-se:

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

3. Note que cada grupo (clube) de municípios pode apresentar um modelo com parâmetros diferenciados, isto é, $y_i = \theta_i' x_i + e_i$, os quais são determinados de forma endógena a partir da variável de efeito limiar. Desta forma, este modelo pode capturar uma possível heterogeneidade espacial entre estes clubes. No entanto, seria interessante incluir nesse tipo de modelo testes para autocorrelação espacial, bem como a possibilidade da inclusão destes fatores espaciais caso seja necessário.

Os parâmetros da equação acima $(\theta, \delta_n, \gamma)$ podem ser estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). 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, $\hat{\theta}(\hat{\gamma})$ e $\hat{\delta}_n(\hat{\gamma})$, através da regressão de Y em $X_\gamma^* = [XX_\gamma]$. Assim, $S_n(\theta, \delta, \gamma)$ pode ser escrita na forma concentrada:

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

No processo de estimação do valor de $\hat{\gamma}$, deve-se realizar uma varredura sobre os valores de γ , tal que,

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

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; PLOBERGER, 1994). Como este teste não possui uma distribuição assintótica padrão, será utilizado o procedimento de *bootstrap* sugerido por Hansen para se obter os valores críticos deste teste. Neste trabalho, o teste será realizado até que nenhuma partição da amostra seja estatisticamente significativa ao nível de 5%.

2.4 A equação de convergência em desigualdade e os dados

De acordo com Benabou (1996), vários modelos neoclássicos de crescimento econômico, que consideram a possibilidade de choques idiossincráticos, implicam a convergência da distribuição de renda *per capita*. Ravallion (2003) testou esta hipótese utilizando uma equação de convergência na qual o índice de Gini é a variável analisada em detrimento do produto (renda) *per capita*.

$$\ln \left[\frac{Gini_{i,t+1}}{Gini_{i,t}} \right] = \beta_0 + \beta_1 Gini_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

onde $Gini_{i,t}$ é o índice de Gini da i -ésima economia no período t . 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*).

$$\ln \left[\frac{Gini_{i,2000}}{Gini_{i,1991}} \right] = \{ \alpha_1^1 + \beta^1 \ln(Gini_{i,1991}) + \alpha_2^1 \ln(Ytrabalho_i) + \alpha_3^1 \ln(Ytransferência_i) + \alpha_4^1 \ln(mae_i) + \alpha_5^1 (\ln(Ytrabalho_i))^2 + \alpha_6^1 (\ln(Ytransferência_i))^2 \} I(Gini_{i,1991} \leq \gamma) + \{ \alpha_1^2 + \beta^2 \ln(Gini_{i,1991}) + \alpha_2^2 \ln(Ytrabalho_i) + \alpha_3^2 \ln(Ytransferência_i) + \alpha_4^2 \ln(mae_i) + \alpha_5^2 (\ln(Ytrabalho_i))^2 + \alpha_6^2 (\ln(Ytransferência_i))^2 \} I(Gini_{i,1991} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

onde:

$(Gini)_i$ = 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);

$(Ytrabalho)_i$ = média da participação percentual das rendas provenientes do trabalho (principal e outros) na renda total do município do período de 1991 a 2000;

$(Ytransferência)_i$ = média 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 do período de 1991 a 2000;

$(mae)_i$ = média da MAE de pessoas com 25 anos ou mais de cada município i do período de 1991 a 2000.

A amostra utilizada compreende 5.507 municípios brasileiros nos anos de 1991 e 2000 e foram coletados junto ao Ipeadata.⁴ Na equação (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 adicional da amostra (clubes de convergência) seja encontrada ao nível de significância de 5%.

4. Há no Brasil 5.564 municípios, entretanto foram retirados os municípios da amostra que não apresentaram, no período em análise, informações sobre alguma das variáveis utilizadas no modelo. Após esse procedimento a amostra analisada engloba 5.507 municípios. Ver: <www.ipea.gov.br>

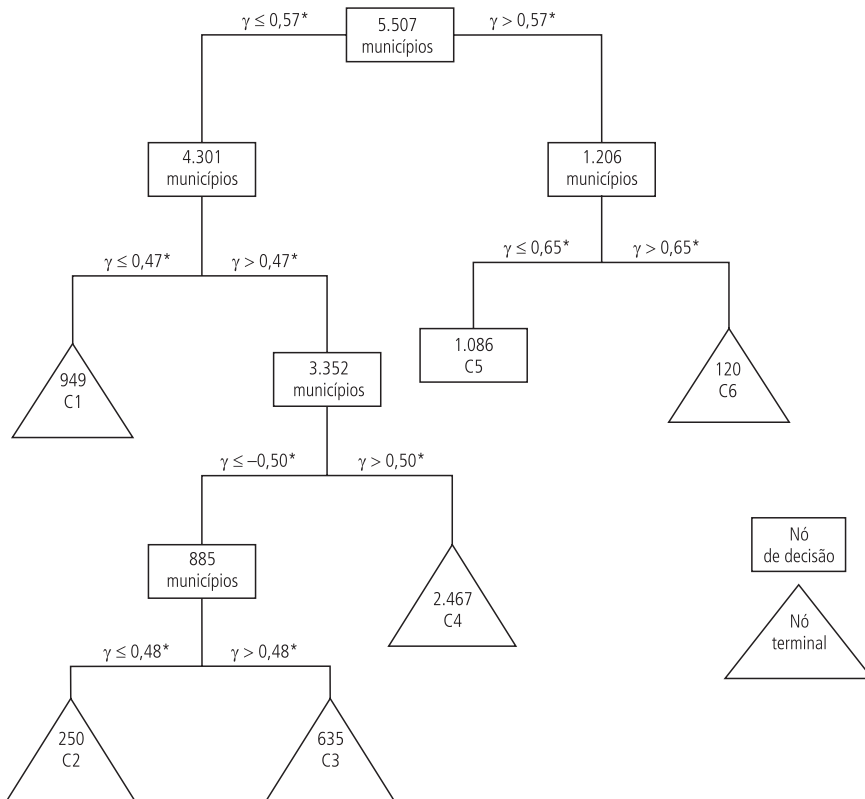
3 RESULTADOS EMPÍRICOS

O modelo apresentado na equação (8)⁵ foi estimado de acordo com o procedimento descrito na subseção 2.2. A hipótese de homocedasticidade dos resíduos foi rejeitada e, por isso, optou-se pelo uso de estatísticas de teste e de desvios-padrão robustos à heterocedasticidade.

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, seis 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 na figura 1.

FIGURA 1

Árvore de regressão: modelo *threshold*



Fonte: Elaboração própria.

5. Inicialmente um modelo de regressão linear, incluindo as variáveis da equação (8) mais as variáveis MAE ao quadrado e gastos correntes em razão dos gastos orçamentários dos municípios, foi estimado para a amostra toda (grupo Brasil). Através de testes para modelos não aninhados (*nonnested*), baseados no princípio da abrangência (*encompassing tests*) e na estatística F, selecionou-se o modelo apresentado na equação (8). Para maiores detalhes sobre este procedimento para seleção de modelo, consultar Davidson e Mackinnon (1993). Esse mesmo procedimento foi realizado a partir de outro modelo amplo, o qual substituiu os gastos correntes pelos gastos públicos nas funções de educação e cultura, habitação e urbanismo e administração e planejamento, todas em relação ao montante das despesas orçamentárias municipais. Novamente os testes para modelos não aninhados foram favoráveis à utilização do modelo representado na equação (8).

O clube 1 é composto por municípios brasileiros que apresentaram coeficiente de Gini, em 1991, menores do que 0,47. O clube 2 reúne os municípios no qual o Gini inicial é maior do que 0,47 e menor ou igual a 0,48. Os clubes 3, 4, 5 e 6 são aqueles em que $0,48 < \text{Gini } 91 \leq 0,50$; $0,50 < \text{Gini } 91 \leq 0,57$; $0,57 < \text{Gini } 91 \leq 0,65$ e $0,65 < \text{Gini } 91$, respectivamente.

As figuras A.1 e A.2, apresentadas no anexo, mostram os 5.507 municípios brasileiros que fizeram parte da amostra, classificados de acordo com os clubes de convergência encontrados. Na figura A.1, as bordas do mapa foram suprimidas para permitir uma melhor visualização dos pequenos municípios próximos às fronteiras estaduais. Na figura A.2, as delimitações geográficas das mesorregiões brasileiras foram incluídas para permitir melhor visualização da distribuição espacial dos clubes de municípios encontrados.

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

Municípios	Brasil	C1	C2	C3	C4	C5	C6
	5.507	949	250	635	2.467	1.086	120
Constante	-12,61* (10,48)	-8,82** (-1,94)	-15,00* (-9,62)	-17,49* (-5,87)	-14,57* (-8,47)	-10,32* (-5,10)	-0,94 (-0,38)
Gini inicial (1991)	-0,64* (-53,93)	-0,52* (-1,59)	0,12 (0,14)	-0,39 (-1,43)	-0,55* (-13,50)	-0,66* (-9,83)	-0,55* (-2,80)
Renda do trabalho	6,48* (11,23)	4,85* (2,29)	8,08* (2,72)	9,05* (6,42)	7,52* (9,06)	5,27* (5,42)	0,61 (0,48)
Renda de transferências	0,02 (0,83)	-0,10 (-1,25)	0,09 (1,29)	-0,08 (-1,14)	-0,04 (-1,07)	0,09* (2,39)	-0,07 (-0,83)
Renda do trabalho ²	-0,83* (12,03)	-0,64* (2,56)	-1,05* (3,00)	-1,15* (6,76)	-0,96* (-9,09)	-0,69* (5,75)	0,11 (0,67)
Renda de transferências ²	-0,03* (5,58)	-0,01 (0,63)	-0,06* (5,58)	-0,01 (0,97)	-0,02* (-1,25)	-0,04* (4,44)	0,01 (0,04)
MAE	-0,03* (-8,46)	-0,08* (-9,87)	-0,02* (-1,99)	-0,04* (3,38)	-0,02* (-3,33)	0,02* (2,50)	0,05** (1,65)
R ² ajustado	0,55	0,48	0,49	0,44	0,34	0,26	0,17
Variância do resíduo	0,006	0,007	0,005	0,006	0,006	0,005	0,008

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * significantes a 5%; ** significantes a 10%. Estatísticas t entre parênteses.

O parâmetro β estimado mostra-se negativo e significativo ao nível de 5% para o Brasil como um todo e para os clubes de convergência 1, 4, 5 e 6. Em outras palavras, há evidências empíricas de que, nestes casos, existe um processo de convergência da desigualdade da distribuição de renda no Brasil e que este processo apresenta grupos com características diferentes.

Portanto, políticas públicas diferenciadas para cada um destes clubes podem ser realizadas para que a desigualdade entre eles diminua ou desapareça no longo prazo. Caso contrário, existe a possibilidade de se observar grupos de municípios nos quais as diferenças de desigualdade de renda diminuam dentro do (intra) grupo, mas permaneçam constantes ou aumentem se comparadas entre os grupos.

Exceto no sexto clube, a participação percentual das rendas provenientes do trabalho na renda total do município mostrou-se estatisticamente significativa e com uma associação não linear com a variável explicada. Especificamente, a relação entre a taxa de desigualdade de renda e a proporção da renda do trabalho alternou-se entre positiva e negativa, de acordo com valores menores ou maiores, respectivamente, da variável explicativa em questão. Isto significa que um aumento na renda média do trabalho pode aumentar a desigualdade da renda em alguns municípios e reduzi-la em outros.

No período em análise, a proporção das rendas de transferências governamentais na renda municipal mostrou-se estatisticamente significativa nos clubes 2, 3, 4 e 5. Apenas no quinto clube ocorreu uma associação desta variável com a variável dependente, de maneira não linear, semelhante à da participação da renda do trabalho explicada no parágrafo anterior. Nos clubes 2, 3 e 4 os coeficientes estatisticamente significantes da renda transferida foram os dos termos ao quadrado, evidenciando uma relação negativa entre a taxa de desigualdade de renda e os valores mais elevados da participação da variável renda de transferências.

Através dos valores estimados dos coeficientes apresentados na tabela 2 e de valores médios para as variáveis que representam as fontes de renda utilizadas neste trabalho, calcularam-se as elasticidades da taxa de desigualdade de renda em relação a estas variáveis (apresentadas na tabela 3).

Os resultados exibidos na tabela 3 mostram que a elasticidade da renda do trabalho é sempre maior, de forma expressiva, do que a da renda de transferência. Resultado semelhante ao encontrado por Lerman e Yitzhaki (1985) para os Estados Unidos. Por exemplo, no caso dos municípios que compõem o clube 2, a elasticidade média da proporção da renda do trabalho na taxa de desigualdade é 0,92, enquanto a elasticidade média da proporção da renda das transferências na taxa de desigualdade é 0,32.

TABELA 3

Elasticidades renda

Municípios	Brasil	C1	C2	C3	C4	C5	C6
	5.507	949	250	635	2467	1086	120
Renda do trabalho	-0,63	-0,66	-0,92	-0,80	-0,75	-0,63	-
Renda de transferências	-0,14	-	-0,32	-	-0,10	-0,12	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (-) Elasticidades não foram calculadas em virtude de as estimativas dos parâmetros da variável em análise não serem significantes do ponto de vista estatístico.

No que se refere à variável 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. A média da MAE e o nível de desigualdade inicial nos clubes 5 e 6 são maiores do que nos demais (ver tabela 4); portanto, pode existir maior desigualdade via maior retorno da educação e maior desigualdade inicial (GALOR; ZEIRA, 1993), ou uma combinação de composição educacional e retornos da educação maiores nestes clubes (MENEZES FILHO; FERNANDES; PICCHETTI, 2006).

Ainda neste sentido, Chiswick (1971) mostra que, nos países menos desenvolvidos, uma expansão educacional pode produzir um aumento na dispersão salarial e, conseqüentemente, um aumento da desigualdade, dependendo do nível inicial e da dispersão educacional e da relação entre anos de estudo e seu retorno.

É claro que esta constatação não desmerece em nenhum momento a educação como um instrumento de redução de desigualdade de renda. Na verdade, deve-se facilitar o acesso à educação de qualidade para os menos favorecidos para reduzir as disparidades geradas pelos seus retornos.

A tabela 4 apresenta estatísticas descritivas para as variáveis utilizadas na equação (8), excetuando-se as variáveis ao quadrado, para cada clube encontrado neste estudo. Nesta tabela, verifica-se também que a renda das transferências foi menor, em termos médios, para os clubes que iniciaram com um nível maior de desigualdade.

TABELA 4

Estatísticas descritivas dos clubes de convergência

Variáveis	Clube 1				Clube 2			
	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Taxa de Gini	0,18	0,12	0,53	-0,19	0,12	0,10	0,41	-0,12
Gini inicial (1991)	0,44	0,02	0,47	0,35	0,47	0,00	0,48	0,47
Renda do trabalho	73,58	7,84	89,82	44,90	74,06	7,33	90,03	52,40
Renda de transferências	13,35	4,20	26,10	2,50	13,76	4,36	28,91	2,15
MAE	3,05	1,42	6,97	0,64	3,38	1,35	7,93	0,93

Variáveis	Clube 3				Clube 4			
	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Taxa de Gini	0,11	0,10	0,43	-0,17	0,05	0,09	0,42	-0,36
Gini inicial	0,49	0,01	0,50	0,48	0,53	0,02	0,57	0,50
Renda do trabalho	73,32	7,53	89,03	43,32	74,24	7,18	90,22	39,50
Renda de transferências	13,78	4,31	29,28	1,73	13,63	4,31	29,43	1,36
MAE	3,29	1,26	6,95	0,60	3,60	1,18	8,91	0,99

(continua)

(continuação)

Variáveis	Clube 5				Clube 6			
	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Taxa de Gini	-0,02	0,09	0,30	-0,32	-0,11	0,10	0,10	-0,35
Gini inicial (1991)	0,60	0,02	0,65	0,57	0,68	0,03	0,79	0,65
Renda do trabalho	74,25	7,28	89,03	38,74	72,03	9,19	91,54	29,93
Renda de transferências	13,18	4,69	27,17	1,39	12,09	5,37	24,41	2,30
MAE	3,89	1,17	9,25	1,10	3,66	1,19	7,32	1,45

Fonte: Elaboração própria.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Através de um modelo de efeito limiar (*threshold*), no qual os grupos (ou clubes) são selecionados de forma endógena, este trabalho testou a hipótese de clubes de convergência na desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini, entre os municípios brasileiros no período de 1991 a 2000.

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 socioeconômicas distintas.

Essas evidências significam que os fatores que promoveram a redução da desigualdade da distribuição de renda brasileira, no período em análise, atuaram de forma assimétrica nos municípios. Caso este cenário não seja alterado, é possível que se observe no longo prazo uma redução nas desigualdades de renda entre os municípios pertencentes a um mesmo clube. Entretanto, a desigualdade de renda entre municípios de diferentes grupos pode persistir ou até mesmo aumentar. Para remediar este possível processo de segmentação ou de polarização da desigualdade de renda entre os municípios brasileiros, políticas públicas diferenciadas de acordo com as necessidades e características socioeconômicas de cada um destes clubes podem ser elaboradas e executadas.

Nestes clubes, as rendas provenientes do trabalho e das transferências governamentais, expressas em termos de participação percentual na renda total do município, apresentaram, a partir de um determinado montante, uma correlação negativa com a taxa de desigualdade de renda na maioria dos clubes encontrados. Vale ressaltar que a elasticidade da renda do trabalho mostrou-se sempre muito superior ao da renda de transferências.

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 MAE. Nos dois clubes que apresentaram maior desigualdade inicial, os coeficientes estimados para esta variável foram positivos. A maior desigualdade de renda inicial pode ser responsável por maior desigualdade no acesso à educação de qualidade, tornando os retornos do investimento em capital humano diferentes entre os indivíduos e, portanto, aumentando o nível de desigualdade de renda nestes clubes. Nos demais clubes, esta variável mostrou-se negativamente correlacionada com a taxa de desigualdade de renda. Desta forma, facilitar o acesso à educação de qualidade para os menos favorecidos pode reduzir a desigualdade de renda em todos os municípios brasileiros e principalmente nos municípios que pertencem aos dois clubes que apresentaram maior desigualdade inicial.

ABSTRACT

This work aims to test for convergence of income inequality in Brazilian municipalities, from 1991 to 2000, under the focus of convergence clubs, and to quantify the contribution of education and the profile of the labor income and government transfers in this process. 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.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D. *Technical change, inequality and the labor market*. NBER, 2000 (Working Paper, n. 7.800).
- ANDREWS, D. W. K.; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, v. 62, n. 6, p. 1.383-1.414, 1994.
- AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality in Brazil. *Annals of Regional Science*, v. 35, n. 1, p. 133-152, 2001.
- _____; et al. *Geography and regional income inequality in Brazil*. Inter American Development Bank, 2000 (Working Paper, n. 395).
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- BARROS, R. P. et al. *A recente queda da desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro da última década*. Ipea, 2007 (Textos para Discussão, n. 1.304).
- _____; MENDONÇA, R. S. P. *Determinantes da desigualdade no Brasil*. Ipea, 1995 (Textos para Discussão, n. 337).
- _____; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Ipea, 2000.

- BENABOU, R. *Inequality and growth*. NBER, 1996 (Working Paper, n. 5.658).
- BECKER, G. S.; MURPHY, K. M.; TAMURA, R. Human capital, fertility, and economic growth. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, p. SI 2-37, 1990.
- CASS, D. Optimum growth in an aggregate model of capital accumulation: a turnpike theorem. *Econometrica*, v. 34, n. 4, p. 833-850, 1966.
- COELHO, R. L. P.; FIGUEIREDO, L. Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*. v. 61, n. 3, p. 331-352, 2007.
- CHISWICK, B. R. Earnings inequality and economic development. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 85, n. 1, p. 21-39, 1971.
- CORREIA, C. L. B; GOMES FILHO, J. F. Reestruturação produtiva sob a ótica da teoria da segmentação do mercado de trabalho. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS DO TRABALHO, 5., 1997. *Anais...* Rio de Janeiro: ABET, 1997.
- DAVIDSON, R., MACKINNON, J. G. *Estimation and inference in econometrics*. Oxford University Press, 1993.
- DURLAUF, N. S. A theory of persistent income inequality. *Journal of Economic Growth*, v. 1, n. 1, p. 75-93, 1996.
- ELLERY JÚNIOR, R. de G.; FERREIRA, P. C. G. Convergência entre renda *per capita* dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, v. 16, n. 1, p. 88-103, 1996.
- FERREIRA, F. H. G. Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: luta de classe ou heterogeneidade educacional? In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Ipea, 2000.
- _____. *et al.* 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*. Ipea, 2007.
- GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. *Economic Journal*, v. 106, n. 437, p. 1.056-1.069, 1996.
- _____.; TSIDDON, D. *Human capital distribution, technological progress, and economic growth*. CEPR, 1994 (Working Paper, n. 971).
- _____.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. *Review of Economic Studies*, v. 60, n. 1, p. 35-52, 1993.
- GOMES, F. A. R. Convergence in income inequality: the case of Brazilian municipalities. *Economics Bulletin*, v. 15, n. 15, p. 1-9, 2007.
- _____.; BARROS, L. C. Desigualdade e desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros? In: ENCONTRO CAEN-UFC/EPGE-FGV DE POLÍTICAS PÚBLICAS E CRESCIMENTO ECONÔMICO, 3., Fortaleza, 2007. *Anais...* Fortaleza, 2007.
- HANSEN, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, v. 64, n. 2, p. 413-430, 1996.
- _____. Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, v. 68, n. 3, p. 575-603, 2000.
- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Sobre a recente queda da desigualdade no Brasil*. 2006 (Notas Técnicas).

- KERSTENETZKY, C. L.; COSTA, A. C. Desigualdade intra-grupos educacionais e crescimento. *Economia e Sociedade*, v. 14, n. 2, p. 337-364, 2005.
- KOOPMANS, T. C. On the concept of optimal economic growth. *The Econometric Approach to Development Planning*, v. 28, p. 225-300, 1965.
- LAURINI, M. P.; ANDRADE, E.; PEREIRA, P. L. V. *Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica*. IBMEC, 2003 (Working Paper, n. 6).
- LERMAN, R.; YITZHAKI, S. Income inequality effects by income source: a new approach and application to the U.S. *Review of Economics and Statistics*, v. 67, n. 1, p. 151-156, 1985.
- 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, n. 4, p. 200-250, 2006.
- PHELPS, E. S. The statistical theory of racism and sexism. *American Economic Review*, v. 62, n. 2, p. 659-666, 1972.
- RAMSEY, F. A mathematical theory of saving. *Economic Journal*, v. 38, n. 152, p. 543-559, 1928.
- RAVALLION, M. Inequality convergence. *Economics Letters*, v. 80, n. 3, p. 351-361, 2003.
- RAY, D. *Economic inequality. Development economic*. Boston: Princeton University Press, 1998, p. 169-196.
- SALVATO, M. A.; SOUZA, P. F. L. Decomposição de fatores educacionais e regionais para a desigualdade de renda brasileira. In: FÓRUM BNB DE DESENVOLVIMENTO – ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 12., 2007, Fortaleza, CE. *Anais...* Fortaleza: ANPEC, 2007.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

(Originais submetidos em outubro de 2008. Última versão recebida em abril de 2010. Aprovada em abril de 2010.)

ANEXO

FIGURA A.1

Municípios brasileiros e clubes de convergência: sem bordas

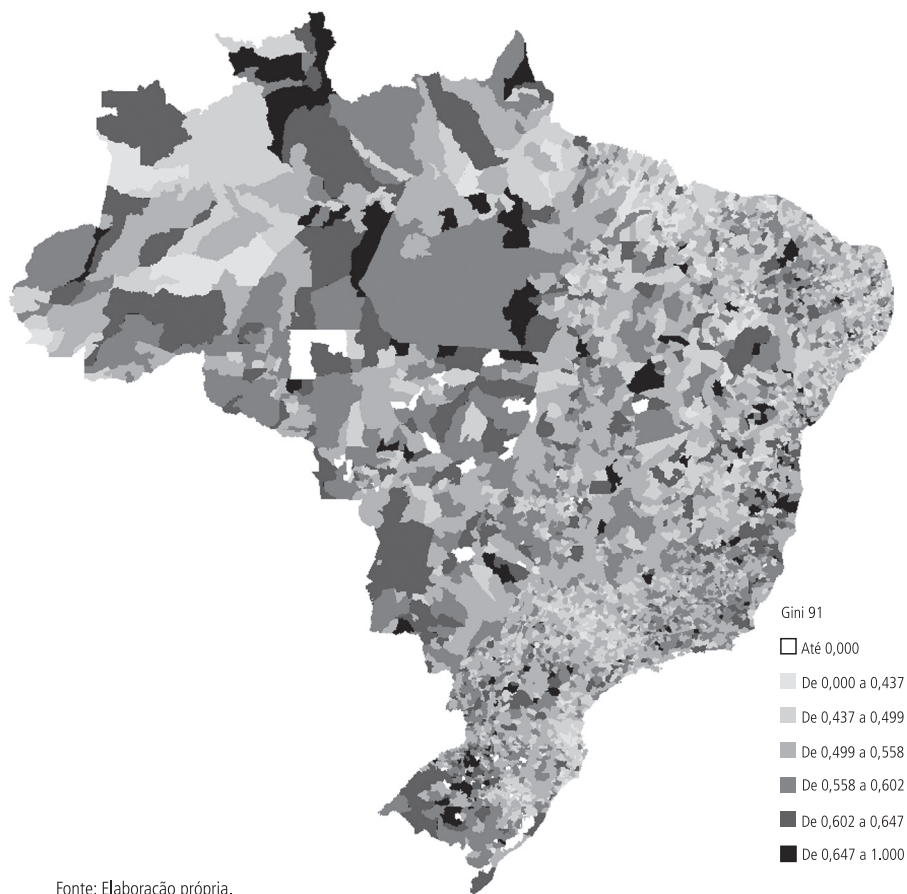


FIGURA A.2

Municípios brasileiros e clubes de convergência: bordas para mesorregiões