

MATRIZ DE PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO POR ESTIMADOR DE NÚCLEO PARA AS RENDAS RELATIVAS DAS MICRORREGIÕES DE MINAS GERAIS¹

Lízia de Figueiredo²³
Raimundo de Sousa Leal Filho⁴
Carla Cristina Aguiar de Souza⁵

SUMÁRIO

Este trabalho utiliza o estimador de núcleo para o cálculo da função de distribuição de probabilidade e da matriz das probabilidades de transição das rendas relativas nas microrregiões de Minas Gerais no período de 1970 a 2000. Conclui-se que, na maioria dos casos, há tendência de redução da dispersão, com concentração de grupos com renda per capita próxima à do Estado. Nem todas as microrregiões, no entanto, compartilham esta trajetória. Um número significativo aparenta estar preso numa armadilha de pobreza.

ABSTRACT

In this paper, we develop upon Quah's suggestion to produce non-parametric estimates of income distribution and transition, while evaluating the dynamics of economic growth. For 66 groups of municipalities in the State of Minas Gerais, Brazil, from 1970 to 2000, we find in most cases decreasing spread for their per capita incomes relative to the State average. Notwithstanding, we also persistence in a group of low income regions, which seems to be caught in a poverty trap.

Palavras-chave: convergência, dinâmica das distribuições de renda, desigualdade, armadilha da pobreza, condições socioeconômicas em Minas Gerais.

¹ Os autores gostariam de agradecer a Márcio Laurini e Gregorio Saravia Atuncar.

² CEDEPLAR/UFMG

³ A autora gostaria de agradecer à equipe do NIAG, em particular a Diego.

⁴ Escola de Governo/FJP

⁵ CEDEPLAR/UFMG

1. Introdução

O perfil da distribuição das rendas per capita, bem como a sua evolução, é um objeto permanente de atenção na literatura econômica. A mensuração dos momentos desta distribuição (média, desvio-padrão) traz informações sobre a disparidade das rendas per capita, cuja minimização assume-se ser um objetivo desejável das políticas públicas. Por sua vez, a evolução destes momentos no tempo nos indica a existência de crescimento econômico, no caso da média, bem como, no caso do desvio-padrão, a permanência ou não das desigualdades entre as regiões.

Desde a década passada, questiona-se se estudos que levam em consideração somente os dois primeiros momentos da distribuição são suficientemente informativos para responder a perguntas sobre os efeitos do crescimento econômico sobre o bem-estar dos indivíduos, notadamente se este traz uma tendência endógena de redução da desigualdade (Quah, 1993, Quah, 1997, Durlauf & Johnson, 1995).

Novas técnicas têm sido propostas para investigar as questões trazidas pela literatura sobre o crescimento econômico. Métodos não paramétricos (estimadores de núcleo, bootstrap, análises de árvores de regressão) têm sido aplicados, bem como outros métodos paramétricos (estimativa de distribuição mista, regressões em quintis), para se analisar as questões acima.

O objetivo principal deste trabalho é utilizar métodos não paramétricos para o cálculo das densidades da renda per capita relativa das microrregiões de Minas Gerais, bem como para estimar a matriz das probabilidades de suas transições no tempo, para o qual serão utilizados métodos de estimação por núcleo.

A base de dados utilizada nesse artigo consiste na população das microrregiões de Minas Gerais, nos períodos 1970, 1980, 1991 e 2000, sobre a qual não foram ainda efetuados os testes sobre os vários conceitos de convergência.

A utilização de métodos não-paramétricos é favorável à identificação do verdadeiro processo de geração das variáveis, por minimizarem a necessidade de hipóteses a priori sobre as mesmas, bastando que se suponha que esta seja suave (Simonoff, 1996). A estimação das densidades por núcleo, por sua vez, permite uma melhor visualização da distribuição da variável de interesse em um dado momento do tempo do que o histograma, dado que não depende da repartição dos dados em intervalos discretos. A estimação da matriz de transição de Markov por núcleo traz vantagens similares, pois pode prescindir do tratamento discreto dos valores, no início e no final do período, os quais delimitam a estrutura da matriz (Quah, 2006, Simonoff, 1996).

Os conceitos de convergência já foram testados para as microrregiões de Minas Gerais (MG) por Silva, Fontes & Alves (2005) e por Silva, Silva & Fontes (2005). No entanto, a compatibilização da base de dados para as microrregiões de Minas (Chein et al, 2005) nos permite o teste sobre um período de tempo mais extenso, no caso de trinta anos, mais adequado à discussão de conceitos ligados ao crescimento econômico.

Importante, ainda, a estimação da cadeia de Markov por Silva, Fontes & Alves (2005) não foi feita através do estimador de núcleo.

As bases de dados utilizadas serão os censos demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000. A utilização dos diferentes censos requer uma compatibilização no recorte regional e na variável renda. A variável de rendimento utilizada é a renda média, pois é a única variável de rendimento presente no censo de 1970. O recorte regional adotado será o de microrregião, segundo o conceito de microrregião geográfica do IBGE. Para isso foi necessária a recomposição da malha municipal de 1970, a partir dos municípios presentes em 2000⁶.

No item 2, apresenta-se a revisão da literatura; no item 3, os conceitos de convergência são discutidos, bem como as metodologias utilizadas no trabalho. São também apresentados, no item 3, os resultados. Segue-se uma conclusão.

2. Revisão da Literatura

A metodologia “clássica” utilizada no debate de convergência tem sido a estimação dos parâmetros de um modelo de regressão simples, para o caso da hipótese de beta convergência absoluta⁷, ou de uma regressão múltipla, para o caso da hipótese de beta convergência condicional. Para o teste da convergência sigma, acompanha-se a trajetória de alguma medida de dispersão.

A hipótese de convergência beta refere-se à existência de uma relação negativa entre a taxa de crescimento da renda per capita, com a distância entre os valores inicial e de longo prazo da renda per capita das regiões. A literatura empírica falseou esta relação na hipótese de todos os países apresentarem um mesmo estado estacionário (Sala-i-Martin, 1996). Sala-i-Martin (1996), por exemplo, não encontra evidência para convergência beta absoluta, numa análise para 110 países, de 1950 a 1990. No entanto, a literatura admite que não foi possível falsear a existência dessa relação quando se controlam variáveis associadas à determinação de diferentes estados estacionários (Sala-i-Martin, 1996).

Por seu turno, o desvio-padrão das rendas per capita mundiais não tem se reduzido, ou seja, não tem havido convergência sigma (Barro & Sala-i-Martin, 1995; Sala-i-Martin, 1996).

⁶ Dos 852 municípios existentes em Minas Gerais, em 2000, apenas 722 existiam em 1970, os demais 130 foram criados a partir de um ou mais municípios então existentes. Essa recomposição municipal foi desenvolvida de acordo com metodologia de Chein *et al* (2005). Os municípios originados de apenas um município existente em 1970 foram nele reagrupados. No caso de terem mais de um município de origem, eles foram agrupados aos municípios de maior poder de polarização. Esse critério de polarização está fundamentado no modelo gravitacional de Isard *et al* (1960). Para medir o poder de polarização, considerou-se a razão entre o tamanho da população, em 2000, do município de origem (*proxy* de mercado) e a distância ao quadrado entre o centróide do município criado pós 1970 e o centróide do município de origem. Após essa reconstrução da malha municipal os municípios foram agrupados nas 66 microrregiões geográficas.

⁷ Iremos nos deter nos conceitos de convergência no item 3 desse artigo.

Quando unidades sub-nacionais dos países são estudadas, o resultado mais freqüente na literatura é o de que não se possa negar a existência de beta convergência absoluta, o que não surpreende, dado que estas unidades compartilham os espaços nacionais, normalmente mais homogêneos nos determinantes da renda do que o espaço compartilhado por diferentes países. Como exemplo, a hipótese de convergência beta absoluta não foi negada para os 48 Estados dos EUA, no período 1880-1990 (Sala-i-Martin, 1996). Houve ainda redução do desvio padrão da distribuição como um todo (Sala-i-Martin, 1996).

Assumindo que os Estados americanos convergem para distintos valores de longo prazo da renda per capita, o coeficiente estimado da regressão de por Sala-i-Martin (1996) estaria sendo viesado pela presença de variáveis omitidas. Uma especificação alternativa que incluísse os determinantes dos estados estacionários como variáveis independentes seria apropriada, sendo o que fazem Johnson & Takeyama (2001), que não rejeitaram a hipótese de convergência beta condicional para os EUA.

Quah (1993) mostra evidências de que a taxa de crescimento de 118 países, de 1962 a 1985, não possui uma tendência suave, ou, alternativamente, que os choques relevantes somente ocorram no início do período, sendo gradualmente absorvidos. Segundo o autor, estas são hipóteses implícitas da análise “clássica”, que parecem ser falseadas pela empiria.

A primeira alternativa na literatura foi proposta em (Quah, 1993), que se utilizou do conceito de cadeia de Markov para estimar as probabilidades associadas a uma distribuição estacionária da renda, condicionadas às transições observadas das mesmas. No entanto, este uso da cadeia de Markov considerou a incidência das rendas per capita em intervalos discretos, o que traz distorções nos cálculos de longo prazo (Quah, 1996, Quah, 2006). Quah (1996) faz, então, uso do estimador de núcleo para identificar a matriz de transição entre as categorias de renda, dado que este o permite tratá-la como variável contínua.

Os trabalhos de Quah (1993, 1996) trouxeram novo fôlego à discussão de convergência, que tem se beneficiado do uso de vários métodos –paramétricos ou não – para discutir os temas tradicionais da literatura de crescimento.

Sala-i-Martin (1996)⁸ é céptico com relação ao uso de metodologias alternativas à que denomina “clássica” (uso de regressões e a análise do desvio-padrão), comentando sobre a manutenção da mesma no debate, mesmo após o início da aplicação dos demais métodos. No entanto, a proliferação da metodologia não tradicional tem claramente contribuído para o debate.

A estimativa das probabilidades de transição feita em Quah (1993), analisando 118 países no período 1962-1985, permitiu a observação pioneira de que os países de renda média estariam “desaparecendo”, dado que foi observada uma elevada persistência das rendas per capita dos grupos de alta e baixa rendas, com mobilidade dos países do grupo inicialmente de renda média para os mesmos. Quah (1993) pretendeu tanto agregar informações novas e integradas sobre o tema da convergência, como testar a hipótese de convergência de clube, concluindo que seus resultados a favoreciam.

⁸ Foi Sala-i-Martin que introduziu esta nomenclatura em sua dissertação de doutoramento, de 1990 (Sala-i-Martin, 1996).

Durlauf & Johnson (1995) utilizam árvore de regressão para testar a existência de convergência clube entre os noventa e oito países da maior amostra de Mankiw, Romer & Weil (1992). A técnica indica sua subdivisão em três grupos, em função do nível inicial de renda e da taxa de alfabetização⁹. O nível inicial da renda per capita agrupou os países em aqueles com “baixo”, “intermediário” e “alto” nível de renda, enquanto a taxa de alfabetização subdividiu o grupo de renda intermediária entre aqueles com “alta” e “baixa” alfabetização.

Quah (1997), analisando as densidades suavizadas por núcleo, para 105 países, em 1960, 1970, 1980 e 1988, observa que, ao longo do período, há crescente bimodalidade na distribuição das rendas per capita (em relação à média dos países). O resultado se mantém para a análise do log da renda per capita, enquanto três picos são observados quando a análise se faz sobre a renda per capita ponderada pela população. Interessante ainda a observação de que a ocorrência de renda per capita muito acima da média é esparsa, enquanto para rendas muito abaixo da média parece haver movimento correlacionado de grupo. Enquanto a renda per capita dos “outliers” do topo da distribuição foi alcançada por outros países ricos, os “outliers” da base da distribuição nunca se recuperaram.

O condicionamento da distribuição de renda pela vizinhança (renda relativa à dos países vizinhos) e pela participação no comércio internacional (volume do comércio dos principais parceiros) levou a uma alteração no formato da distribuição, que passou a apresentar unimodalidade, levando à conclusão que a “polarização” entre os grupos de países ricos e pobres decorre de fatores geográficos e da inserção no comércio internacional.

Bianchi (1997) estimou a densidade das rendas per capita de 119 países¹⁰, para os anos de 1970, 1980 e 1989, através do estimador de núcleo, usando a seguir o teste de bootstrap para averiguar a quantidade de modas nas distribuições das rendas. Conclui pela existência de unimodalidade na distribuição de 1970, enquanto as distribuições de 1980 e de 1989 apresentaram bimodalidade. Através do uso de análise discriminante, agrupa os países, em todos os anos, em dois grupos. Os resultados desta análise são favoráveis à hipótese de convergência de clube, processo que se fortalece ao longo das duas décadas, caracterizado ainda pelo aumento da dispersão das rendas per capita (aumenta a distância entre as médias dos dois grupos) e pela redução da proporção de países com renda intermediária, confirmando portanto os resultados de Quah (1993). Comenta que a despeito da ocorrência de convergência dentro de cada grupo, poucas trocas de grupo foram observadas.

⁹ Os três grupos são: “baixa renda”, os que possuíam renda per capita inicial, em 1960, menor do que oitocentos dólares; “renda intermediária” e “baixa alfabetização”, os que possuíam renda per capita, em 1960, maior ou igual a oitocentos dólares, e menor ou igual a quatro mil, oitocentos e cinquenta dólares e taxa de alfabetização inicial menor do que 46%; “renda intermediária” e “alta alfabetização”, os que possuíam renda per capita, em 1960, maior ou igual a oitocentos dólares, e menor ou igual a quatro mil, oitocentos e cinquenta dólares e taxa de alfabetização inicial maior ou igual a 46%; “alta renda”, os que possuíam renda per capita inicial maior a quatro mil, oitocentos e cinquenta dólares.

¹⁰ O autor discute a distribuição do valor absoluto da renda e do seu valor relativo ao total das rendas dos países, com conclusões semelhantes para as duas variáveis. Trabalha também com o log da renda per capita, chegando a resultados distintos, que são explicados pelo autor.

Paap & van Dijk (1998) concluem que a distribuição da renda per capita¹¹ de 120 países, de 1960 a 1989, é adequadamente representada por uma combinação da distribuição Weibull, que melhor representa o grupo de países pobres, com uma distribuição normal truncada (em zero)¹², que caracteriza o grupo dos ricos. Propõem a utilização desse método paramétrico pela possibilidade que este oferece de melhor caracterização dos grupos. Estimando os parâmetros das duas distribuições, concluem que o valor médio das rendas vem aumentando, embora também a distância entre as mesmas. Dentro do grupo dos pobres, a variância aumentou, enquanto para o grupo dos ricos houve uma redução da variância após o subperíodo 1970-1974, embora este decréscimo ocorra em função da redução do número de países no grupo dos ricos. A taxa de crescimento das duas médias, por sua vez, são estatisticamente idênticas. Usando cadeia de Markov, os autores observam que: a probabilidade de permanecer pobre é maior do que a de permanecer rico; as probabilidades de mudança para os grupos mais pobres são maiores do que para os grupos mais ricos, confirmando ainda o resultado de Quah (1993) sobre a redução da proporção de países na classe média.

Johnson (2000) usa o método do núcleo estocástico para estimar as probabilidades de transição das rendas per capita estaduais dos EUA. A renda per capita dos estados é padronizada com relação à renda total do país, de forma a minimizar as distorções produzidas pelo ciclo econômico, pela tendência de crescimento e pela existência de diferenciais de preços entre as unidades estudadas. Os dados utilizados referem-se aos anos de 1948, 1963, 1978 e 1993, considerando-se, portanto, períodos de transição de quinze anos.

Observando a densidade estimada, Johnson (2000) conclui que os estados mais pobres tendem a crescer a uma taxa superior à dos mais ricos, e que a maior concentração da variável ocorre em torno do seu valor médio, indicando tendência de redução das disparidades das rendas estaduais nos EUA.

Johnson & Takeyama (2003) propõem uma estratégia empírica paramétrica¹³ para investigar o tipo de convergência, beta condicional ou clube, que rege a distribuição de renda dos estados americanos (de 1950 a 1993). A metodologia busca ainda identificar as variáveis que estariam condicionando suas posições de longo prazo, no caso de não rejeição da hipótese de convergência beta condicional, bem como as variáveis que refletem as condições iniciais determinantes da distribuição de longo prazo das rendas, em não sendo falsa a hipótese de convergência clube.

Johnson & Takeyama (2003) concluem que a distribuição de renda per capita dos estados americanos se caracteriza pela formação de três grupos, em função do impacto de suas posições iniciais, ou seja, não rejeitam a convergência clube. As variáveis que se mostraram importantes para distinguir os grupos foram proxies do capital inicial

¹¹ Destacam os resultados para a renda per capita, em oposição à renda per capita relativa ou ao log da renda per capita, por considerarem que aquela é o conceito apropriado para se discutir o problema da desigualdade.

¹² Usam máxima verossimilhança para identificar a apropriada mistura de distribuições.

¹³ Especificada uma equação de regressão, se o intercepto e o coeficiente da renda per capita no início do período forem constantes, enquanto os coeficientes das demais variáveis independentes forem iguais (diferentes de) a zero, tem-se convergência beta absoluta (condicional); se o intercepto e o coeficiente da renda per capita variarem, independentemente do valor dos demais coeficientes, tem-se convergência condicional.

(alternativamente interpretadas como proxies de distintos níveis de comunicação ou da diversidade das forças aglomerativas).

Os resultados são, no entanto, compatíveis com os de Johnson (2000), indicando que na ausência de mudanças nos determinantes de longo prazo identificados por Johnson & Takeyama (2003), seria mantida a tendência de redução das disparidades de renda.

Para o Brasil, Azzoni (1997) e Ferreira (1996, 1999) não encontram evidências desfavoráveis à hipótese de beta convergência condicional para os estados brasileiros. Interessante observar que o coeficiente negativo e significativo para a renda per capita é robusto a mudanças de especificações (Resende, 2005). Ferreira (2000), usando a matriz de Markov discreta, e Gondim et al (2004), usando o estimador de núcleo, encontram evidências de formação de dois clubes de convergência tanto para os Estados (para a maioria dos estados do Norte e Nordeste), quanto para os municípios brasileiros. Por sua vez, Laurini et al (2003) confirmam o resultado de Gondim et al (2004) para os municípios brasileiros. Porto Jr. e Souza (2003) utilizam o estimador discreto para o caso dos municípios nordestinos.

3. Os diversos conceitos de convergência, metodologias de teste e resultados

Os conceitos de convergência a serem testados neste trabalho, em conformidade com a literatura de crescimento, são:

a) convergência beta absoluta, ou seja, a distância entre o valor inicial da renda per capita e seu valor de longo prazo guarda relação negativa com a taxa de crescimento. A hipótese de convergência absoluta assume que as regiões possuem os mesmos determinantes de estado estacionário, sendo distintas somente em função do valor de suas rendas per capita iniciais (Barro & Sala-i-Martin, 1995, e Galor, 1996);

b) convergência beta condicional, que consiste também na hipótese de que haja uma relação negativa entre a taxa de crescimento da renda per capita com seu desvio em relação ao valor de longo prazo, quando as regiões também diferem nos determinantes de seus estados estacionários (Barro & Sala-i-Martin, 1995 & Galor, 1996);

c) convergência sigma, hipótese de que haja uma tendência endógena de redução da dispersão das rendas per capita (Barro & Sala-i-Martin, 1995 & Galor, 1996);

d) convergência de clube, que consiste na hipótese de que a posição inicial da renda per capita é um dos determinantes do seu valor de longo prazo. Quando se comparam várias regiões, assume-se que mesmo regiões com valores idênticos dos demais determinantes da relação de longo prazo irão obter distintos resultados de estado estacionário, caso possuam valores iniciais de renda per capita muito distintos (Barro & Sala-i-Martin, 1995 & Galor, 1996).

3.1 – Convergência Beta Absoluta

A hipótese de convergência beta absoluta assume que as regiões compartilham dos mesmos determinantes de longo prazo. Para o teste de que haja uma relação negativa

entre a taxa de crescimento da renda per capita ($\varphi_{i,T-t_0}$) com a distância entre o valor inicial da renda do seu valor de longo prazo ($\log \hat{y} - \log y_{i_0}$), é consensual (Johnson & Takeyama, 2003) proceder-se da seguinte maneira.

Sejam $H_0 : \beta = 0$
 $H_A : \beta \neq 0$,

estima-se o parâmetro β do modelo da equação (1), sendo ε um erro de média zero e variância constante.

$$(1) \quad \varphi_{i,T-t_0} = \alpha + \beta y_{i_0} + \varepsilon_{i_0}.$$

Os parâmetros do modelo serão estimados por mínimos quadrados ordinários, utilizando-se o pacote econométrico SPSS, sendo os resultados dispostos na Equação (1E). A variável dependente foi ajustada à disponibilidade dos dados, para expressar a diferença entre a taxa de crescimento da renda per capita observada na microrregião em relação à verificada no Estado de Minas Gerais, no período 1970-2000; a variável dependente, correspondentemente, é a renda per capita das microrregiões de Minas Gerais, expressas como uma razão da média do Estado.

$$(1E) \quad \varphi_{i,T-t_0} = 0,002375 - 0,00395 y_{i_0}; \quad R^2 = 0,032.$$

(1.016)
(-1.465)

Na equação (1E) estimada, o coeficiente da renda per capita relativa não pode ser considerado estatisticamente diferente de zero, o que nos permite negar a hipótese de beta convergência absoluta neste caso.

Deve-se alertar que é equivalente o resultado, seja utilizando-se o valor do (log) renda per capita ou da renda relativa à média da região, se o objetivo for testar o coeficiente da renda per capita no início do período (Johnson & Takeyama, 2003).

3.2 – Convergência Beta Condicional

No item anterior, assumimos que as microrregiões de Minas Gerais possuem determinantes de longo prazo idênticos, o que, no entanto, é questionável. Pode-se testar a existência de diferenças nos mesmos, através do modelo econométrico da equação (2). Simultaneamente, estima-se a existência da relação negativa implícita no coeficiente da renda per capita no início do período, de forma adequada à referida situação.

O teste para homogeneidade dos parâmetros é assim estabelecido:

$$H_0 : \chi_j = 0$$

$$H_A : \chi_j \neq 0;$$

Enquanto o teste para convergência beta condicional continua sendo:

$$H_0 : \beta = 0$$

$$H_A : \beta \neq 0.$$

$$(2) \quad \varphi_{i,T-t_0} = \alpha_2 + \beta_2 y_{it_0} + \sum_{j=1}^n \chi_j X_{jii_0} + \varepsilon_{2t_0},^{14} \text{ sendo } \varepsilon_2 \sim N(0, \sigma^2)$$

A equação acima estima a relação entre a taxa de crescimento e a renda no período inicial (em relação ao nível de estado estacionário), controlando-se pelas possíveis diferenças nos níveis de estado estacionário das regiões, decorrentes das suas heterogeneidade nas variáveis X_j . As variáveis X_j são aquelas que supomos serem relevantes para explicar a posição de longo prazo da renda per capita.

Para um simples exercício, consideramos o estoque de capital humano das microrregiões como a única variável independente, além da renda relativa no início do período, o qual foi aproximado pelo número médio de anos de estudo da população com mais de 25 anos no município-sede da microrregião em 1970. Os resultados encontram-se na Equação (2E), na qual rejeita-se a hipótese nula de que as microrregiões de Minas são homogêneas no que diz respeito aos seus determinantes de longo prazo. Essa conclusão decorre do coeficiente significativo da *proxy* para capital humano; deve ser também notado que o coeficiente da renda relativa tornou-se significativamente negativo nesta segunda especificação.

$$(2E) \quad \varphi_{i,T-t_0} = 0,001344 - 0,0107 y_{it_0} + 0,002847 X_{it_0}; \quad R^2 = 0,093; \quad F = 3,232$$

(0.575) (-2.540) (2.052)

Estes resultados, para o período 1970-2000, confirmam os obtidos por Silva, Silva & Fontes (2005), para o período 1980-1996.

3.3 – Convergência Sigma

Testar a convergência sigma significa testar se há uma tendência de redução na desigualdade da renda per capita na amostra estudada, o que é realizado através da inspeção da trajetória de alguma medida de dispersão, como o desvio padrão. Os Gráficos 1 a 4 trazem a informação sobre o desvio padrão da distribuição de renda relativa à média de Minas Gerais nos anos 1970, 1980, 1991 e 2000, através da qual observamos estabilidade do mesmo ($\sigma_{70} = 0,30$; $\sigma_{80} = 0,27$; $\sigma_{91} = 0,28$; e $\sigma_{2000} = 0,28$).

Os resultados acima nos indicam portanto que as microrregiões mais pobres de Minas cresceram mais rapidamente do que as microrregiões mais ricas, embora isso não tenha sido suficiente para reduzir as disparidades de renda. Mesmo na presença de beta

¹⁴ Também foram utilizados mínimos quadrados ordinários e utilizado o SPSS.

convergência condicional, pode haver redução das desigualdades, embora nesse caso haja um limite a este declínio decorrente da desigualdade de rendas no longo prazo.

Sala-i-Martin (1996) alerta para o fato de que o conceito de beta convergência relaciona-se aos movimentos dentro de uma dada distribuição, enquanto o conceito sigma refere-se às alterações na distribuição mantendo-se constantes os movimentos internos à mesma. A convergência sigma discute, portanto, se a dispersão da distribuição de renda vai tender ao valor da variância do erro, mesmo que não haja mudanças internas na distribuição.

3.4 – Outros aspectos da evolução da distribuição da renda nas microrregiões de Minas Gerais

A literatura empírica de crescimento foi enriquecida com a crítica de Quah (1993) sobre a restrita gama de informações que a metodologia “clássica” de teste de convergência trazia ao debate. Somente eram investigados até então a existência da relação negativa descrita acima e medidas de dispersão da distribuição. Segundo Quah (1993, 1997), para melhor entendimento dos movimentos tanto da distribuição quanto internos à mesma era necessário o desenvolvimento de uma nova metodologia empírica.

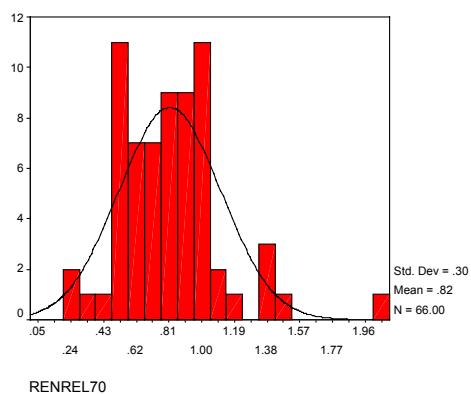
Em Quah (1993) já é defendido o uso da estimação de núcleo para o cálculo das densidades da distribuição das rendas per capita, o que permitiria a melhor visualização do número de modas da distribuição, bem como de sua evolução no tempo, ou seja, alterações no “formato” da distribuição seriam mais facilmente identificadas.

A utilização da estimação de núcleo para as densidades é em geral comparada com o uso do histograma de frequência (Simonoff, 1996). Embora ambas técnicas sejam não-paramétricas (não necessitando, portanto, de impor, por exemplo, que o formato de uma distribuição seja o normal ou de um outro tipo qualquer), o resultado do histograma é muito sensível ao tratamento discreto que os eixos recebem (Simonoff, 1996).

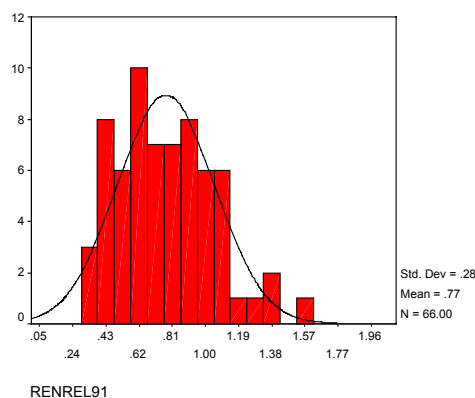
Para se construir um histograma, é necessário definir intervalos discretos, nos quais são distribuídas as observações da variável em questão. Para se obter a probabilidade de ocorrência dos valores intervalares, conta-se o número de observações em cada intervalo, em relação ao número total de observações. A função densidade de probabilidade fica, portanto, condicionada por essa escolha arbitrária. Quando se estima a função densidade de probabilidade por núcleo, a reta real pode ser tratada de forma contínua (para uma exposição mais detalhada da técnica, bem como uma discussão das vantagens e desvantagens dos métodos, ver Quah, 2006, e Simonoff, 1996).

No gráfico 5, mostramos a estimação da função densidade por histograma, de forma que possamos comparar os resultados com os dispostos no gráfico 6, os quais foram gerados por estimador de núcleo, utilizando-se o programa tsrf (o manual do tsrf se encontra em Quah, 2000).

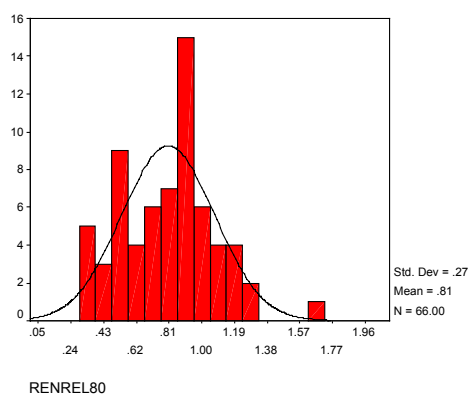
Gráfico 5 – Desigualdade de Renda entre as Microrregiões de Minas Gerais – 1970/2000



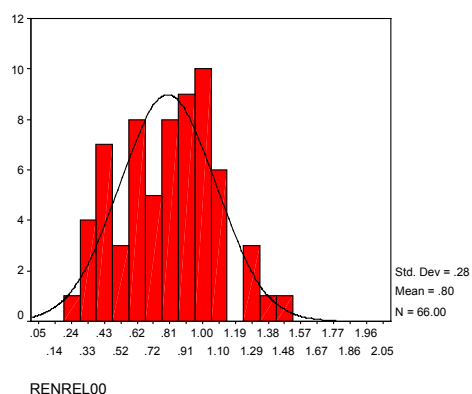
(a) 1970



(c) 1991



(b) 1980



(d) 2000

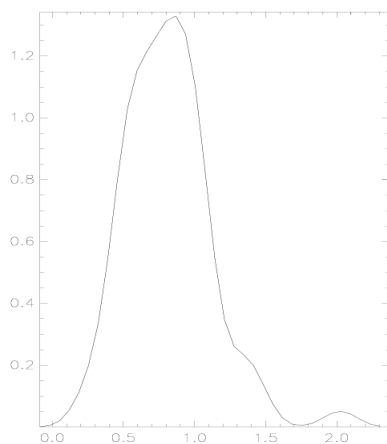
Uma rápida inspeção visual dos histogramas permite constatar que as duas microrregiões inicialmente mais pobres, com renda per capita inferior a 25% da média no Estado, apresentaram pequena melhoria na transição de 1970 a 1980; em simultâneo, algumas microrregiões com renda per capita próxima a um quarto da média do Estado (uma moda no primeiro período analisado) migram predominantemente na direção de uma pequena melhoria – a moda é mantida mas perde intensidade; também é inequívoca a atração de microrregiões na direção de uma segunda moda, próxima a valores de renda relativa em torno de 90% da média do Estado.

Entre os quatro períodos analisados, fica evidente que a microrregião inicialmente mais rica progressivamente teve seu nível de renda alcançado pelo restante da distribuição, e

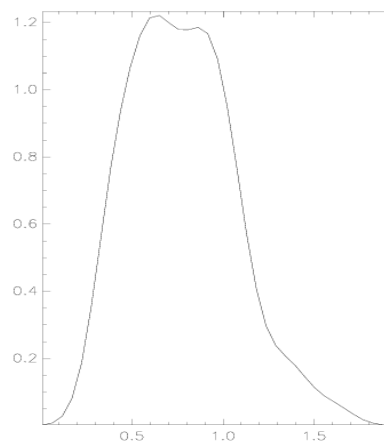
que microrregiões com renda per capita relativa próxima à segunda moda, dominante em 1980, são “expulsas” em ambas direções durante a transição para 1991.

Finalmente, de 1991 a 2000, parece desvanecer a moda em torno da qual reuniam-se as microrregiões com menor renda per capita relativa enquanto um novo núcleo de atração se forma entre os valores de renda per capita relativa de 80% a 110% da média do Estado.

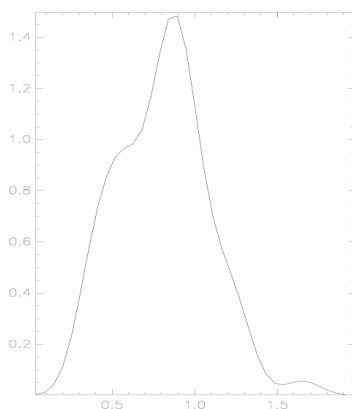
Gráfico 6 – Função Densidade por Estimador de Núcleo para a Renda Per Capita Relativa das Microrregiões de Minas Gerais – 1970/2000



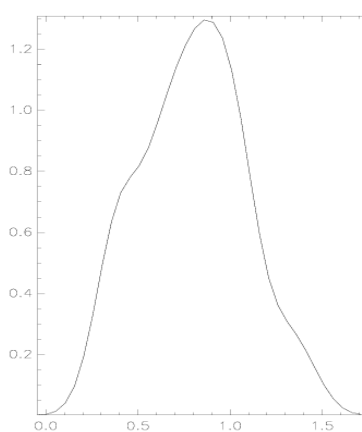
(a) 1970



(c) 1991



(b) 1980



(d) 2000

A principal observação que podemos tirar da análise do gráfico 6, do ponto de vista dos objetivos do nosso trabalho, é a de que o formato da distribuição das rendas relativas, em todos os períodos, é unimodal, centrado no valor médio de 0,8; além disso, é visível

que a microrregião com maior renda relativa em 1970 foi gradualmente alcançada pelo restante da distribuição.

Nota-se o deslocamento consistente de uma massa para a direita ao longo do tempo, de 1970 a 1980, atraída em torno do valor médio de 0,4; de 1980 a 1991, em torno do valor médio de 0,6; e de 1991 a 2000, em torno do valor médio de 0,8. Este movimento pode estar associado a um grupo representativo de microrregiões inicialmente pobres que gradualmente alcança o nível médio de renda per capita do Estado.

2.5 – Convergência de Clube

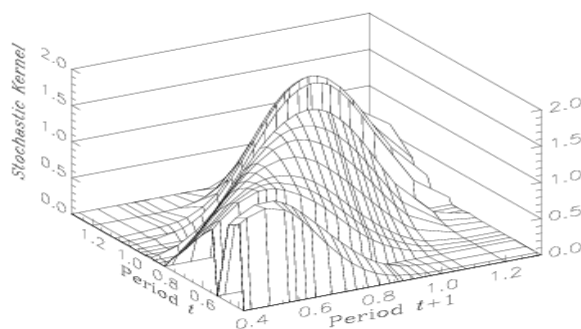
Nesse item, iremos testar a ocorrência de convergência de clube para as rendas relativas das microrregiões mineiras.

Para testar a hipótese de que a renda inicial importa no resultado de longo prazo da renda per capita, Quah (1993) fez uso da estimação das probabilidades de que a renda per capita de uma região transite de um determinado valor (intervalo discreto de valor), no início do período, para seu valor (intervalo) final. Para estimar a matriz de transição, os valores da renda inicial são plotados na reta real, e divide-se o intervalo total em n espaços iguais (este foi o procedimento usado por Quah (1993), mas outras subdivisões são possíveis). Faz-se o mesmo com a renda final. Obtém-se, portanto, um número n de estados iniciais (por exemplo, países de baixa, média e alta renda), equivalentes ao número de estados finais. Calcula-se, no passo seguinte, a frequência das ocorrências, por exemplo, a proporção dos países que possuíam rendas baixas, no início do período, mas que possuíam rendas altas, no final do período. Constrói-se, com esse procedimento, uma matriz $n \times n$ de probabilidades da região se movimentar (ou permanecer) do estado i para o estado j (ou de permanecer em i).

O procedimento acima sofre, no entanto, de defeito análogo ao do histograma, na medida que seus resultados dependem da arbitrária segmentação dos valores iniciais e finais de renda. Uma opção proposta por Quah (1996) é a de novamente utilizar o estimador de núcleo para estimar a matriz de probabilidades (ver Quah, 1997, Quah, 2006, e Simonoff, 1996, para uma explicação detalhada do método).

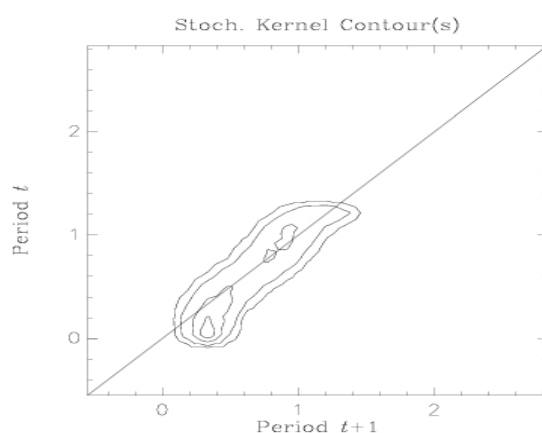
A matriz de transição estimada por núcleo encontra-se no Gráfico 7. Considerou-se, para cálculo das probabilidades, três informações sobre transições decenais, 1970-1980, 1980-1991, e 1991-2000. Deve-se frisar que estamos assumindo que o processo de geração da variável é estacionário, o que permite este tratamento dos dados. O período de transição considerado é de uma década. Todas as estimativas foram geradas no programa tsrf.

Gráfico 7 – Matriz de Probabilidades de Transição para a Renda Per Capita Relativa das Microrregiões de Minas Gerais – 1970/2000



O Gráfico 8 mostra a projeção desta matriz na superfície formada pelos eixos t e $t + 1$, com linhas de contorno correspondentes a determinados valores de renda relativa. Nota-se a ocorrência de três “picos”, na distribuição, correspondentes aos valores aproximados de 40%, 90% e 110% da renda per capita de Minas Gerais (a média das rendas relativas das microrregiões é de 80%).

Gráfico 8 – Projeção da Matriz de Probabilidades de Transição para a Renda Per Capita Relativa das Microrregiões de Minas Gerais – 1970/2000



Observa-se, ainda, no Gráfico 8, que o “pico” de menor renda relativa se situa abaixo da diagonal, o de renda relativa em torno de 90% sobre a diagonal, enquanto o de maior renda está acima da mesma. Esses resultados indicam que as microrregiões que possuíam baixa renda relativa em Minas Gerais, no período t (eixo y), tendem a melhorar de situação em $t+1$ (eixo x), ao contrário do que ocorre com as microrregiões originalmente detentoras de maior renda relativa. Há também uma tendência de permanência das microrregiões do grupo intermediário.

A identificação dos “picos” sugere a existência de disparidades entre as microrregiões de Minas Gerais, enquanto a posição dos “picos” em relação à diagonal indica que, apesar disto, há certa mobilidade das regiões – que poderá ou não (dependendo da abrangência da “base de atração”) se resolver na dissipação destas disparidades no longo prazo.

Para finalizar a análise, necessita-se calcular a “matriz ergódica” de probabilidades de transição¹⁵. Johnson (2000) salienta que muita cautela deve ser dada ao serem encontrados “picos” na distribuição, pois estes podem não apresentar tendência de persistência. Os resultados estão dispostos na Tabela 1.

¹⁵ Essa matriz também deve ser calculada no caso da análise discreta. Novamente a estimação foi feita com o auxílio do tsrf.

Tabela 1 – Matriz Ergódica das Probabilidades de Transição para a Renda Per Capita Relativa das Microrregiões de Minas Gerais – 1970/2000

N = 6	1	2	3	4	5	6
Pr	0.189	0.376	0.393	0.042	0.000	0.000

- (1) $y_i \leq .542$
- (2) $.542 < y_i \leq .842$
- (3) $.842 < y_i \leq 1.142$
- (4) $1.142 < y_i \leq 1.443$
- (5) $1.443 < y_i \leq 1.743$
- (6) $y_i \geq 1.743$

A cobertura incompleta dos movimentos de atração indica que, mantidos os determinantes presentes nas últimas três décadas, um primeiro grupo de microrregiões (18,9% do total) tende a permanecer “preso” a uma “armadilha de pobreza”. Dois grupos intermediários, concentrando três quartos das microrregiões de Minas Gerais, tendem a gravitar em torno do valor da renda per capita do Estado, sem no entanto fundirem-se num só; finalmente, um número muito reduzido de microrregiões (duas ou três) poderá atingir uma renda per capita pouco superior à média do Estado (no máximo, 44,3% acima desta média).

Logo, as microrregiões de Minas Gerais, mantendo-se o processo estimado, tendem a apresentar redução em sua desigualdade de renda, sem no entanto reduzi-la a seu componente puramente estocástico. Há a formação de dois clubes: um, contendo a maioria das microrregiões, centrado na média, e outro de regiões de baixa renda.

Esses resultados são robustos à forma de cálculo da matriz de probabilidades, seja utilizando-se um único período de transição de 30 anos, seja utilizando-se as informações para as três transições.

Não foram robustos, no entanto, à especificação do número de estados da matriz ergódica.

4. Conclusões

A conclusão sobre o estado estacionário da distribuição no longo prazo é distinta da obtida por Silva, Fontes e Alves (2005), quando calculam a matriz de probabilidade de transição através da metodologia discreta – notadamente quanto à permanência de um número expressivo de observações na cauda superior direita da distribuição (grupo com renda per capita relativa superior a 120% da média de Minas Gerais).

A metodologia usada por Quah (1996) é bastante rica no encontro de evidências com as quais podemos investigar o debate sobre a convergência. Permite que:

- a) identifiquemos o “formato” da mesma, notadamente a existência de modas, mas também sua simetria;
- b) identifiquemos “permanências” dos estados, através da concentração da distribuição na diagonal;

- c) identifiquemos “mobilidade” na mesma, através da posição dos dados relativa à linha de 45 graus;¹⁶
- d) conjugando as informações anteriores, a trajetória da dispersão das rendas.

Os principais resultados obtidos nesse trabalho, através do uso do estimador de núcleo, indicam tendência de redução da desigualdade de renda per capita para a maioria das microrregiões de Minas Gerais, num movimento que no entanto não incorpora um grupo significativo que permanece preso a condições de relativo atraso em relação à média do Estado.

¹⁶ Nesse último caso, tanto podem ser vistas as mobilidades em distintos pontos da distribuição, quanto pode ser identificada qual a relação entre a distância da posição inicial em relação à posição de longo prazo e a taxa de crescimento.

Referências Bibliográficas

- AZZONI, C. [1997] Crescimento Econômico e Convergência das Rendas Regionais: o Caso Brasileiro, *Anais do XXII Encontro Nacional de Economia*, vol. 1, 185-205.
- BARRO, R. J. & SALA-I-MARTIN, X. X. [1995] *Economic Growth*. NY: McGraw-Hill.
- BIANCHI, M. [1997] Testing for Convergence: evidence from non-parametric multimodality Tests, *Journal of Applied Econometrics*, 12, 393-409.
- CHEIN, F. F., LEMOS, M. B., ASSUNÇÃO, J. J. [2005] *Desenvolvimento desigual: evidências para o Brasil*, [www. Anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A117.pdf](http://www.Anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A117.pdf).
- DURLAUF, S. N. & JOHNSON, P. A. [1995] Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behavior, *Journal of Applied Econometrics*, 10, 365-84.
- FERREIRA, A.H.B. [1996] Evolução Recente das Rendas per capita Estaduais no Brasil: o que a Nova Evidência Mostra, *Revista Econômica do Nordeste*, v. 27, nº 3, p. 363-374, jul./set. 1996.
- FERREIRA, A.H.B. [1999] Concentração Regional e Dispersão das Rendas per capita Estaduais: um Comentário, *Estudos Econômicos*, v. 29, nº 1, p. 47-63.
- FERREIRA, A.H.B. [2000] Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects, *Applied Economics*, 32, 479-489.
- GALOR, O. [1996]. Convergence? Inference from Theoretical Models, *The Economic Journal*, 106, 1056-1069.
- GONDIM, J. L. B. & BARRETO, F. A. [2004] O Uso do Núcleo Estocástico para Identificação de Clubes de Convergência entre Estados e Municípios Brasileiros, *XXXII Encontro Nacional de Economia*.
- ISARD, W., BRAMHALL, D. *Methods of regional analysis: an introduction to regional science*. Cambridge: MIT, 1960.
- JOHNSON, P. A. (2000). A nonparametric analysis of income convergence across the US states, *Economic Letters*, 69, 219-223.
- JOHNSON, P. A. & TAKEYAMA, L. N. [2001] Initial Conditions and Economic Growth in the US states, *European Economic Review*, 45, 919-927.
- JOHNSON, P. A. & TAKEYAMA, L. N. [2003] Convergence Among the U. S. States: Absolute, Conditional, or Club? *Working Paper 50*, Vassar College Department of Economics Working Paper Series.
- LAURINI, M., ANDRADE, E., PEREIRA, P. [2003] Clubes de Convergência de Renda para os Municípios Brasileiros: Uma Análise Não-Paramétrica. *XXV Encontro Brasileiro de Econometria*.
- MANKIW, N. G., ROMER, D. & WEIL, D. N. [1992] A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-37.
- PAAP, R. & VAN DIJK, H. K. [1998] Distribution and Mobility of Wealth of Nations, *European Economic Review*, 42, 1269-1296.

PORTO Jr., S. & SOUZA, N. [2002] Crescimento Regional e Novos Testes de Convergência para os Municípios da Região Nordeste do Brasil. UFRGS, *Texto para Discussão 2002/11*.