

Dinâmica de Crescimento Regional – Uma Análise Empírica da Região Sul

Sabino da Silva Porto Junior

Professor do Programa de Pós-Graduação da Universidade Federal do Rio Grande do Sul - PPGE - UFRGS;

Eduardo Pontual Ribeiro

Professor do Programa de Pós-Graduação da Universidade Federal do Rio Grande do Sul - PPGE - UFRGS; Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFRGS).

Resumo

Atualiza o debate sobre convergência de renda entre os estados e introduz resultados sobre municípios no Brasil. Comenta novos resultados de crescimento econômico como polarização e armadilha de pobreza. O modelo de Ben-David apoia-se nas hipóteses neoclássicas e chega a equilíbrios múltiplos onde economias com nível de consumo abaixo da linha de pobreza têm crescimento negativo e estão presas em armadilha de pobreza. Já o modelo de Quah usa crescimento endógeno com imperfeita mobilidade de capital que também chega ao resultado de formação de clubes de convergência, refutando a hipótese de convergência absoluta. Ao contrário da literatura tradicional que se baseia em análise *cross – section*, novos testes, aqui empregados, estudam o comportamento dinâmico da renda *per capita* e da distribuição de renda como um todo. A conclusão, ao contrário dos trabalhos anteriores, indica a formação de clubes de convergência entre os municípios da Região Sul do país.

Palavras-Chave:

Crescimento Endógeno, Convergência e Polarização.

1 - INTRODUÇÃO

Um aspecto do crescimento econômico que tem centralizado a atenção na pesquisa econômica recente é a análise da distribuição relativa de rendas entre os diversos países, estados ou regiões dentro do mesmo país. A lógica desses estudos¹ tem sido a de detectar o padrão ou perfil dessa distribuição de renda ao longo do tempo. Neste sentido, BARRO e SALA-I-MARTIN (1991, 1992), BAUMOL (1986) e AZZONI (1994), FERREIRA e ELLERY (1994), para o caso brasileiro, e vários outros realizam testes de correlação entre taxa de crescimento e renda *per capita* inicial dos países ou regiões.

Este trabalho retoma a discussão em torno dessa hipótese de convergência de renda per capita, como apresentada nos modelos de crescimento a partir das críticas e reformulações dos modelos de crescimento exógeno e endógeno. O objetivo é analisar a dinâmica da distribuição de renda per capita entre os estados e entre os municípios da região sul do Brasil, no período de 1970 a 1998, procurando-se entender o comportamento dinâmico da distribuição de renda per capita entre os estados do Sul e entre os municípios que compõem os referidos estados.

Para tratar essas questões, retoma-se, na seção dois, o debate teórico sobre crescimento econômico e são apresentados, resumidamente, os modelos de BEN-DAVID (1995) e de QUAH (1997), os quais apontam para fenômenos novos, como polarização, armadilha de pobreza e formação de clubes de convergência.

Na terceira seção, apresenta-se uma rápida revisão crítica dos testes convencionais de convergência e justifica-se a opção pelo teste de QUAH (1993) como o mais apropriado para ana-

lisar a dinâmica da distribuição relativa de rendas ao nível regional. Na quarta e quinta seções apresenta-se a metodologia dos testes e comentam-se os resultados obtidos para a região Sul.

2 - MODELOS DE CRESCIMENTO COM EQUILÍBRIO MÚLTIPLO

O modelo de crescimento neoclássico com suas hipóteses básicas de progresso tecnológico exógeno, poupança exógena e retornos marginais decrescentes dos fatores de produção tem como implicação básica a tendência ao estado estacionário onde as possibilidades de crescimento econômico dos países mais ricos, supondo um determinado nível tecnológico constante, tenderia a esgotar-se devido à queda na taxa de retorno dos novos investimentos. Assim, países que possuem idênticas preferências e tecnologia, mas que se encontram em estágios diferentes de uso dos fatores de produção, cresceriam a taxas diferenciadas. Os países relativamente mais pobres cresceriam a taxas maiores e acabariam alcançando os mais ricos em termos de renda *per capita* (convergência absoluta) e, desta forma, existiria apenas um ponto de equilíbrio estável e todas as economias teriam o mesmo nível de renda *per capita* a longo prazo.

Essa visão é criticada inicialmente por ROMER (1986) e LUCAS (1988) que contestam a validade da hipótese de convergência absoluta² e reabrem o debate sobre o papel da mudança tecnológica no crescimento econômico. Estes novos modelos buscam, então, explicar ou tornar endógeno o processo de descobertas tecnológicas e a sua inter-relação com o crescimento econômico. As conseqüências desses modelos de crescimento endógeno podem ser resumidas nos seguintes aspectos: não haveria uma tendência ao estado

¹ Um bom survey dos trabalhos empíricos e das principais variáveis explicativas utilizadas em testes de convergência entre países e entre regiões num mesmo país encontra-se em DURLAUF e QUAH (1998).

² Na realidade, os modelos de crescimento endógeno seguem duas vertentes de pesquisa: uma que contesta a hipótese de convergência e outra que abandona o equilíbrio competitivo e busca a consolidação de modelos teóricos de concorrência imperfeita. (ROMER, 1994.)

estacionário e os países ricos poderiam continuar crescendo indefinidamente. Os países pobres, mesmo obtendo taxas de crescimento diferenciadas, permaneceriam relativamente pobres, uma vez que, quanto maiores os níveis de estoques de capital físico e de capital humano em um determinado país, maior seu acesso à tecnologia e às externalidades positivas induzidas por ela.

A seguir são apresentados dois modelos com bases teóricas distintas. O primeiro fundamenta-se na hipótese de crescimento exógeno; o outro, na hipótese de tecnologia endógena. Eles apresentam resultados semelhantes entre si e distintos das concepções anteriormente comentadas.

2.1 - O Modelo Ben-David

O modelo de BEN – DAVID (1995) apóia-se nas hipóteses do modelo de crescimento exógeno e chega a múltiplos estados estacionários (*steady state*) e armadilha de pobreza, ou seja, dependendo do nível de estoque inicial de capital, uma determinada economia ou um grupo delas pode ficar presa a uma armadilha de pobreza indefinidamente e apresentar continuadas taxas de crescimento negativas. A suposição deste modelo é a de que pessoas que se encontram na linha de miséria depredam seu capital para sobreviver³. Ou seja, esses países apresentariam desinvestimento ou crescimento negativo e/ou estagnação com crescente deterioração da infra-estrutura econômica básica e das condições de vida da população que dificultariam ainda mais as possibilidades de retomada do crescimento. (BEN–DAVID, 1995.)

Existem seis hipóteses básicas do modelo: economia fechada; consumidores idênticos; progresso tecnológico exógeno; tecnologia com retornos constantes de escala em capital e trabalho efetivo; função de utilidade côncava e economia que produz um único bem que pode ser consumido ou poupado.

³ Um exemplo disso seriam as queimadas no Nordeste, o desmatamento desordenado na Amazônia, as guerras civis e a desagregação social, no caso da África.

Trata-se, portanto, de um problema de otimização intertemporal⁴: de uma função com preferência condicionada por uma restrição dinâmica de produção de bens e serviços na economia e por um limite de consumo de subsistência abaixo do qual ocorreria desinvestimento na economia. A solução corresponde a duas trajetórias de equilíbrio estável possíveis: uma, onde se obtém (k^*, c^*) o *steady state* do modelo de crescimento neoclássico convencional. A segunda ocorre se a economia começa com um estoque de capital inicial $K(0)$ que só permite um padrão de consumo inferior ao nível de subsistência. Então, a economia estaria numa armadilha de pobreza e sua trajetória seria a de um *steady state* inferior. Contudo, essas economias não precisam ficar eternamente presas a essa armadilha de pobreza, porque a economia pobre pode, por exemplo, tomar recursos emprestados para recuperar a infra-estrutura básica e voltar a crescer.

O modelo de BEN–DAVID (1995) apresenta as seguintes implicações empíricas que devem ser testadas:

- Quando os países começam com um nível de renda muito baixo, acompanhado pelo consumo de subsistência, o resultado será uma poupança negativa e uma trajetória decrescente do nível de renda *per capita*.
- Países com níveis de renda que permitem consumo acima da linha de pobreza devem consumir além da subsistência e convergir para níveis de renda mais elevados.
- Há convergência entre os países mais pobres e entre os países mais ricos; mas há divergência entre o grupo dos países ricos e o grupo dos países pobres.

⁴ Apresenta-se aqui apenas um resumo das idéias originais e da estrutura deste modelo. A solução do problema de controle ótimo proposto e as equações básicas podem ser encontradas em BEN–DAVID (1995).

2.2 - O Modelo de Quah - Mobilidade de Capital e Polarização

O modelo de QUAH (1997) é do tipo de crescimento endógeno que incorpora o capital humano e permite mobilidade imperfeita de capital e que, também, produz múltiplos estados estacionários que analisam novos fenômenos: clubes de convergência; polarização; fragmentação e coalizão; armadilhas de pobreza que são obtidas quando se analisa o comportamento dinâmico da distribuição de renda relativa entre regiões e/ou países.

Neste modelo, as causas básicas do crescimento das economias são a capacidade de acumulação de capital físico e humano que se manifesta no grau de habilidade da mão-de-obra, que são específicas para cada economia, e no grau de integração desses países no mercado de capital internacional, que pode ser medido pela comparação da taxa de juros doméstica com os juros internacionais. Ou seja, os países podem tomar emprestado capital físico a uma determinada taxa de juros para financiar a aquisição de habilidade e para promover o crescimento. Quanto maior o volume de empréstimos, mais elevado o grau de mobilidade de capital entre os países.

Além disso, QUAH (1997) supõe a produção de uma mercadoria única e que as trocas entre economias ocorrem exclusivamente via empréstimos de capital a juros. A tecnologia é tal que a produção se inicia num período e os produtos só são obtidos no período seguinte. O produto pode ser consumido ou usado como capital físico que é transferido para os próximos períodos na forma de herança para a geração seguinte. A produção usa dois processos de tecnologia: sem habilidade e linear em insumos e com habilidade e linear em insumos.

Suposições do modelo (distância entre habilidade e não - habilidade):

$$(I): F^{(s)} > F^{(n)} + \delta^{(n)}s^{-1}$$

$$(II): \delta^{(s)} > sF^{(s)} + \delta^{(n)}$$

Onde: (n) sobrescrito é o indicador de ausência de habilidade da mão-de-obra; (s) sobrescrito é o indicador de habilidade da mão-de-obra; s é o gasto com aquisição de habilidade; F = produtividade marginal do capital físico; δ = nível de produto com K (capital)=0.

Agregando-se às suposições (I) e (II) a suposição de que a produtividade da tecnologia que usa mão-de-obra qualificada é maior ($F^{(s)} > F^{(n)}$), existem duas implicações. A primeira é que, quanto maior o custo de obtenção de qualificação, maior deve ser a distância entre as duas funções de produção, ($\delta^{(s)} - \delta^{(n)}$). Porém, pelo mesmo argumento, menor precisa ser a diferença de produtividade entre as duas tecnologias (que é dada pela inclinação das respectivas funções de produção). Em segundo lugar, supondo-se capital igual ao custo de aquisição de habilidade ($K = s$), o país que usa tecnologia avançada sempre domina, em nível de produção, o país que emprega mão-de-obra não-qualificada. Portanto, no modelo de QUAH (1997), o processo com habilidade sempre domina o processo sem habilidade, ou seja, $F^{(s)} > F^{(n)}\delta^{(n)}s^{-1}$.

Cada economia tem uma população de gerações sobrepostas em dois períodos onde cada pessoa tem exatamente uma descendência. As pessoas nascem sem habilidade (não –especializadas) e recebem uma herança K de capital físico, a qual pode ser usada para produzir bens para o próximo período com a tecnologia disponível ou pode ser empregada na aquisição de habilidade ao custo s, ou, ainda, a geração jovem pode optar por tomar empréstimos novos para complementar o capital necessário à aquisição de especialização.

Assim, no primeiro período, as pessoas apenas decidem se adquirem conhecimento, usando o capital próprio disponível ou tomando emprestado de terceiros para cobrir o custo s, ou se permanecem sem habilidade. No período 2, os velhos recebem uma renda W decorrente da decisão de produção no período 1 e consomem C e deixam K' como herança para a próxima geração. Os jovens recebem K' e decidem sobre os estu-

dos e assim sucessivamente. Dessa forma, o problema do indivíduo no segundo período torna-se:

$$\max_{c, K'} U(c, K')$$

$$\text{sujeito a: } c + K' \leq W, \text{ com } c \geq 0; K' \geq 0$$

A hipótese seguinte do modelo diz respeito ao grau de mobilidade (no caso, imperfeita) de capital de cada economia específica o qual pode ser medido pela disponibilidade de empréstimos de capital físico a uma determinada taxa de juros para um determinado país. A suposição é a de que, se os países ricos estão emprestando muito aos demais países, isto significa que R_k (taxa de juros recebida pelos ricos), no mínimo, igualará o retorno do capital empregado na produção nos países ricos, ou seja, $R_k = F^{(s)}$.

Assim, os juros pagos pelos países pobres excedem, em geral, o $F^{(s)}$.

Por sua vez, o jovem na economia j tomará emprestado de outros países até o limite da diferença entre sua herança K e o custo de adquirir habilidade ($K - s$). Isto por que:

- a) tomar emprestado menos não é lucrativo pois $R_j > F^{(n)}$ e não permite o acesso à escolaridade;
- b) tomar emprestado mais não é lucrativo desde que $R_j > F^{(s)}$, e
- c) por outro lado, se $K > s$, o jovem não tomará emprestado novamente, desde que: $R_j > F^{(s)}$.

Dessa forma, o conjunto de oportunidades disponíveis para o jovem numa economia j qualquer é representado pela sua função de produção⁵ e pela capacidade de tomar empréstimos externos, a qual é sensível à variação nos juros.

⁵ Novamente, optou-se por não se apresentar a figura com as duas funções de produção lineares e a linha de empréstimos que possibilita a economia j obter a nova tecnologia intensiva em capital humano. (QUAH, 1997.)

É possível identificar, para cada país, o estoque de capital $K^{(p)}$ que indica a capacidade de integração dessa economia no mercado internacional de capitais. Assim, dado o nível de juros doméstico e a produtividade dos fatores com a tecnologia disponível e o estoque de capital inicial, têm-se as seguintes possibilidades:

a) Se s e $K < K^{(p)}$, o melhor para aquela economia é abandonar o mercado de capitais e usar a tecnologia que emprega mão-de-obra não-qualificada, uma vez que o pagamento bruto de juros por esta economia pobre excederia os benefícios com a tecnologia moderna rica em capital humano. Isto implica que, dependendo do tamanho dos juros R_j , os países se dividirão em grupos de acordo com o volume de capital inicial $K(0)$ e a sua distância relativa ao $K^{(p)}$. Agora, o problema que cada geração jovem precisa resolver passa a ser:

$$\max_{c, K'} U(c, K')$$

$$\text{s.a. } c + K' \leq W(K, R_j), \text{ com } c \geq 0; K' > 0$$

onde :

$$W(K, R_j) \equiv \begin{cases} F^{(n)}K + \delta^{(n)} - K \rightarrow [0, K^{(p)}] \\ R_j K + \delta^{(s)} - sR_j K \rightarrow [K^{(p)}, s] \\ F^{(s)}K - \delta^{(s)} - sF^{(s)} K \rightarrow [s, \infty] \end{cases}$$

onde $W(K, R_j)$ é a renda líquida determinada pela decisão tomada no primeiro período sobre a aquisição de habilidade e , por conseguinte, sobre o volume de empréstimos.

O efeito dos juros sobre W aparece ao determinar o $K^{(p)}$ específico de cada economia. QUAH (1997) usa uma função utilidade Cobb-Douglas e, otimizando-se o problema dado, obtém dois *steady states* possíveis, ou seja, dois limites $K_{(\infty)}$ inferior e $K^{(s)}$ superior para o processo de crescimento. De acordo com a posição relativa do capital inicial dessas economias em relação ao seu $K^{(p)}$ específico, elas podem convergir para um dos dois limites.

Pode-se acrescentar ainda R^* como uma taxa de juros crítica internacional de tal forma que, se todas as economias apresentam juros menores que R^* , elas convergiriam para um mesmo estado estável no limite superior de renda *per capita*. Deve-se ter presente que R^* depende de tecnologia e de parâmetros de preferência e independe de uma economia particular j . Pode-se, então, estabelecer o comportamento limite do estoque de capital na economia j , a partir de diferentes pontos de partida. QUAH (1997, p. 13-15) resume os postulados básicos do modelo nas seguintes proposições:

Se a mobilidade de capital é suficientemente baixa, isto é, se $R_j > R^*$, então a dinâmica das economias dá origem às seguintes implicações empíricas:

a) Como $K^{(c)}$ e $K^{(p)}$ variam com os juros (R_j), a trajetória da economia depende do estoque de capital corrente e de sua taxa de juros.

b) Economias com o mesmo estoque de capital corrente mas com “distâncias” relativas às economias ricas diferentes ($R_r \neq R_r$) apresentarão comportamentos dinâmicos distintos. Uma pode convergir para o limite inferior e a outra para o superior. Logo, elas vão divergir.

c) Podem ocorrer ultrapassagens – uma economia inicialmente mais rica (maior estoque de K) pode ser ultrapassada pela mais pobre que se encontra suficientemente próxima a um centro rico em capital (pertence a um *cluster* de economias mais ricas).

d) As taxas de juros entre economias pobres e ricas não precisam ser muito diferentes.

e) Economias podem apresentar taxas de convergência semelhantes, porém para pontos limites distintos. Duas economias aparentemente idênticas podem divergir muito entre si e, ao final, convergir para diferentes pontos, dependendo de suas distâncias dos centros ricos.

f) Com perfeita mobilidade de capital (PMK), o limite inferior para R_j é F^s . Se $R_j < R^*$, então K_j converge para $K^{(\infty)}$ superior, independente do valor inicial. Neste caso, se $K < K^{(p)}$, a economia converge para $K^{(\infty)}$ superior. Ou seja, ocorreria uma convergência absoluta e estacionária para um ponto único de tipo neoclássica.

3 - ANÁLISE EMPÍRICA – ASPECTOS METODOLÓGICOS

A primeira observação sobre estudos de convergência é a de que não há consenso sobre o referido conceito. Por um lado, fala-se em (convergência absoluta) através da estimativa da velocidade β de convergência, conforme especificado abaixo. Por outro lado, pode-se falar em convergência condicional, que faz a análise da dispersão da variável chave, por exemplo. Tampouco há consenso sobre os métodos ou testes de convergência. Estas duas proposições se evidenciam pela extensa bibliografia acerca do assunto. (Ver BERNARD e DURLAUF (1996), BARRO & SALAI-MARTIN (1991, 1992, 1995); BARRO (1991, 1993); QUAH (1993, 1996, 1997).)

Seguindo SALAI-MARTIN (1996), trabalha-se com três definições distintas de convergência. A convergência absoluta (β -convergência) considera que as economias atrasadas tendem a crescer a taxas mais elevadas do que as economias ricas e que, portanto, em algum momento os países pobres acabariam alcançando o nível de renda per capita dos países ricos. A deficiência desta noção de convergência é supor que tanto os países ricos como os pobres possuem idênticas tecnologias, preferências, instituições políticas e outras características econômicas. Ou seja, as referidas economias tenderiam para um mesmo nível de estado estacionário, e que, apenas temporariamente, estariam em estágios distintos de seu crescimento potencial.

A noção de convergência condicional considera que cada economia teria seus próprios parâmetros, ou seja, cada uma delas apresentaria um nível próprio de *steady state*. Dessa forma, haveria convergência condicional apenas no sentido

de que as economias tenderiam a crescer mais rapidamente quanto maior fosse sua distância em relação à sua taxa de crescimento de longo prazo (convergência condicional). A consequência desta definição é que as economias pobres não alcançariam necessariamente o nível de produção per capita dos países ricos. Haveria, assim, um padrão divergente entre os países. A noção de σ -convergência analisa a dispersão, no tempo, da renda per capita relativa entre economias. Segundo esta visão, ocorreria convergência se o desvio-padrão da renda dentro de um conjunto de economias tendesse a decrescer ao longo do tempo.

A maneira tradicional de testar convergência é a proposta por BARRO e SALA-I-MARTIM (1991,1992) que aplica um modelo linear simples de mínimos quadrados ordinários da taxa de crescimento do PIB em relação ao logaritmo da renda per capita regional inicial. A seguinte equação básica deve ser, então, ajustada aos dados:

$$\frac{1}{T} \cdot \log\left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,t}}\right) = x_i^* - \left(1 - \frac{e^{-\beta T}}{T}\right) \cdot \log y_{i,t} + \delta X_i$$

Onde: y_{it} = renda *per capita* regional da economia i no período i ; x_i^* = **intercepto** i ; X_i = nível de escolaridade ou outra variável explicativa; T = ao período final da observação amostral; β = à velocidade de convergência. Uma correlação negativa entre crescimento observado da renda *per capita* e o logaritmo da renda *per capita* inicial indica convergência entre as economias.

Um enfoque alternativo para testes de convergência consiste em analisar as características da série de dados no tempo. No caso específico, consiste em analisar as propriedades da série da renda real *per capita*. Contudo, usando a notação de BERNARD e DURLAUF (1996), o referido teste só faz sentido caso se use uma nova definição de convergência. Assim, duas economias diferentes convergem se qualquer previsão de longo prazo para um período preestabelecido do produto *per capita* das duas economias coincidir. Os autores propõem um teste de estaciona-

riedade para uma série temporal onde “apresentação de um componente determinístico ou de raiz unitária em $y_{i,t} - y_{j,t}$ é uma violação desta definição de convergência.” (BERNARD e DURLAUF, 1996, p. 170.) Ou seja, se a diferença entre as rendas per capita não convergirem para zero à medida que o horizonte temporal se amplia, não há convergência entre as referidas séries.

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k}) / \sqrt{k} = 0$$

Isto significa que o teste estatístico de convergência de longo prazo depende do comportamento dinâmico da série de diferença entre as rendas das economias (i,j). Aplica-se um teste Dickey-Fuller sobre a série da diferença de rendas entre pares de economias. Se a série contém uma raiz unitária ($\alpha=1$), as economias divergem; por contraste, se ($\alpha<1$), observa-se *catching up*⁶ entre as economias. Os referidos testes podem ainda ser ampliados para detectar quebras estruturais no comportamento da série de tempo. (Ver OXLEY & GREASLEY (1997) e CARLINO & MILLS (1993.) O teste Dickey-Fuller seria então:

$$y_{i,t} - y_{j,t} = \mu + \alpha(y_{i,t-1} - y_{j,t-1}) + \varepsilon_t$$

Essas análises de convergência, apresentadas anteriormente, são criticadas por QUAH (1992, 1993, 1995, 1996) que aponta a inconsistência da análise da dinâmica da distribuição de renda usando-se dados *cross-section* de uma economia representativa, pois esta distribuição pode variar no tempo. Neste sentido, propõe um novo modelo empírico para estudo de convergência de rendas *per capita* entre economias. A nova abordagem baseia-se na hipótese de que o formato de toda a distribuição de rendas *per capita* relativas pode estar se alterando ao longo do tempo e de que, ao mesmo tempo, a posição relativa de cada economia em relação à média dessa distribuição pode

⁶ O que não significa que haja convergência de longo prazo. Apenas afirma-se que, para um determinado período de tempo T , as economias estão-se aproximando. (CARLINO & MILLS, 1993.)

estar variando de período a período. Esses dois aspectos demandam, segundo QUAH (1992), uma análise econométrica que possibilite o estudo do comportamento dinâmico da distribuição de rendas como um todo, o que tornaria possível detectar mudanças estruturais na distribuição de rendas per capita do conjunto das economias e, também, mudanças na sua posição em relação à renda per capita média da distribuição, ao longo do tempo observado. DURLAUF e JOHNSON (1996) reconhecem que a análise de séries de tempo e os usuais testes de raiz unitária se aproximam desse objetivo, mas não resolvem o problema, pois não permitem a análise do comportamento dinâmico da distribuição inteira.

QUAH (1993) propõe um enfoque alternativo que supera a limitação recém-citada. Considere-se F_t a distribuição de rendas através das economias analisadas no período t . Suponha-se que essa distribuição tem uma lei de movimento dada por um processo auto-regressivo⁷ de primeira ordem, tal que: $F_{t-1} = M \times F_t$. Considere que M é uma matriz quadrada que indica a probabilidade de transição de uma região que se encontra num determinado nível de renda para outro nível de renda no estágio seguinte, ou seja, M é a matriz de transição de uma cadeia de Markov de um processo de Markov de primeira ordem com transição estacionária.

Resolvendo-se recursivamente a função dinâmica da distribuição, obtém-se uma estimativa do comportamento ou perfil da distribuição futura: $F_{t-s} = (M \cdot M \cdot M \dots M) F_t = M^s \times F_t$, o que torna possível estimar o comportamento de longo prazo da distribuição quando o período s tende para o infinito. Neste caso, se a distribuição converge para um ponto único, corrobora-se a hipótese de

⁷ Na realidade, a equação que mostra a evolução da distribuição de rendas é apenas parecida com um VAR (Vetor auto-regressivo) já que ela não apresenta perturbações e os valores amostrais são distribuições inteiras e não escalares. Tampouco há justificativa para o processo ser de ordem 1 ou para que o processo seja estacionário sempre. (Ver QUAH, 1993.)

convergência absoluta, e todas as economias tenderiam para uma mesma renda *per capita* no longo prazo. O contrário ocorre, se a distribuição tende a se “particionar” em torno de várias médias.

Assim, falta resolver como encontrar ou estimar a matriz de transição. QUAH (1993) propõe que as rendas relativas em cinco estratos⁸ ou classes de rendas (ou estados) sejam tomadas. Em seguida, devem-se observar as economias que pertencem a cada estrato em um determinado período e, dessas, quantas permaneceram no mesmo estrato e quantas migraram para estratos distintos de renda *per capita* no próximo período. Então, todas as características de M podem agora ser descritas pela matriz 5x5 obtida de tal forma que cada entrada (j,k) da matriz indica o número de regiões/municípios que iniciam no estado j e migram para o estado k no momento seguinte. Assim, tem-se: $P_{j,k}^{i,i+1} = \Pr \{ X_{t+1} = k / X_t = i \}$. Assuma-se que o percentual indica a probabilidade de transição de um estado para outro e que essa matriz de transição é invariante no tempo ou independente do tempo. Tem-se, então, um processo de Markov com probabilidade de transição estacionária. Assim, pode-se tomar P_{ij} como a probabilidade de uma economia qualquer passar para o estado j no período X_{t+1} dado que se encontrava no estado i no período imediatamente anterior. Generalizando, tem-se: $P_{i,j} = \| P_{ij} \|$ a matriz de transição do processo de Markov (no caso $i,j=1,2,\dots,5$) com linhas estocásticas (somatório das linhas é igual a

$$100\% \text{ ou } \sum_{j=0}^{\infty} P_{ij} = 1 \quad i = 0,1,2,\dots).$$

Em cada estágio sucessivo, as regiões podem migrar para estrato de rendas diferentes com uma determinada probabilidade definida na matriz de transição (MARCUS, 1986) e a conformação da distribuição nos estágios seguintes pode alterar-

⁸ A escolha do número de estratos é arbitrária e depende muito do grau de dispersão da série estudada. Optou-se aqui por cinco estratos pois um número maior apresentaria muitas células vazias.

se. É possível, também, estimar a probabilidade de que ocorra um determinado evento em um determinado período futuro, o qual só depende da distribuição no período inicial e da matriz de transição. É possível, portanto, estimar o número de economias em cada um dos cinco estratos de renda depois de um grande número de períodos e esta seria a distribuição-limite de longo prazo da renda *per capita*. Para tanto, tomam-se as raízes características da equação: $Px = x$, onde x é a distribuição inicial de rendas entre as economias e P é a matriz de transição estimada.

4 - BASE DE DADOS E DOS RESULTADOS INICIAIS

O objetivo deste trabalho é testar a hipótese de convergência com base na análise do comportamento da renda per capita da região Sul no período de 1970 a 1991, para o caso dos municípios⁹, e, no período 1985 a 1998, tratando-se dos dados agregados para os estados. A base de dados é a pesquisa do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), elaborada pelo IPEA-PNUD com a colaboração da Fundação João Pinheiro - MG. A informação utilizada para os municípios foi a renda per capita familiar média, medida em salários mínimos de setembro de 1991. No caso dos estados, tomou-se o PIB per capita regional em reais de 1998¹⁰ da série IPEA/DIPES (1999)¹¹ e da série AZZONI (1997).

⁹ Em virtude da criação de novos municípios, a série deveria ser ajustada para efeitos de comparação dos períodos de 1970 a 1991. Optou-se por reestimar a renda per capita dos municípios que foram desmembrados. Basicamente, estimou-se a renda per capita conjunta dos municípios ponderada pela população total, obtendo-se, dessa forma, a renda per capita do município sem a emancipação.

¹⁰ Deflacionados pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas.

¹¹ Trata-se de uma revisão da série anterior do PIB do próprio IPEA (1996). Basicamente, essa nova série utiliza uma nova metodologia de cálculo para algumas atividades, por estado. Alterou-se, em relação à anterior, o setor de construção civil e o setor serviços. Esta revisão mantém inalterada a posição de cada estado em relação à média do País, mas aumentou a dispersão dos estados de menor renda em relação ao PIB per capita médio do País.

Procurou-se, nesta etapa, apresentar um quadro do comportamento da renda regional partindo do nível mais agregado para o menos agregado e tendo em perspectiva os testes propostos.

4.1 - Análise de Dispersão – Sigma Convergência

Nesta seção, analisa-se o comportamento dos desvios, em relação ao comportamento médio, das rendas *per capita* dos estados e das macrorregiões no Brasil e no Sul. O objetivo, com esse procedimento, é observar a evolução da desigualdade entre os estados e regiões na distribuição da renda *per capita*. Nesse sentido, três indicadores de desigualdade são estimados: o coeficiente de variação, que é medido pela razão entre o desvio-padrão e a média da renda *per capita* em cada ano, e os índices de Theil (I_T) e de Williamsom (I_w). As fórmulas são as seguintes:

$$I_w = \sqrt{\sum \left[\left(\frac{Y_i - \bar{Y}}{\bar{Y}} \right)^2 \cdot \frac{f_i}{n} \right]} \quad (1) \text{ e } (2)$$

$$I_T = \sum P_i \ln \left(\frac{P_i}{y_i} \right)$$

onde: Y_i = produto *per capita* do estado i ; \bar{Y} = produto *per capita* do país; f_i = população do estado i ; n = população do país; p_i = participação do estado i no total da população; y_i = participação do estado i no total do produto.

Os gráficos 1 e 2 apresentam o comportamento no tempo da razão do PIB *per capita* das regiões e o PIB *per capita* do Brasil, no período 1985 – 1998. Neste caso, não é possível inferir um padrão de convergência, mas, sim, um padrão de estratificação ou polarização das regiões em grupos de renda *per capita* distintos.

Apenas as regiões Sul e Centro-Oeste apresentam uma nítida tendência de aproximação para um mesmo nível de renda *per capita*. Contudo, essa tendência não é contínua no tempo. Em 1990,

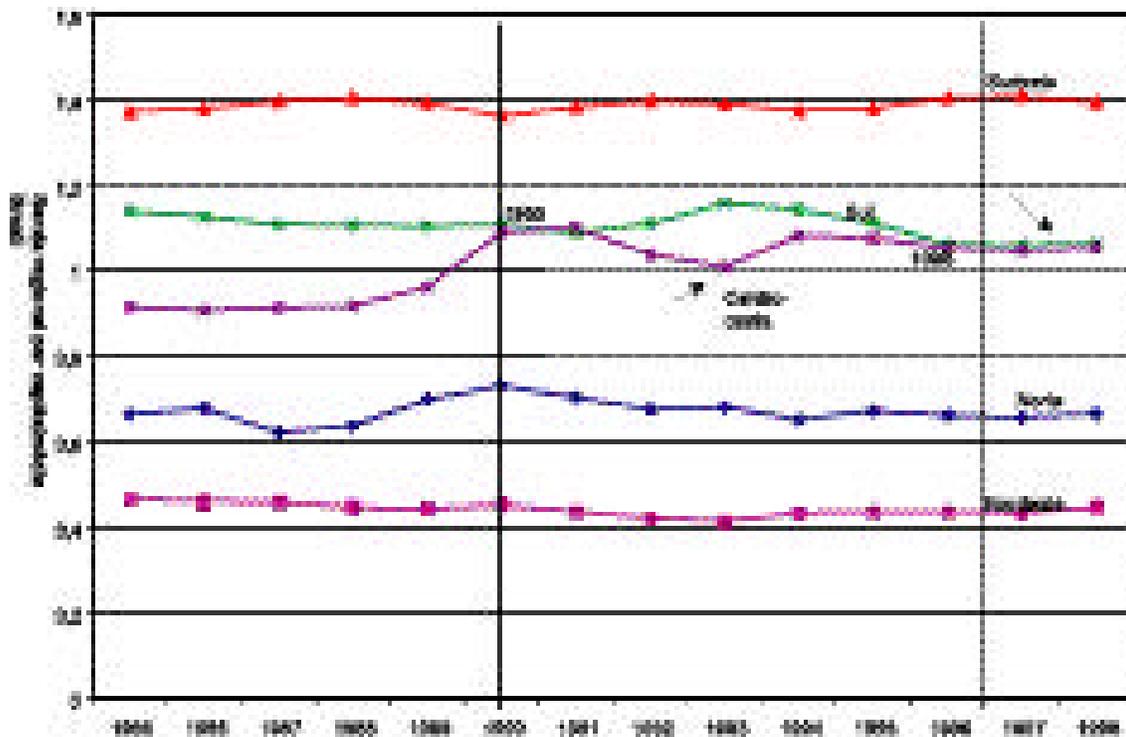
as duas regiões apresentaram o mesmo padrão de renda, o que ocorreu porque o Sul decresceu e o Centro-Oeste cresceu persistentemente em renda *per capita* durante a década de 1980. O Sul recuperou-se entre 1990 e 1996 e, a partir de então, começou nova convergência. (GRÁFICO 1.)

No Brasil, há nitidamente, no mínimo, quatro grupos de regiões com renda *per capita* relativas diferentes. A região Nordeste, presa numa armadilha da pobreza, e a região Norte, com um nível um pouco acima, mas convergindo para a média do Nordeste, conformariam o grupo das regiões pobres. No lado oposto, têm-se as regiões Sul e Sudeste no grupo das regiões ricas, mantendo porém a distância relativa em termos de participação na média de renda *per capita* regional. Mesmo com uma relativa aproximação entre o Sul e o Sudeste, no início da década de 1990, a partir de 1993 voltou a ocorrer um au-

mento do desvio pela perda de dinamismo do Sul. As únicas regiões que apresentam um padrão convergente claro são as regiões Sul e Centro-Oeste, que convergem para um nível um pouco acima da média do País; porém, no final do período, inicia-se uma tendência de o Centro-Oeste se igualar à região Sul ou superá-la. Esse processo de crescimento diferenciado da região Centro-Oeste foi estimulado, provavelmente, pelas políticas de incentivo à ocupação econômica da fronteira agrícola e pelos gastos com infra-estrutura básica do governo federal durante as décadas de 1970 e 1980.

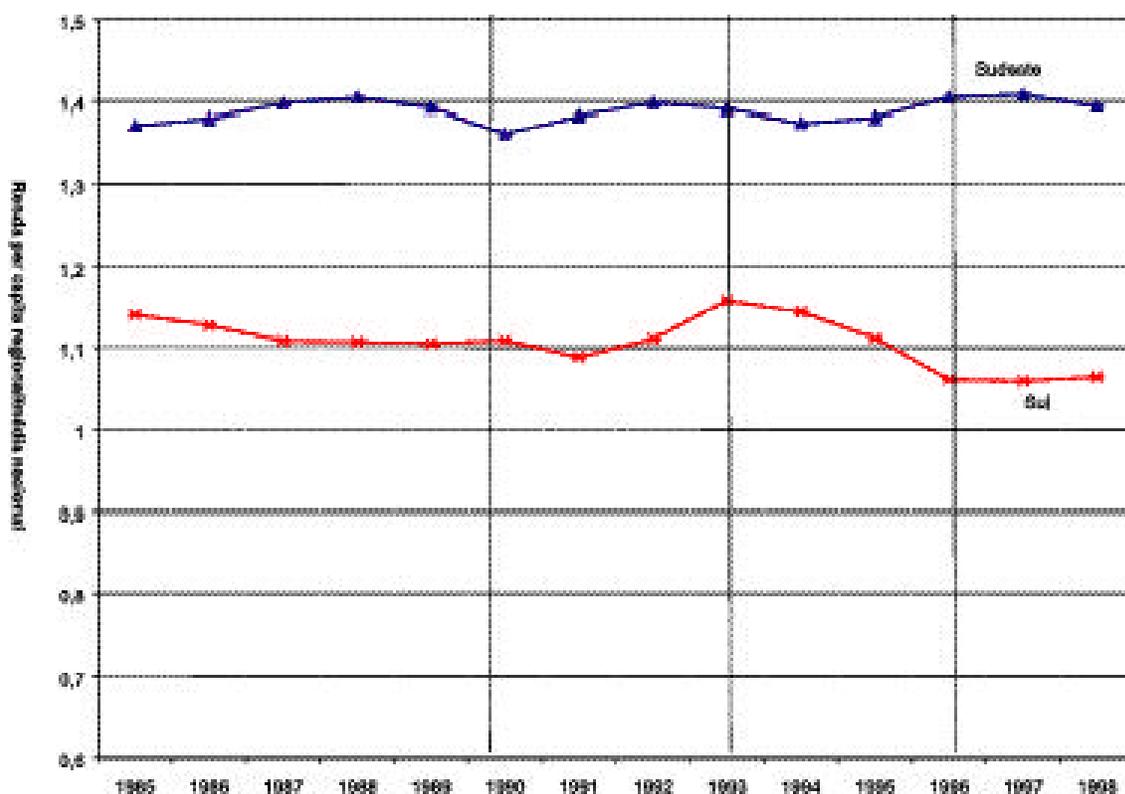
Uma forma alternativa de acompanhar a evolução da distribuição de renda *per capita* entre as regiões e estados do País é medir índices de desigualdade e compará-los entre regiões. Uma visão global da tendência de dispersão do PIB *per capita* dos estados brasileiros aponta um comporta-

GRÁFICO 1
RENDA *PER CAPITA* REGIONAL RELATIVA - 1985 - 1998.



FONTE: Elaboração dos autores

GRÁFICO 2
RENDA PER CAPITA REGIONAL RELATIVA (1985 - 1990)



FONTE: Elaboração dos autores

mento de diminuição da dispersão no início da série, que se estende de 1970 a 1985, período de crescimento econômico acelerado, como se pode perceber nas tabelas que apresentam o coeficiente de variação a partir da década de 1970.¹²

A partir da década de 1980, entretanto, há uma reversão do comportamento com um aumento no coeficiente de dispersão, período recessivo, sendo que a série do IPEA até 1998 (GRÁFICO 2) mostra uma tendência de aumen-

to continuado da dispersão nas duas últimas décadas, o que nega a hipótese de sigma convergência. Há, para os estados da economia brasileira, um padrão convergente durante o crescimento e um padrão divergente durante a recessão. Tanto o coeficiente de variação como o índice de WILLIAMSOM (tabelas 1 e 2) mostram uma tendência de aumento da dispersão da distribuição de renda entre os estados. “Há uma maior dispersão dos valores, com os estados de menor economia apresentando valores do PIB per capita mais afastados da média do país.” (SILVA e MEDINA, 1999, p. 10.)

O índice de Theil, contudo, difere dessa análise não apresentando uma tendência predominante. É nítido um aumento do grau de desigualdade no período de 1990 a 1993, quando alcança o pico, caindo, em seguida, para um valor próxi-

¹² Este resultado já foi apontado por AZZONI (1997) e FERREIRA (1996) e DINIZ (1980). “Não obstante esta extrema desigualdade entre os Estados ainda estivesse prevalecendo em 1985, o grau de desigualdade claramente se reduziu durante o período considerado, com a maioria das rendas per capita tendendo a convergir para a média.” (FERREIRA, 1996, p. 471.)

TABELA 1
DISTRIBUIÇÃO INTERESTADUAL DA
RENDA *PER CAPITA* – ESTIMATIVAS DE
ÍNCIDES DE DESIGUALDADE

Ano	Williamson	Coef. Variação	Theil
1985	0.4789	0.3979	0.1418
1986	0.4738	0.3977	0.1366
1987	0.4896	0.4172	0.1424
1988	0.5011	0.4192	0.1450
1989	0.4873	0.3979	0.1438
1990	0.4792	0.3763	0.1285
1991	0.4920	0.3951	0.1397
1992	0.5015	0.4121	0.1480
1993	0.5070	0.4163	0.1550
1994	0.4876	0.4097	0.1410
1995	0.4938	0.4027	0.1416
1996	0.4991	0.4103	0.1374
1997	0.5019	0.4132	0.1457
1998	0.4899	0.4015	0.1391

FONTE: Elaborada pelo autor a partir dos dados da série IPEA (1999).

mo a 0,14 (TABELA 1) e estabilizando-se, com pequenas variações, em torno deste valor.

A mesma análise aplicada para o PIB *per capita* das macrorregiões no Brasil também mostra padrões distintos em períodos distintos: uma fase de aumento da dispersão (divergência) entre 1961-1970, acompanhada de relativa estabilidade de 1970-1980, sobrevivendo uma acentuada queda do coeficiente durante a década de 1980 (comportamento contrário ao descrito pelos estados). Por fim, ocorre um período de aumento da dispersão regional na década de 1990. Durante o decênio de 1990, a dispersão aumenta até 1993, apresentando, depois, um padrão declinante com menor volatilidade.

O índice de Williamsom para as macrorregiões aumenta no início do período até 1988; depois, apresenta um período de relativa desconcentração da renda *per capita* regional até 1990 (período recessivo). No momento seguinte, há um aumento relevante do grau de desigualdade. (TABELA 2.) Neste caso, o coeficiente de varia-

TABELA 2
DISTRIBUIÇÃO DA RENDA *PER CAPITA* NA
REGIÃO SUL – EVOLUÇÃO DE
INDICADORES DE DESIGUALDADE

Ano	Coef. Variação	Williamsom
1985	0.0835	0.0646
1986	0.0702	0.0571
1987	0.0686	0.0500
1988	0.0511	0.0457
1989	0.0592	0.0454
1990	0.0488	0.0462
1991	0.0577	0.0394
1992	0.0997	0.0553
1993	0.0766	0.0666
1994	0.0727	0.0611
1995	0.0675	0.0483
1996	0.0733	0.0340
1997	0.0796	0.0346
1998	0.0814	0.0365

FONTE: Elaborada pelo autor a partir dos dados da série IPEA (1999).

ção obedece ao mesmo padrão. Observando-se apenas a região Sul, constata-se que, novamente, os dados não confirmam a presença de forte convergência e apontam mudanças importantes na posição relativa dos três estados em termos de renda *per capita* regional. (GRÁFICO 3.)

O coeficiente de dispersão e o índice de Williamsom dos três não apresentam uma tendência única. No período entre 1985 e início da década de 1990, os dois índices mostram uma tendência de queda na dispersão entre os três estados do Sul. O índice de Williamsom aumenta a partir de 1990 até 1992 e, depois, cai acentuadamente até o final da série, alcançando o seu menor valor em 1996 ($I_w = 0,034$). O coeficiente de variação mostra uma tendência de queda depois de 1992, porém com menor oscilação.

Portanto, durante a década de 1980, há uma forte queda na dispersão da renda regional e, na de 1990, nova “quebra” na série, com uma nova tendência de aumento da dispersão, principalmente a partir de 1992. Novamente, esta série completa

não é estacionária e mostra, no mínimo, dois momentos distintos. Contudo, o mesmo exercício usando uma série maior de dados confirma uma acentuada queda na desigualdade entre os estados do Sul no período de 1970 a 1993.

VERGOLINO e MONTEIRO NETO (1996) realizaram estudo semelhante para os estados da região Nordeste, e constataram uma tendência de convergência do produto *per capita* na região até 1994. Contudo, destacam que, no período do “milagre” econômico da década de 1970, os índices de desigualdade mantiveram-se estáveis, o que contraria a análise feita para a região Sul. Já, na fase seguinte, de menor atividade e de caminho para a recessão da década de 1980, os resultados mostram uma tendência de diminuição das desigualdades entre os estados da região Nordeste.

4.2 - Análise de Séries de Tempo

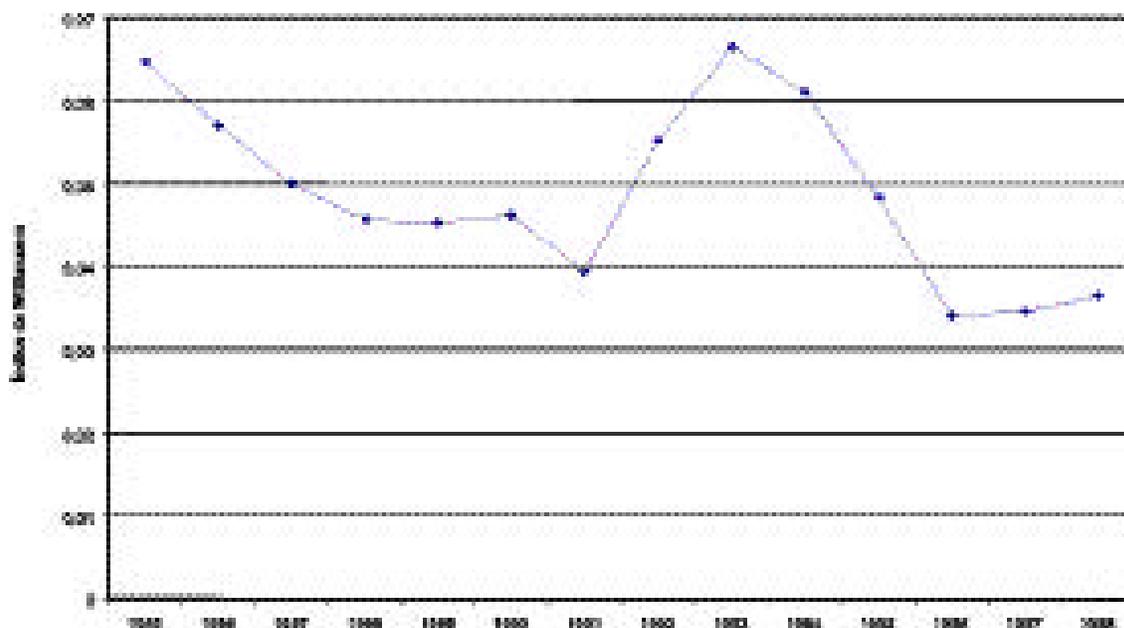
A análise do comportamento da série histórica do PIB precisa ser realizada com cuidado,

TABELA 3
DISTRIBUIÇÃO DA RENDA *PER CAPITA*
MACRORREGIÕES NO BRASIL –
EVOLUÇÃO DOS INDICADORES DE
DESIGUALDADE

Ano	Índice de Williamsom	Coefficiente de variação
1985	0.3916	0.3979
1986	0.3953	0.3977
1987	0.4052	0.4172
1988	0.4118	0.4192
1989	0.4045	0.3979
1990	0.3871	0.3763
1991	0.4030	0.3951
1992	0.4158	0.4121
1993	0.4183	0.4163
1994	0.4045	0.4097
1995	0.4029	0.4027
1996	0.4113	0.4103
1997	0.4135	0.4132
1998	0.4019	0.4015

FONTE: Elaborada pelo autor a partir dos dados da série IPEA (1999).

GRÁFICO 3
ÍNDICE DE WILLIANSOM PARA OS ESTADOS DA REGIÃO SUL - 1985-1998



FONTE: Elaboração dos autores

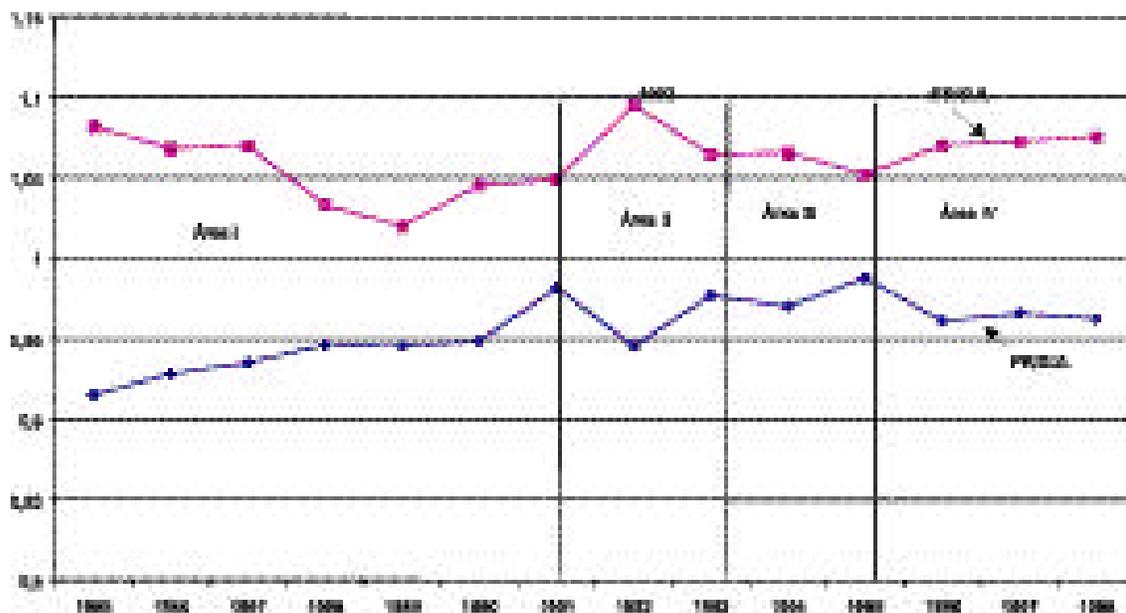
evitando-se conclusões distorcidas e apressadas. Comparando-se, por exemplo, os dados do PIB, a preços básicos dos estados, observa-se que a distância relativa desses é estável. Não há sinal de aproximação entre os estados da região Sul ou entre estes e os estados do Rio de Janeiro e São Paulo. Isso não indica, necessariamente, que a participação relativa dos estados não se tenha alterado no período de 1985 a 1998, ou que a renda *per capita* não tenha mudado a sua distribuição entre os estados.

Observando-se a razão entre o PIB *per capita* dos estados e a média da região Sul (GRÁFICO 3), percebe-se que o padrão é de instabilidade e mudança, e não de convergência. No período entre 1985 a 1991 (área 1 no gráfico), o Estado do Paraná alcança a média regional ao passo que, no mesmo período, o Rio Grande do Sul perde espaço continuamente; Santa Catarina melhora a sua posição relativa em comparação aos dois estados. Entre 1992 e 1993, o Rio Grande do Sul aumenta

substancialmente sua renda *per capita* em relação à média da região Sul, ao passo que o Paraná apresenta uma queda, também significativa. Há um novo período de aproximação entre 1993 e 1995 e, a partir daí, novo afastamento, quando o Rio Grande do Sul recupera espaço.

O mesmo exercício aplicado à série anterior do IPEA (1996) mostra um padrão mais nítido de *catching up* entre o Rio Grande e o Paraná. O GRÁFICO 4, em seqüência, mostra essa tendência, constatando-se que o Paraná tem um comportamento de crescimento da renda *per capita* em relação à região. Por outro lado, o Rio Grande do Sul apresenta uma tendência declinante entre 1985 e 1995. Se esse comportamento persistisse, o Paraná ultrapassaria rapidamente o Rio Grande do Sul em termos de liderança regional. Contudo, a série corrigida do IPEA não apresenta uma aproximação tão forte, o que deve ser consequência do aumento da dispersão entre os estados. A partir de 1996, o padrão volta a ser divergente.

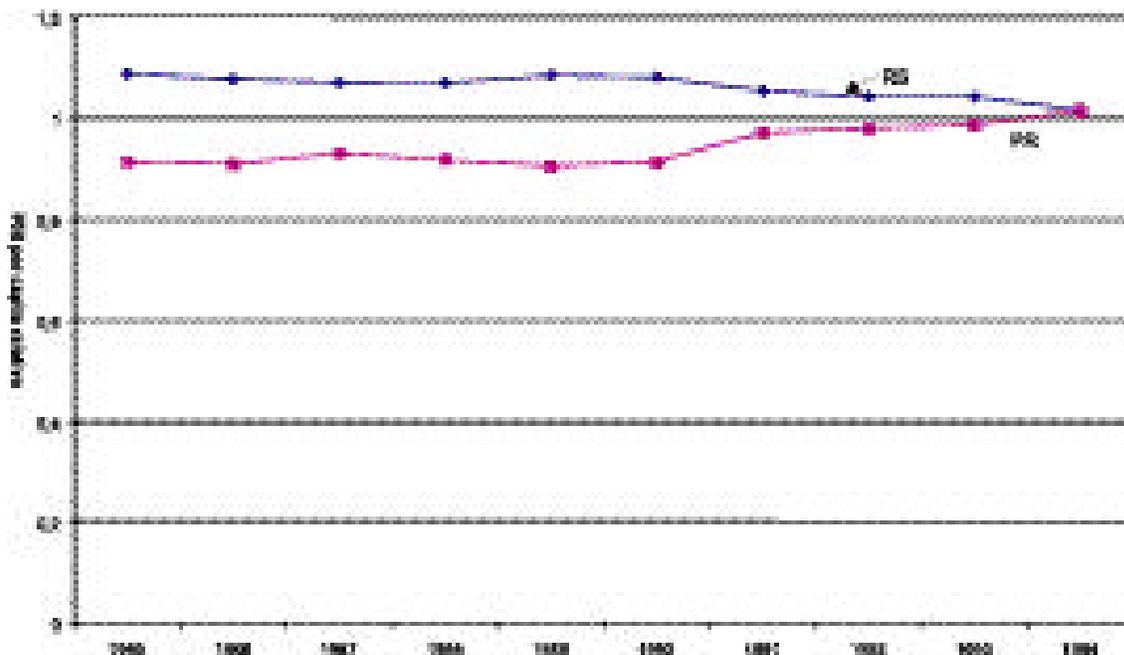
GRÁFICO 4
RAZÃO ENTRE O PIB *PER CAPITA* DOS ESTADOS DA REGIÃO SUL E O PIB *PER CAPITA* DA REGIÃO SUL - SÉRIE IPEA (1999)



FONTE: Elaboração dos autores

GRÁFICO 5

RAZÃO ENTRE O PIB *PER CAPITA* DOS ESTADOS DO SUL E O PIB *PER CAPITA* DA REGIÃO SUL - SÉRIE IPEA (1996)



FONTE: Elaboração dos autores.

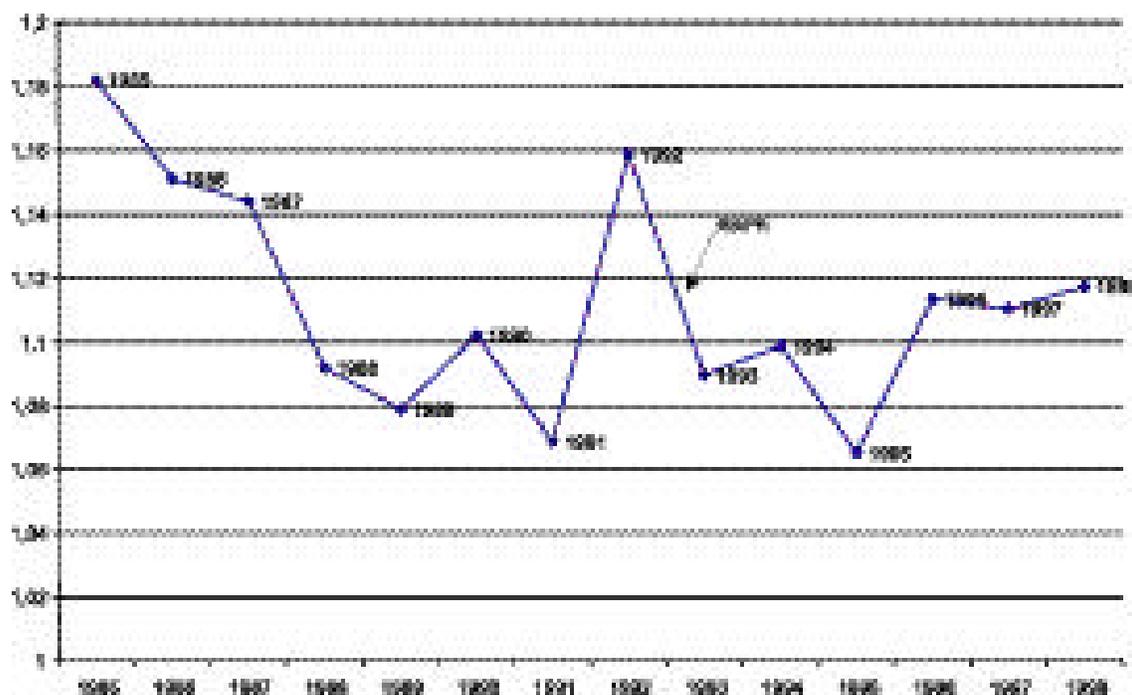
Outra forma de observar esse comportamento é estudando o comportamento do PIB relativo dos estados. Nesse sentido, o GRÁFICO 5 mostra o comportamento da razão do PIB *per capita* do Rio Grande do Sul e do Paraná. Novamente, entre 1985 e 1991, o Paraná ganha espaço, em termos de renda *per capita*, quase se igualando ao Rio Grande do Sul, no final do período. A partir de 1985, portanto, há uma quebra estrutural na série onde o Paraná apresenta uma tendência de crescimento e o Rio Grande do Sul, de perda relativa de renda *per capita*, o que poderia indicar um padrão de *catching up*.

Esse comportamento, entretanto, não pode ser considerado convergência em virtude das tendências de longo prazo exatamente opostas das duas séries. A partir de 1995, o Rio Grande do Sul apresenta um crescimento da renda *per capita* maior que o do Paraná, o que não foi suficiente para recuperar o padrão de 1985 ou de 1992. Também relativamente a Santa Catarina, o Rio Grande do

Sul perde espaço entre 1985 e 1989, ano em que esse Estado possui um nível de renda *per capita* maior que o do Rio Grande do Sul. A partir de então, o Rio Grande recupera-se e alcança um nível de renda *per capita* 20% superior ao de Santa Catarina, em 1992. Os anos seguintes são de estabilidade, com liderança do Rio Grande do Sul.

BOYKE e McCarthy (1997), VERGOLINO e MONTEIRO NETO (1996, p. 450), SILVA e MEDINA (1999) propõem um teste alternativo que analisa o grau de persistência do processo de convergência ao longo de todo o período, o que pode ser observado pelo nível de mobilidade dos estados em relação à distribuição da renda. Basicamente, esse teste consiste em observar o *rank* dos estados em relação ao PIB *per capita*, ano a ano, procurando detectar o seu padrão de dispersão quanto às posições relativas dos vários estados ao longo do período. Testa-se a seguinte hipótese: “ Quanto mais mudanças de posição ocorrerem – no sentido de que as microrregiões que

GRÁFICO 6
EVOLUÇÃO DO PIB *PER CAPITA* RELATIVO RS/PR - SÉRIE IPEA



FONTE: Elaboração dos autores.

apresentam baixa posição num determinado período deslocam-se para uma posição mais acima no período seguinte – mais há indicativos de que a convergência possa continuar a ocorrer.”

Os dados aqui revelam, ao contrário, um quadro de relativa imobilidade nos *ranks* entre os diversos estados, o que nega ou enfraquece a hipótese de convergência. Em termos de PIB *per capita*, os estados que estavam na última posição no início da década de 1970 (Piauí, Maranhão, Paraíba, Ceará e Rio Grande do Norte) permanecem exatamente na mesma posição 28 anos depois.

Considerando-se ainda que esses estados são os mais pobres no início do período, em termos de nível de produção e de renda *per capita*, observa-se que o diferencial de crescimento entre os estados ricos e os pobres não foi capaz de alterar a participação relativa dos últimos na composição do PIB total no Brasil, tanto em

termos relativos como absolutos. Outra observação importante desses dados, que merecem uma análise mais cuidadosa, é o comportamento dos estados das regiões Centro-Oeste e Norte. Principalmente nas décadas de 1970 e 1980, melhoram a sua participação relativa no *ranking*. Mato Grosso, por exemplo, salta de um décimo lugar em 1970 para um terceiro em 1985, o que, certamente, deve refletir a influência da orientação regional dos investimentos públicos no período.

Outra intuição que essa análise permite é a possibilidade de testar a hipótese de estreita correlação entre ciclos expansivos na economia doméstica e a vigência de um padrão convergente de rendas entre os estados. Considerando-se que a economia brasileira apresentou um ciclo expansivo durante a década de 1970 e uma forte contração na de 1980, dever-se-ia esperar, portanto, um padrão convergente na primeira fase e um padrão divergente na segunda.

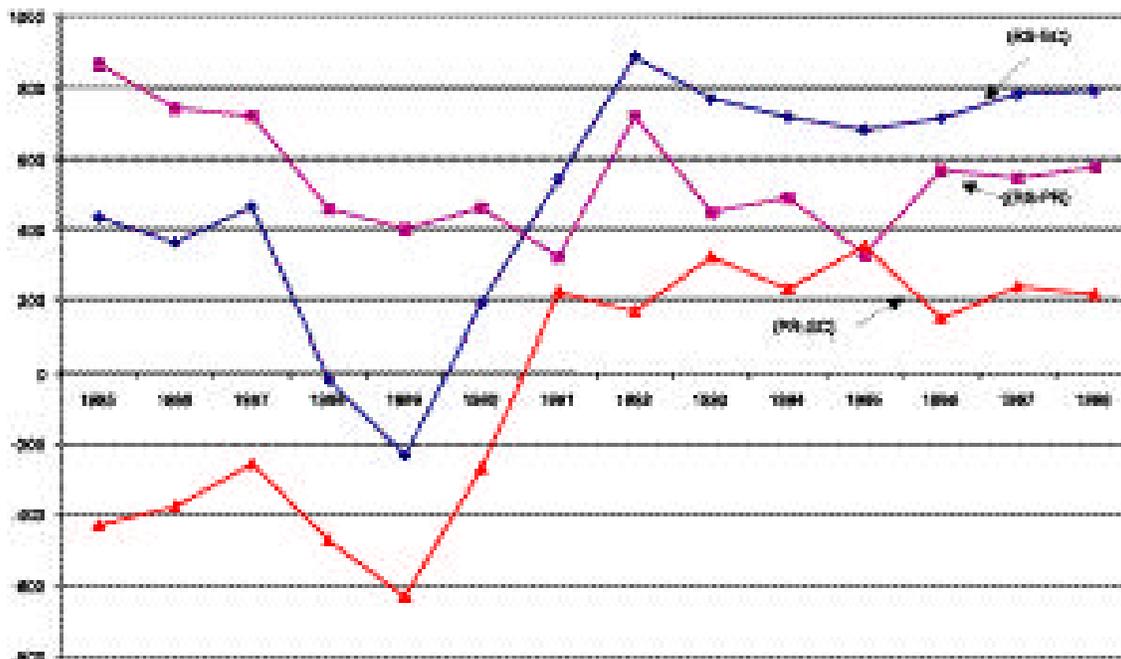
Novamente, porém, os resultados são contraditórios. Observando-se o *rank*, não é possível obter esse tipo de conclusão, excetuando-se casos isolados de estados das regiões Norte e Centro-Oeste, o posicionamento relativo dos estados permanece inalterado, ou seja, os pobres continuam os mais pobres e os “ricos” são os mesmos, ainda que, entre os mais ricos, a mudança de posição seja comum: São Paulo perde espaço, em termos de PIB *per capita*, para o Distrito Federal. Se a análise recair sobre os estados do Sul e Sudeste, a variação é mais acentuada. O Paraná melhora várias posições e Santa Catarina e o Rio Grande do Sul melhoram apenas uma posição e assumem o lugar de Minas Gerais.

O teste de raiz unitária para série completa não foi possível realizar, pois a série possui lacunas de informações para vários anos a partir de 1970, além de a série cheia (1985–1998) apre-

sentar poucos dados, insuficientes para se levarem a efeito análises de séries de tempo.

A evolução do PIB, a preços básicos, sugere, contudo, que a diferença entre as séries não tende a diminuir ao longo do tempo, o que indicaria um padrão divergente entre as três economias da região Sul. Além disso, o GRÁFICO 6 sobre as diferenças do PIB *per capita* para os estados do Sul também não permite inferir que haja uma tendência nítida de comportamento decrescente dessa diferença entre eles. Além disso, as séries das diferenças não são estacionárias em nível, como exige o teste proposto por LEFEBVRE (1996) para que ocorra convergência. Novamente, porém, deve-se realçar que esse é um resultado bastante limitado já que só analisa o comportamento de duas economias de cada vez. Nesse sentido, só uma série longa com dados representativos ou uma série de uma variável *proxy* para um período significativo possibilitarão resultados mais confiáveis.

GRÁFICO 7
EVOLUÇÃO DAS DIFERENÇAS ENTRE OS PIB^S PER CAPITA DOS ESTADOS DA REGIÃO SUL SÉRIE IPEA



FONTE: Elaboração dos autores.

4.3 - Regressão de Barro – Convergência Absoluta e Condicional

O teste clássico de convergência proposto por BARRO e SALA-i-MARTIN é, provavelmente, o mais utilizado na literatura de crescimento, consistindo em analisar a correlação entre taxas de crescimento da renda *per capita* e a renda inicial das regiões. Além de todas as críticas apresentadas no capítulo 3, soma-se a de que esse teste conduz a interpretações ambíguas a ponto de ROMER (1994, p. 10) afirmar que “...muitas inferências estatísticas distintas são consistentes com a mesma regressão.” Além disso, a literatura empírica no Brasil tem sido prodigiosa em tais testes, como é fácil observar, por exemplo, nos trabalhos, já comentados, de ELLERY (1993), AZZONI (1994 e 1997), FERREIRA (1995, 1996 e 1999), ZINI e SACHS (1996), LLEDÓ e FERREIRA (1997). Em seqüência, foram comentados os resultados obtidos para as principais regressões estimadas.

A TABELA 4 descreve os resultados de vários ajustes de equações exploratórias explicativas do crescimento da renda *per capita* para o caso brasileiro. Os resultados das regressões estimadas são, via-de-regra, estatisticamente significativos, o que indicaria convergência entre os 27 estados brasileiros, porém a uma taxa ou velocidade de convergência muito baixa¹³. Obtém-se velocidade de, aproximadamente, 1% para as equações do logaritmo da renda inicial, o que enfraquece esse tipo de teste porque a convergência ocorreria a taxas muito lentas. Algumas regressões múltiplas apresentam taxas de convergência maiores mas também não indicam um processo convergente entre todas as economias e, sim, apenas con-

¹³ Esse resultado é semelhante ao obtido por FERREIRA (1999) e por CANÇADO (1999), os quais enfatizam que, entre os estados da mesma região, a velocidade de convergência tende a ser maior, o que não é confirmado pelos dados dos municípios da região Sul. Contudo, olhando-se a TABELA 4, observam-se velocidades maiores apenas para regressões que incluem mais de uma variável explicativa no lado direito.

vergência condicional, visto que cada economia converge rapidamente para o seu próprio nível de renda de equilíbrio estável.

Comentam-se, a seguir, os principais resultados obtidos e as limitações dos testes de regressão, os quais revelam a sua limitação e a necessidade de outras análises complementares que envolvam o estudo do comportamento da série completa.

A regressão ajustada para os estados brasileiros com dados de corte transversal de 1985 e 1998 da série IPEA não nega, no nível de significância de 5%, a hipótese nula, de modo que não se pode inferir que haja uma correlação negativa entre a renda inicial e a taxa de crescimento. Em outras palavras, não é possível inferir que ocorreu convergência absoluta. Ampliando-se, porém, o nível de significância para 10%, o coeficiente estimado torna-se significativo com um sinal negativo ($\beta = -0,63$), ou seja, estados com renda inicial muito baixa crescem a taxas maiores, o que é necessário para garantir a hipótese de convergência.

Contudo, além de o ajuste da equação ser ruim, o P-valor = 0,16 do teste de hipótese é maior que o nível de significância, o que indica que a hipótese nula não deve ser rejeitada. Além disso, como ($R^2=0,07$) é muito baixo, outros fatores não incluídos podem ajudar a explicar o crescimento.

Há também sinais de heterocedasticidade na amostra, com um aumento na dispersão dos resíduos à medida que a renda *per capita* cresce. Esse resultado aponta para a formação de polarização ou de clubes de convergência distintos de ricos e pobres, com padrão de dispersão de rendas também distinto. Esses dois problemas acompanham praticamente todas as equações estimadas. Para os testes de correlação entre crescimento e renda inicial, a evidência de erros correlacionados é mais forte.

O teste de Barro para as séries dos estados e municípios confirma a hipótese de convergência tanto entre os estados brasileiros quanto entre as

regiões e os municípios da região Sul. A TABELA 4 resume os resultados encontrados. Deve-se observar, contudo, a presença de *outliers* e a mudança no padrão de dispersão entre os grupos de ricos e pobres (heterocedasticidade), além do baixo grau de explicação das equações estimadas.

Em todos os casos, entretanto, os coeficientes estimados são negativos e estatisticamente significativos ao nível de significância de 5% ou 10%. Os estados com menor renda *per capita* no início do

período cresceram a taxas maiores. Mesmo aqui, importantes exceções são detectadas: o Paraná, por exemplo, tinha uma renda *per capita* elevada em 1970 e cresceu a taxas altas, o mesmo ocorrendo com o Distrito Federal. Observando mais detidamente, vê-se que, no caso dos estados, dos municípios do Brasil e municípios da região Sul, para a série IPEA/PNUD (TABELA 4), os coeficientes da renda *per capita* inicial são negativos e estatisticamente significativos em todas as regressões, com mais de uma variável explicativa. Esse resultado

TABELA 4
REGRESSÕES DE CRESCIMENTO EM RENDA *PER CAPITA* 1970-1991 - SOBRE A RENDA INICIAL E OUTRAS VARIÁVEIS. SÉRIE IPEA/PNUD

Constante	In 1970	ESC70	GESC	GROWPOP	MI70	R2-ajustado	Obs.
TODOS ESTADOS							
3.33	-0.78					0.11	27
(9,28)*	(-2,07)						
0.35	-2.28	0.89				0.19	27
(0,19)	(-2,50)	(1,74)					
3.59	-0.95		-0.1			0.08	27
(3,34)	(-1,27)		(-0,26)				
-0.19	-2.53	1.01		0.04		0.17	27
(-0,09)	(2,41)	(1,85)		(0,44)			
0.35	-3.05	1.01		0.06	-0.01	0.24	27
(0,18)	(-2,93)	(1,95)		(0,69)	(-1,80)		
MUNICÍPIOS DO BRASIL							
2.79	-0.63					0.04	3950
(43,63)	(-13,19)						
2.88	-0.68		-0.03			0.04	3950
(36,74)	(-12,73)		(-2,06)				
-0.68	-2.04	1.26				0.2	3950
(-5,01)	(-30,8)	(28,26)					
MUNICÍPIOS DO SUL							
-0.02	-0.31					0.14	717
(-2,01)	(-10,84)						
2.08	-1.61	0.25				0.16	717
(10,35)	(-11,51)	(4,30)					

* Estatística t entre parênteses

Notação:

ESC = Nível de escolaridade no início do período;

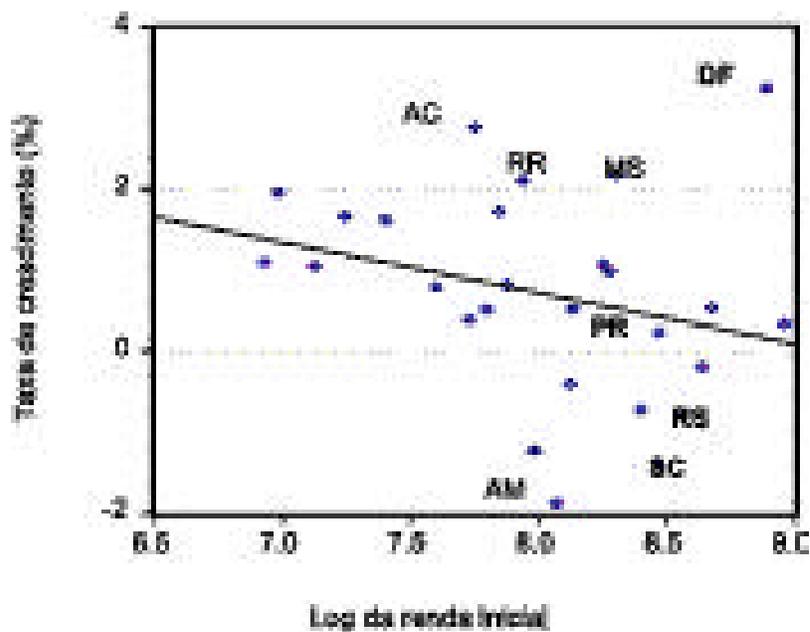
GESC= Taxa de crescimento da escolaridade;

GROWPOP= Taxa de crescimento da população;

MI70= Mortalidade infantil em 1970.

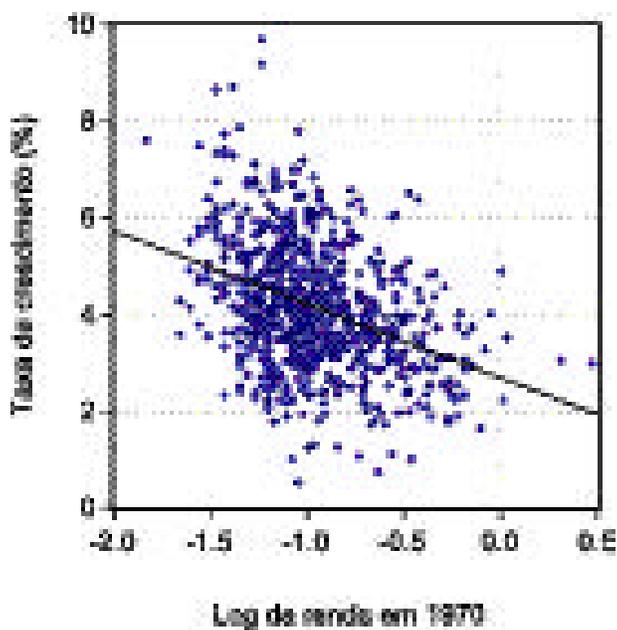
FONTE: Elaborada pelo autor, a partir dos dados da série IPEA/PNUD.

GRÁFICO 8
 TAXA DE CRESCIMENTO MÉDIA E LOG DA RENDA INICIAL (1985-1998) -
 SÉRIE IPEA



FONTE: Elaboração dos autores.

GRÁFICO 9
 TAXA DE CRESCIMENTO DA RENDA *PER CAPITA* DOS MUNICÍPIOS DA REGIÃO
 SUL E LOG DA RENDA INICIAL (1970-91) - SÉRIE IPEA/PNUD



FONTE: Elaboração dos autores.

corroborar a hipótese de convergência condicional, pela qual cada economia convergiria para um nível de renda *per capita* compatível com o estado inicial de seus indicadores sociais e, portanto, com os níveis iniciais de sua renda *per capita*.

Quanto maior for o nível de escolaridade no início do período, maior será a taxa de crescimento da economia, o que confirma a hipótese de que capital humano é um fator relevante para o crescimento. No entanto, a variável taxa de crescimento da escolaridade não é significativa para o crescimento. População e mortalidade infantil não apresentaram em 1970 coeficientes significativos em nenhuma equação estimada.

Observa-se, portanto, que os testes de Barro só são significativos com uma margem de erro muito elevada e que os coeficientes estimados para correlação da renda inicial com o crescimento são muito baixos, o que gera processos convergentes muito lentos. Além disso, as regressões estimadas apresentam *outliers* e problemas de heterocedasticidade, o que enfraquece o poder explicativo desses testes. O acréscimo de novas variáveis explicativas melhora o ajuste de regressão e corrobora a hipótese de convergência condicional.

A análise de (β - convergência) é insuficiente para entender a desigualdade de renda futura. Colocado de modo mais comum na literatura (β - convergência) é condição necessária, mas não suficiente para σ -convergência. Todavia, um modelo de regressão de (β - convergência) pode indicar a presença de σ -convergência ou não. Para isso empregou-se a técnica de regressão quantílica¹⁴.

¹⁴ Este método foi desenvolvido por KOENKER e BASSETT (1978) e tem sido empregado recentemente em análises da relação educação-salário. Veja, por exemplo, BUCHINSKY (1995, 1998) e também RIBEIRO (1999) para modelos com variáveis instrumentais. Grosso modo, a idéia da regressão quantílica é encontrar um vetor de parâmetros de um modelo de regressão tal que $P(y < x\beta | x) = t$, $0 < t < 1$. Um caso especial muito popular é a regressão mediana, ou seja, $P(y < x\beta | x) = 0,5$. Note que, com mínimos quadrados ordinários (MQO), o coeficiente estimado é tal que $E(y/x) = x\beta$

A presença de um coeficiente angular negativo na regressão entre crescimento em função da renda inicial de um município é evidência de (β - convergência), ou seja, unidades menos ricas crescem a uma taxa mais alta que as mais ricas. Se não houver uma troca de posições entre municípios mais ricos e menos ricos no longo prazo, aí vai ter-se σ -convergência. Todavia, duas hipóteses implícitas neste resultado são de que a taxa de convergência é (i) simétrica na população e (ii) sua distribuição é constante para os diferentes níveis de renda inicial. Em termos econométricos, a distribuição condicional da regressão (a distribuição do termo aleatório) é (i) simétrica e (ii) homocedástica.

Quanto ao primeiro caso, por exemplo, se descobrirmos municípios com uma renda inicial semelhante, mas que apresentaram taxas de crescimento assimétricas (a maioria dos municípios com pequenas taxas de crescimento e poucos municípios com altas taxas de crescimento), a desigualdade irá crescer *mesmo que não haja leaping*¹⁵. Se as taxas de crescimento fossem simétricas, a desigualdade não seria aumentada.

Quanto ao segundo caso, se for constatado que os municípios mais pobres apresentam uma dispersão na taxa de crescimento *maior* que os municípios mais ricos, ou seja, distribuições condicionais das taxas de crescimento com variâncias diferentes, neste caso tem-se um aumento da dispersão das rendas *per capita* entre os municípios ao longo do tempo, pois um grupo dos municípios pobres irá caminhar com taxas de crescimento talvez semelhantes aos dos municípios ricos.

Na figura abaixo tem-se a investigação desses fatos. A princípio, a questão da assimetria não parece ser importante, pois a diferença entre a reta de regressão mediana ($\tau=0,5$) e os mínimos quadrados é muito pequena. Por outro lado,

¹⁵ Ver, por exemplo, FERREIRA e ELLERY (1996), para a relação entre os tipos de convergência.

percebe-se que existe um claro aumento da dispersão dos dados, à medida que passamos dos municípios mais ricos para os mais pobres. Ou seja, o grupo dos municípios ricos é mais homogêneo que o dos municípios pobres.

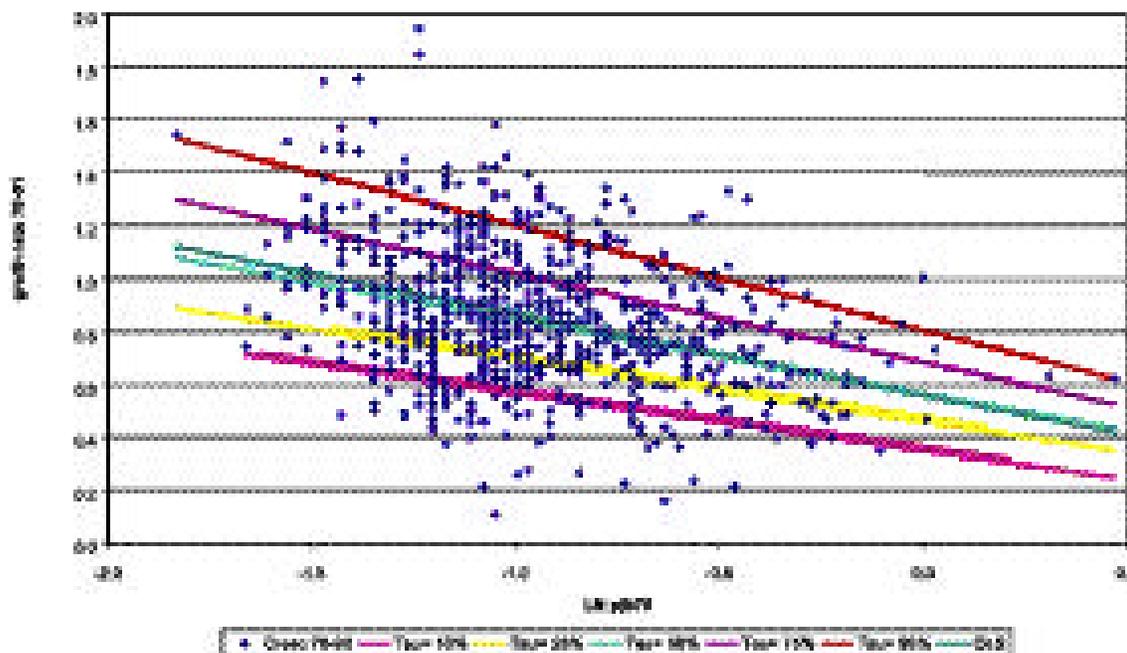
Os coeficientes beta das regressões estimadas variam muito na amostra. Para municípios que crescem relativamente mais (percentil de 95%) é de $\beta = -0,45$, enquanto para um município que cresce relativamente pouco, o mesmo beta é de $-0,15$ (percentil de 5%). Note-se que esses números se referem a municípios com a *mesma renda inicial*, ou seja, é a análise condicional. Se a dispersão fosse a mesma entre os municípios, os betas não seriam tão diferentes, à medida que se escalassem na distribuição condicional.

Um leitor mais atento pode perceber que existe heterocedasticidade no modelo de regressão. Esse fato foi confirmado por um teste de White para heterocedasticidade, basea-

do nos resíduos da regressão de MQO. Vale a pena notar que o referido teste não é informativo do formato da heterocedasticidade. Mas, através de regressão quantílica, podemos identificar e visualizar claramente o padrão da heterocedasticidade.

Em particular, percebe-se que aproximadamente 25% dos municípios pobres, ou seja, com um baixo logaritmo natural do PIB no período inicial ($\ln \text{pib70} = -1,5$), possuem uma taxa de crescimento equivalente a 75% dos municípios mediantemente ricos ($\ln \text{pib70} = -0,4$). Por outro lado, mais da metade dos municípios pobres possui uma taxa de crescimento superior a qualquer município rico. Este padrão de crescimento de longo prazo (mesmo sem *leapfrogging*) pode indicar uma criação de clubes, pois existe um grupo de municípios pequenos que será “deixado para trás”. Maiores evidências desse padrão de convergência serão vistas na seção seguinte.

GRÁFICO 10
REGRESSÃO QUANTÍLICA E CONVERGÊNCIA DOS MUNICÍPIOS DO SUL DO BRASIL



FONTE: Elaboração dos autores.

4.4 - Novos Resultados Sobre a Convergência- Teste de Quah

QUAH (1993) critica os testes convencionais de convergência por entender que eles analisam o comportamento médio de economias isoladas sem considerar o comportamento e a dinâmica das economias, vizinhas ou não, com as quais um determinado país mantém relações, e de todas as economias, as quais podem estar modificando-se ao longo do tempo. Além disso, a participação relativa dessas economias pode estar mudando continuamente em relação à distribuição da renda *per capita* e a outros fatores sócio-econômicos no início do período.

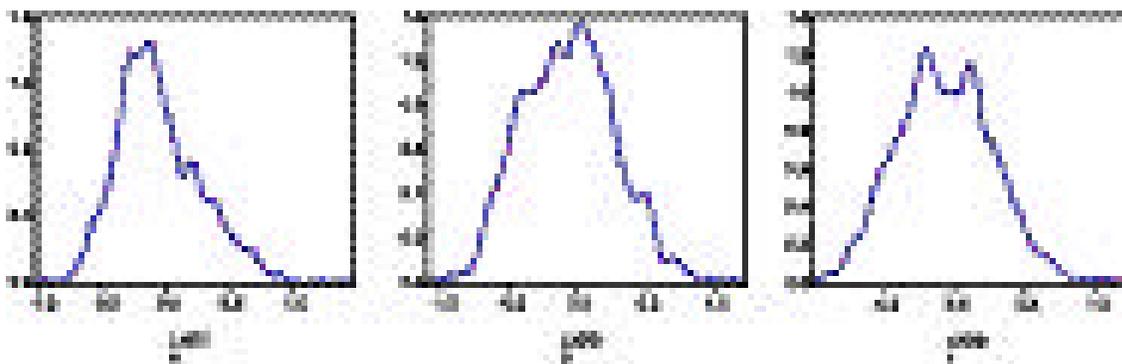
Nesse sentido, QUAH propõe uma nova abordagem que analisa o comportamento dinâmico da distribuição inteira da renda *per capita*. O objetivo é analisar o comportamento “externo”¹⁶ dessa distribuição ao longo do tempo, as eventuais mudanças intradistribuição e a distribuição de rendas de longo prazo¹⁷.

Como primeiro passo para analisar o comportamento dinâmico da distribuição de rendas relativas, estimou-se uma seqüência de funções densidades¹⁸ não-paramétricas. O estimador usado foi o de núcleo (Kernel estimator) com base nos dados relativos ao logaritmo da renda *per capita* referente à média observada dos estados, municípios brasileiros e municípios da região Sul.

Essas estimativas mostram, em cada período, o “formato externo” da função densidade. A característica comum a todas as densidades estimadas é a de multimodalidade, o que nega a hipótese de convergência absoluta para um único ponto de renda *per capita* média e, ao mesmo tempo, favorece a hipótese de formação de clubes de convergência ou de polarização entre um grupo de ricos e outro de pobres.

A seqüência obtida para os municípios da região Sul revela algumas informações sobre a evolução da distribuição: o desvio-padrão au-

GRÁFICO II
FUNÇÃO DENSIDADE DE KERNEL (EPANECHNIKOVV, $h=0,0800$) RENDA *PER CAPITA* RELATIVA DOS MUNICÍPIOS DA REGIÃO SUL (1970/91) - SÉRIE IPEA/PNUD



FONTE: Elaboração dos autores.

¹⁶ Trata-se de analisar a cada período o formato externo de uma função densidade estimada das rendas per capita dos estados, municípios e regiões dentro de um mesmo país ou entre países.

¹⁷ Dada uma matriz de probabilidade de transição de um nível de renda para outro, estima-se a provável distribuição-limite de longo prazo.

¹⁸ As densidades foram obtidas usando-se métodos de alisamento não-paramétrico a partir de uma função GAUSSIANA KERNEL e EPANECHNIKOV, com o bandwidth (“largura” ou parâmetro de alisamento) selecionado otimamente, segundo Silverman. Uma introdução à estimação não-paramétrica de densidades e uma aplicação para distribuição dos retornos de ações brasileiras encontram-se em HARDLE & LINTON (1994.) e Delgado (1995), respectivamente.

menta no período tanto de 1970 para 1980 como de 1970 para 1991. Em 1970, a série concentra-se abaixo da média e são detectados três grupos nela. Em 1980, o número de grupos (quebras na série) aumenta e a assimetria mantém-se. No último quadro, a série de 1991 mostra a formação de dois grupos que concentram a maioria dos municípios: um, logo abaixo da média da distribuição e outro, logo acima, o que corrobora a hipótese de clubes de convergência com polarização.

As distribuições de probabilidade estimadas para os municípios brasileiros também apresentam variabilidade no período e quebras que apontam para uma conformação de uma estrutura bimodal no final do período. O intervalo entre os valores máximos e mínimos tende a estreitar-se, porém o desvio-padrão aumenta de 0,55 em 1970 para 0,60 em 1991.

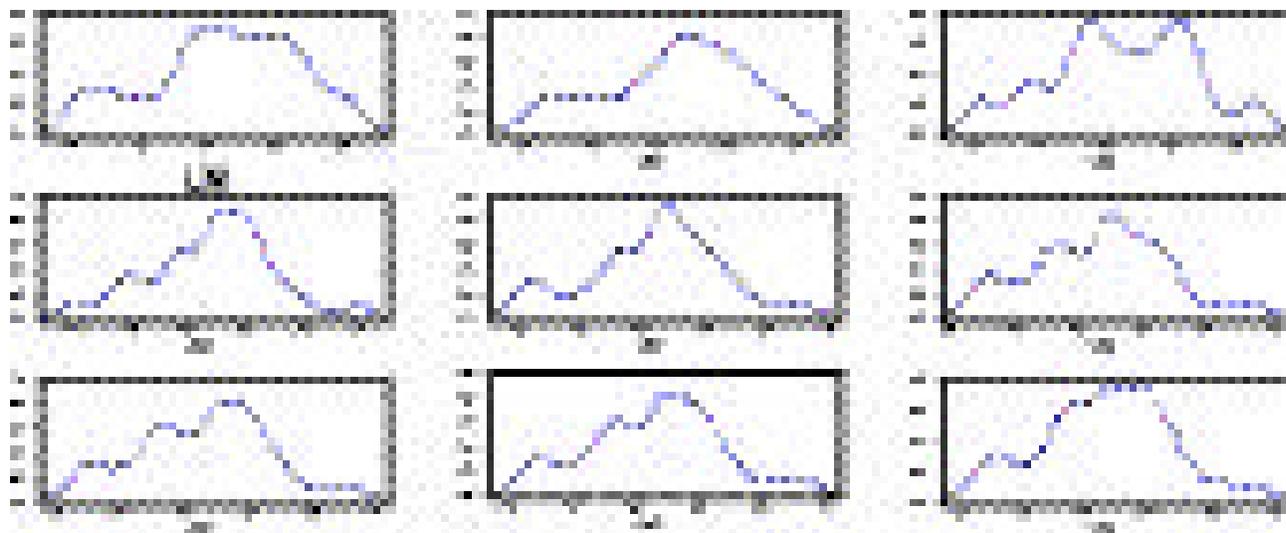
O mesmo exercício aplicado aos dados do PIB *per capita* relativo aos estados brasileiros no período

de 1985–1998 aponta um acentuado padrão de mudança no formato da distribuição de probabilidade ao longo do tempo. No início da série prevalecem densidades bimodais, com um grupo nítido logo abaixo da média e outro na cauda à direita e acima da média. Já nos períodos finais, prevalece uma estrutura trimodal e com pequenos grupos típicos de estruturas estratificadas de distribuição de rendas.

Além do formato “externo” da distribuição de probabilidades em cada período, o método de Quah propõe que se analise o provável comportamento de longo prazo da distribuição estimada e se detecte o padrão de mudança interna de posição das regiões de um estrato para outro no tempo. Assim, o passo seguinte consiste em estimar a distribuição-limite das economias por estrato de renda. Nesse sentido, encontra-se a matriz de Markov e, depois, o vetor-limite da série. Em cada caso, supõe-se que a matriz de transição é estacionária e obedece a um processo ergódico.¹⁹

GRÁFICO 12

DENSIDADE DOS ESTADOS DO BRASIL (GAUSS – NORMAL) LOG DO PIB *PER CAPITA* DOS ESTADOS - SÉRIE IPEA/PNUD



¹⁹ FLINGENTON (1998) desenvolve um teste de estacionariedade para matriz de transição. Optou-se, aqui, por apresentar uma intuição de como cada estado converge para um determinado valor estacionário, o que indica que a distribuição tem um valor-limite e, portanto, pode ser considerada ergódica, em que “cada estado é alcançado no final a partir de cada um dos outros estados.” (FINGLETON, 1997, p. 388.)

A tabela 5, a seguir, apresenta uma cadeia de Markov ajustada aos dados (logaritmo da renda per capita relativo à média da região Sul), conforme metodologia proposta por QUAH (1992).

A matriz de probabilidades mostra o percentual de transição dos municípios de 1970 para 1991. Assim, por exemplo, a linha 1 coluna 1, P_{ij} mostra que apenas 25% dos 48 municípios que estavam no estrato de renda mais baixo em 1970, nele permaneceram, em 1990; 62,5% saltaram para o estrato imediatamente superior e os restantes 12,5% passaram para o estrato $[0, 0,5)^{20}$, ou seja, essa matriz mostra a transição dentro da distribuição.

As funções densidades (gráficos 10 e 11) revelam o comportamento externo da distribuição de renda entre os municípios. As tabelas 5 e 6 mostram o comportamento intra – distribuição. Assim, dos 48 municípios no estrato mais baixo, em 1970, apenas 12 permaneciam nele em 1990 e 36 migraram para os estratos imediatamente superiores em 1991. A segunda linha apresenta esses números em termos percentuais em relação ao total de municípios. A última linha do quadro mostra a distribuição de municípios por estrato de renda no ano de 1991.

O próximo passo consiste em estimar a distribuição-limite do processo de Markov, ou seja, encontrar a distribuição dos municípios e estados por estrato de renda no longo prazo²¹ e analisar o resultado. Busca-se, então, a solução característica do seguinte sistema: $Px = x$.

²⁰ Os municípios foram agrupados em faixas de renda *per capita* relativa: $[-1, -0,5)$ = muito pobre; $[-0,5, 0)$ = pobre; $[0, 0,5)$ = média; $[0,5, 1)$ = acima da média e $[1,0, 1,5)$ = rico.

²¹ Uma forma intuitiva de observar se há convergência do sistema para uma distribuição-limite é encontrar a matriz de ordem n para sucessivos estados $\phi(n) = P^n$ e observar como se comporta a evolução do processo (cada estado) partindo-se de vários pontos iniciais diferentes. Se o processo tende, assintoticamente, para algum valor, pode-se concluir que o sistema converge para uma fase de regime, o que implica que o sistema tem uma distribuição limite a qual se manterá constante nos estágios seguintes. (NOVAES, 1975, p.44.)

No sistema, P é a matriz de transição de Markov e x é o vetor de variáveis, estados que denotam os cinco estratos de renda. Tomando-se a matriz identidade menos a transposta da matriz P e multiplicando-se pelo vetor x (5×1 , uma variável para cada estrato de renda), obtém-se um sistema de equações com cinco equações e cinco incógnitas. Busca-se, então, a solução desse sistema²² de tal forma que a soma das raízes características seja 1. Essa matriz gera um sistema²³ que tem raiz característica, ou seja, existe uma solução não-nula, o que permite prever o comportamento de longo prazo da distribuição intermunicipal de rendas *per capita*.

A tabela abaixo apresenta essas estimativas e a distribuição de renda observada nos períodos 1970, 1980 e 1991 para os municípios da região Sul. A tabela indica uma tendência de concentração dos municípios nos estratos de renda inferiores no longo prazo (52,8%), dos quais 8,6% permanecerão no grupo dos muito pobres. A análise da evolução no tempo mostra que, em 1970, o número de municípios relativamente mais pobres era bastante reduzido, tendo-se mantido estável no período analisado. Ainda nota-se que, pelas estimativas de Markov, o estrato dos pobres decresce continuamente, sobretudo pela migração para o grupo de classe média, que passa de 38,08% em 1991 para 41,7% no *steady state*.

Por outro lado, o número de municípios ricos (acima da média mais ricos) era muito pequeno em 1970 (6,68%), diminuindo nos períodos subsequentes (5,06% em 1991), e com uma tendência a estabilizar-se no longo

²² Busca-se resolver: $[I-P].x = 0$, acrescentando-se a restrição de que o somatório das variáveis do vetor x é um, o que corresponde a encontrar o autovetor de P associado ao autovalor 1.

²³ $[I-P_{ij}].[x_1, x_2, x_3, x_4, x_5] = 0$. Como as equações não são linearmente independentes, impõe-se a restrição adicional de que a soma das variáveis x deve ser igual a 1 (probabilidades). Busca-se o autovetor de P associado ao autovalor um. Quando este sistema apresenta solução não nula, ele possui uma distribuição-limite estacionária e única. (BAILEY, 1998.)

TABELA 5

FREQÜÊNCIA (%) OBSERVADA E ESTIMADA DOS MUNICÍPIOS DA REGIÃO SUL POR ESTRATO DE RENDA - A PARTIR DA MATRIZ DE TRANSIÇÃO DE MARKOV.

	1970	1980	1991	Steady state
Muito pobre	6,7	9,9	9,76	8,6
Pobre	56,0	45,47	47,14	44,29
Média	30,3	38,91	38,08	41,7
Acima	6,41	5,58	4,74	5,1
Rico	0,27	0,14	0,28	0,31

FONTE: Elaborada pelo autor, a partir dos dados da série IPEA/PNUD.

prazo em, aproximadamente, 5,41% do total dos municípios da região Sul nos grupos de renda mais elevados.

Outra conclusão importante que pode ser extraída da tabela é que isso significa um processo de polarização com a formação de dois clubes de convergência: um clube de municípios cuja renda alcança a renda média da região Sul (41,7%) e outro grupo dos municípios pobres com referência à renda *per capita* relativa da região. A tendência mais acentuada é de os municípios muito pobres ou muito ricos migrarem para os estratos de renda média.

Essas observações negam a hipótese de convergência absoluta da renda *per capita* entre os municípios da região Sul. Isso ocorre porque o número de pobres é estável, com leve tendência a aumentar, porque o número de municípios ricos deve aumentar no longo prazo.

Aplicando-se o mesmo procedimento anterior, obtém-se o resultado de longo prazo para a série do logaritmo da renda *per capita* relativa dos municípios brasileiros. Novamente, nota-se um padrão de polarização semelhante ao da região Sul, ou seja, ocorre a formação de dois clubes que concentram a maior parte dos municípios: o primeiro grupo encontra-se entre os pobres e detém 42,2 % do total dos municípios; o outro seria um grupo de renda média, com 50,2% dos municípios. Novamente, os grupos de muito ricos ou de muito pobres se estabilizam com uma parcela reduzida de municípios, característica essa de todo

o período de análise. O grupo dos municípios considerados ricos apresenta uma tendência de redução consistente, prevendo-se, que para o longo prazo, apenas 0,31% dos municípios estariam no estrato de renda dos relativamente ricos.

FERREIRA (1999) aplica esse procedimento para os dados do PIB *per capita* dos estados brasileiros da série AZZONI (1997) que cobre o período 1970-1995. Os resultados apontam que há “uma tendência de os estados brasileiros se concentrarem nas categorias médias de renda (...)” (FERREIRA, 1999, p. 62.)

Aplicou-se aqui a mesma técnica para a série IPEA (1999) do PIB *per capita*, a preços de 1998, que cobre o período 1985-1998. Fazendo-se o mesmo exercício anterior, verifica-se que a tendência de longo prazo da distribuição de rendas é a formação de um padrão estratificado de rendas. Três grupos significativos, no mínimo, formam-se ao longo do período: um grupo de estados pobres, com 26,9% dos estados brasileiros; um grupo de renda média, com 52,0% dos estados, e um grupo de estados ricos ou acima da média, com 11,4% dos estados.

Corroborar-se a tendência de longo prazo de desaparecimento do grupo dos muito ricos. O grupo dos muito pobres, porém, continua significativo, com uma tendência de que 9,7% dos estados brasileiros se concentrem nele. Esses resultados apontam uma persistência na desigualdade da distribuição de renda interestadual no Brasil, além de negarem a hipótese de convergência.

TABELA 6
FREQUÊNCIA (%) OBSERVADA E ESTIMADA DOS ESTADOS DO BRASIL POR
ESTRATO DE PIB *PER CAPITA* RELATIVO – VETOR DE PROBABILIDADE DE
EQUILÍBRIO DE MARKOV – 1985/98 SÉRIE IPEA.

	1985	1990	1998	Steady State
Muito pobre	18,52	14,81	14,81	9,70
Pobre	22,22	22,22	22,22	26,90
Média	33,33	37,04	40,74	52,00
Acima	22,22	22,22	14,81	11,40
Rico	3,70	3,70	7,41	0,00

FONTE: Elaborada pelo autor, a partir dos dados da série IPEA (1999).

5 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os testes tradicionais de convergência são insuficientes para analisar o comportamento dinâmico da distribuição relativa das rendas *per capita* entre países ou entre regiões econômicas dentro do mesmo país, porque o formato dessa distribuição pode ser instável no tempo e isto não é captado pelos testes de *cross-section*. Por outro lado, os novos modelos de crescimento analisam outras hipóteses que levam à formação de grupos econômicos com rendas *per capita* distintas, ou seja, a noção de convergência para um ponto único ou para uma distribuição bem comportada de rendas não é compatível com as hipóteses de crescimento endógeno e retornos crescentes dos fatores produtivos.

Neste trabalho apresentou-se um breve resumo da discussão nestas duas áreas e aplicou-se para a região sul do Brasil um conjunto de metodologias a fim de testar a hipótese de convergência. Foram obtidos os seguintes resultados preliminares.

a)Primeiramente, a posição relativa dos estados está-se alterando a partir dos anos 80. O Rio Grande do Sul está perdendo a liderança em termos de renda *per capita*. b)Em relação aos 717 municípios da região Sul, a distribuição é estável e tende para a formação de clubes no final do período analisado. c) A maioria dos municípios possui rendas abaixo da média regional. d)Um número muito reduzido de municípios situa-se

nos estratos de renda média. e) A dispersão da distribuição de renda é maior entre os pobres.

Esses resultados mostram que, se novos choques não alterarem favoravelmente a distribuição de renda entre os estados e regiões no Brasil, haverá uma tendência de persistência na concentração da renda *per capita* em regiões do centro-sul do País e de perpetuação do atraso relativo das regiões Norte e Nordeste. Observando-se apenas a região Sul, verifica-se que não há sinais de convergência absoluta em relação à região Sudeste e que, internamente, os estados e municípios não convergem para uma mesma renda média de longo prazo.

Abstract

This paper presents new insights on the debate about income convergence between states in Brazil. In addition, tests on income convergence between cities are also analysed. In the first part, economic growth models are investigated. New-classical models indicate the possibility of poverty trap – consumption below the poverty line and negative growth – and polarization. In contrast, endogenous growth models, which employ the technology and the human capital as endogenous variables, suggest the creation of convergence clubs. These models refute the new-classical implication of absolute convergence. In the second part, empirical tests are employed to analyse income convergence. The method employed is based on the dynamic behaviour of per-

capita income and income distribution. The results for the Brazilian states reveal the formation of convergence clubs, contradicting previous results based on cross-section models. The development of convergence clubs is also obtained between cities of the Brazilian South Zone.

Key-Words:

Endogenous growth; Convergence; Polarization.

BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

AZZONI, Carlos R. Crescimento econômico e convergência das rendas regionais: o caso brasileiro à luz da nova teoria do crescimento. **Anais da ANPEC- Florianópolis, 1994.**

_____. Concentração Regional e Dispersão das Rendas per Capita Estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. **Estudos Econômicos**, v. 27, n. 03, 1997.

BAILEY, Norman T. J. **The elements of Stochastic Processes – with applications to the natural sciences.** John Willey & Sons, 1990.

BARRO, Robert J. Economic growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal of Economics**, may, 1991.

BARRO, Robert J. and SALA-i-MARTIN, Xavier. Convergence. **Journal of Political Economy**, v. 100, 1992, n. 21.

BARRO, Robert & SALA-i-MARTIM, Xavier. **Economic Growth** McGraw-Hill Advanced Series in Economics, 1995.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data

show. **American Economic Review**, v.76, n.5, Dec. 1986, 1072-1085.

BEN – DAVID, Dan. Convergence Clubs and Subsistence Economies. **NBER Working Paper Series**, n. 6267, 1997.

BERNARD, Andrew B. And DURLAUF, Steven N. Interpreting tests of the convergence hypothesis. **Journal of Econometrics**, v.71,1996.

BUCHINSKY, Moshe. Recent Advances in Quantile Regression Models – a practical guideline for Empirical Research. **The Journal of Human Resources**, XXXIII, 1998.

CARLINO, Gerald A. Are U.S. regional incomes converging? A time series analysis. **Journal of Monetary Economics**, v.32, 1993.

DURLAUF, Steven N. On the convergence and divergence of growth rates. **Economic Journal**, july/1996.

DURLAUF, Steven N. And QUAH, Danny T. The new empirics of Economic Growth. **Centre for Economic Performance Discussion Paper**, n. 384, january, 1998.

FERREIRA, Afonso Henriques Borges. O debate sobre a convergência de rendas per capita. **Nova Economia**, v.05, n.02, dez./1995.

_____. Concentração Regional e Dispersão das Rendas per capita Estaduais: um comentário. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 20, n.01, jan.-mar., 1999.

FERREIRA, Pedro Cavalcanti e ELLERY JR, Roberto. Crescimento econômico, retornos crescentes e concorrência monopolística. **Revista de Economia Política**, v. 16, n. 02, abril/junho de 1996.

FINGLENTON, Bernard. Specification and testing of Marko chain models: an application

to convergence in the European Union. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.59, n.3, (1997).

HARDLE, Wolfgang and LINTON, Oliver. Applied Nonparametric Methods. In: **HANDBOOK of Econometrics**, v. IV. 1994.

LUCAS, R. E. On the mechanics of Economic development. **Journal of Monetary Economics**. v. 22, n. 1, p. 3- 42, 1988.

MARCUS, Marvin. **A survey of finite Mathematics**. 1986.

OXLEY, Les and GREASLEY, David. A Time-Series Perspective on Convergence: Australia, UK and USA since 1870. **Economic Record**, v. 71, n. 214, september 1995.

QUAH, Danny. Empirical cross- section Dynamics in Economic Growth. **LSE Working Paper**, november, 1992.

QUAH, Danny T. Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics. **Economic Journal**, july/1996

Comments on Productivity convergence and international openness (by Gavin Cameron, James Proudman and Stephen Redding). **CEP and Economics Department LSE**, november 1997.

Empirics for Economic Growth and Convergence. **Centre for Economic Performance Discussion Paper**, n. 253, july, 1995.

RIBEIRO, E.P. Small Sample evidence of Quantile regression Estimates for Structural Models: Estimation and testing. *Revista de Econometria*, a sair. 1999.

ROMER, P. M. Increasing Returns and Long Run Growth. **Journal of Political Economy**, n. 94, n. 5, p. 1002 –1037, 1986.

The origins of Endogenous Growth. **Journal of Economics Perspectives**, Winter, v. 8, n. 1 –1994.

SALA-I-MARTIN, XAVIER X. The classical approach to convergence analysis. **Economic Journal**, july/1996.

SALA-I-MARTIN, Xavier X. I just two million regressions. **AEA (Papers and PROCEEDINGS)**, v. 87, n.02, may/97

VERGOLINO, José Raimundo de Oliveira e MONTEIRO NETO, Aristides. Crescimento econômico e convergência da renda nos Estados do Nordeste brasileiro. **Anais da ANPEC**, Águas de Lindóia, São Paulo, 1996.

ZINI Jr, Álvaro Antônio. Regional income convergence in brazil and its socio-economic determinants. **Economia Aplicada**, v.2, n. 2, 1998.

Recebido para publicação em 07.AGO.2000



**Dê mais
visibilidade
à sua produção
científica.**

Publique na REN.

Consulte as normas de
apresentação de originais.

Ligação gratuita: 0800 78 3030