

# **Título do Artigo: Crescimento Regional e novos testes de convergência para os municípios da região Nordeste do Brasil.**

**Autores: Nali de Jesus de Souza & Sabino da Silva Porto Júnior**

## **Resumo**

Este artigo atualiza o debate sobre convergência de renda entre os estados no Brasil e introduz resultados sobre municípios Nordestinos. Comentamos primeiro novos resultados de crescimento econômico como polarização e armadilha de pobreza em modelos que apoiam-se nas hipótese neoclássicas e chegam a equilíbrios múltiplos refutando a hipótese de convergência absoluta. Ao contrário da literatura tradicional que baseia-se em análise *cross - section* que tem sido criticado como um exemplo de Falácia de Galton da regressão. Novos testes, aqui empregados, estudam o comportamento dinâmico da renda per capita e da distribuição de renda como um todo. Aplica-se o teste de Drennan e Lobo (1999) e o método de Quah (1993) para os dados de renda per capita do Brasil. Nossa conclusão, ao contrário dos trabalhos anteriores, indica a formação de clubes de convergência entre as regiões brasileiras.

## **Palavras-chaves: crescimento endógeno, convergência, falácia de Galton, cadeias de Markov.**

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 polarisation. 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 a second part, empirical tests are employed to analyse income convergence. The traditional test for income convergence is to use a regression equation in which income growth is regressed against the initial level of income. That method has been criticized as instance of Galton's Fallacy of regression. The method employed is based on the dynamic behaviour of per-capita income and income distribution which does not suffer from Galton's Fallacy. The results for the Brazilian states reveal the formation of convergence clubs, contradicting previous results based on cross-section models. The results find no support convergence of per capita income between cities of the Brazilian northeast Zone.

**Key words: Galton's Fallacy, convergence hypothesis, endogenous growth, Markov chain.**

**Área 05: Economia Regional e Economia Agrícola**

**Código JEL : R11**

## ***1. Introdução***

Uma área de pesquisa econômica que tem recebido grande atenção na última década é a de crescimento econômico, com ênfase mais recente na dinâmica das rendas regionais e/ou de unidades subnacionais. O ponto central da literatura recente é como mensurar a existência de convergência, ao longo do tempo, de renda per capita entre regiões ou países.

Desenvolvimentos da área teórica em crescimento questionam a hipótese de convergência absoluta do modelo neoclássico tradicional. Em particular, se considerarmos progresso técnico endógeno ou externalidades geradas por gastos com pesquisa, por exemplo, nos modelos, a situação de regiões relativamente pobres com taxas de crescimento menores que as regiões mais ricas passa a ser esperada. O que levaria a formação de clubes de convergência ou de polarização da renda per capita dentro de um mesmo país ou entre países diferentes. Essas hipóteses são o objeto de amplo debate empírico sobre o método adequado de verificá-las.

No Brasil, em particular, estudos empíricos de convergência têm utilizado diferentes fontes de dados e métodos, todos empregando dados estaduais. Exemplos são Ellery e Ferreira (1996), Azzoni (1997) e Ferreira (1999), Vergolino e .... dentre outros. Em todos os casos, foi encontrada convergência condicional para os estados brasileiros nos período entre os anos 60-90.

Recentemente estudos baseados em regressão de Barro aplicados para países/regiões, como é feita em boa parte dos artigos acima, têm sido alvo de escrutínio e crítica. Temple (1999) apresenta um detalhado *survey* dos possíveis problemas, destacando entre outros, a possibilidade de endogeneidade na equação gerado por termos individuais não observados (heterogeneidade) e correlacionados com as variáveis explicativas e a ocorrência de *outliers* na série o que desqualifica o teste de significância da variável renda inicial. Além disso, os testes baseados na regressão de Barro não seriam adequados porque não incorreriam na falácia de Galton.

A seguir apresenta-se uma breve exposição do debate sobre a controvérsia da convergência em modelos de crescimento e, nas seções seguintes, apresenta-se um resumo do debate empírico discutindo-se de forma sumária as principais metodologias empregadas para testar a hipótese de convergência, bem como, as suas limitações. Na seção final apresenta-se os resultados do teste de convergência usando-se a metodologia de Quah e Drennan e Lobo que evitam o superam boa parte das críticas à regressão de Barro.

O objetivo é realizar novos testes de convergência para os municípios da região Nordeste e estados do Brasil no período de 1970 a 1991/98, usando-se os dados da pesquisa do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) elaborada pelo IPEA-PNUD e Fundação João Pinheiro e dados de PIB per capita dos estados da série IPEA/DIPES.

## ***2. Uma breve revisão sobre os modelos de crescimento e convergência.***

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. Isto implicaria que as possibilidades de crescimento econômico dos países mais ricos, supondo um determinado nível tecnológico constante, tenderiam a se esgotar por causa da queda na taxa de retorno dos novos investimentos. Assim, países que possuem idênticas

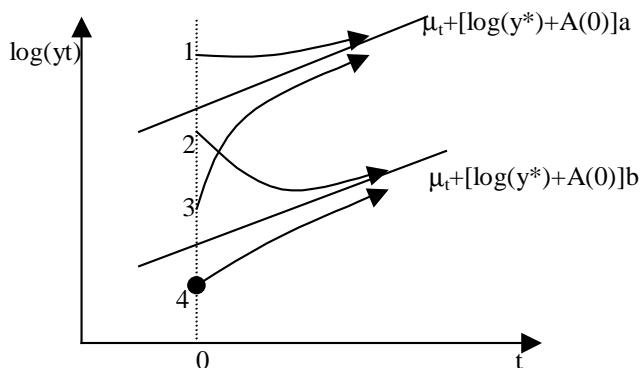
preferências e tecnologia, mas que se encontram em estágios diferentes de uso dos fatores de produção, cresceriam a taxas diferenciadas; já os países relativamente mais pobres cresceriam a taxas maiores e acabariam alcançando os mais ricos em termos de renda per capita (convergência absoluta). Dessa 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 absoluta e reabrem o debate sobre o papel da mudança tecnológica no crescimento econômico. Romer (1986) argumenta que, se os efeitos *spillovers* do conhecimento ocorrem na produção, economias com maior grau de capital humano podem apresentar ganhos continuados de produtividade; nesse caso, a função de produção dessas economias teria retornos crescentes. Isso teria como implicação o fato de que as economias ricas, com maior nível de renda e, portanto, de capital humano, podem continuar relativamente mais ricas do que as economias atrasadas, de forma que a distância entre elas poderá inclusive aumentar, levando-se a existência de convergência condicional ou à formação de clubes de convergência com rendas per capita distintas.

Segundo Sala-i-Martin (1996) trabalha-se com três definições de convergência. A convergência absoluta ( $\beta$ -convergência) considera que as economias atrasadas tendem a crescer a taxas mais elevadas do que as economias ricas e que, portanto, em algum momento do tempo 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, que estas economias tenderiam para um mesmo nível de estado estacionário, e que, apenas temporariamente, estariam em estágios distintos de seu crescimento potencial.

Por outro lado, a noção de convergência condicional considera que cada economia teria seus próprios parâmetros, o que significa que cada uma delas apresentaria um nível próprio de *steady state*. Desta 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 a de que as economias pobres não necessariamente alcançariam o nível de renda per capita dos países ricos, ou seja, haveria um padrão divergente entre grupo de países (Figura 02).

**Figura 02: Modelo de Solow com convergência condicional e divergência**



Já a noção de  $\sigma$ -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-Martin (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.

Esta relação linear entre taxa de crescimento e renda inicial é uma consequência da solução do modelo original de crescimento neoclássico de Solow (1956), que usa uma função de produção neoclássica com retornos decrescentes para mostrar que a economia tende para um estado estacionário e que o crescimento de longo prazo é determinado pelo comportamento da mudança tecnológica, que é exógena e, portanto, não explicada pelo modelo. Assim, considerando-se como dada a tecnologia e considerando-se que todas economias possuem funções-preferências idênticas e a mesma tecnologia, a tendência seria de convergência de rendas per capita, ou seja, países/regiões com rendas iniciais menores cresceriam a taxas maiores.

Desde o artigo original de Solow, contudo, a literatura teórica e empírica tem prosperado, acarretando, portanto, modificações na concepção original neoclássica. Assim, por exemplo, os modelos de Barro, Mankiw e Sala-i-Martin (1995), Mankiw, Romer e Weill (1992) incorporam capital humano na função de produção original, chegando porém a resultados de convergência condicional.

Porém, o fato novo dos estudos sobre crescimento é a inclusão de novas variáveis explicativas no modelo e o abandono da hipótese de retornos decrescentes. Os trabalhos semanais que retomaram essas análises de crescimento endógeno<sup>1</sup> foram os de Romer (1986), que enfatiza as externalidades da acumulação de capital, e Romer (1990), que privilegia os gastos com *P&D* como a principal fonte de progresso tecnológico.

A visão de Lucas (1988) privilegia o capital humano incorporado na força de trabalho como a causa do crescimento de longo prazo. Em Jones e Manuelli (1990), Azariadis e Drazen (1990), Quah (1993), entre outros, explora-se a noção de *thresholds* e de efeitos transbordamentos na acumulação de capital, que leva a formação de clubes de convergência.

Algumas novidades aparecem nesses modelos. Uma delas, talvez a mais fácil de conciliar com a abordagem tradicional, é a incorporação da variável capital humano na função de produção neoclássica como um fator a mais na determinação do emprego e da renda e, portanto, do padrão de vida das economias domésticas, (Lucas, 1988; Romer, 1990; Manuelli e Jones, 1990).

No enfoque neoclássico tradicional, as variáveis que alteravam as taxas de crescimento de longo prazo eram determinadas fora do modelo, exogenamente. Assim, por exemplo, o modelo de Solow (1956) dependia do comportamento exógeno da taxa de crescimento populacional, da taxa de poupança da economia e da taxa do progresso tecnológico; nele não havia um mecanismo explicativo para variação na poupança ou no padrão tecnológico. Os novos modelos inovam, pois, nessa área ao tratarem tanto a

---

<sup>1</sup> 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 construção de modelos teóricos de concorrência imperfeita (Romer, 1994).

poupança como o progresso tecnológico e gastos com pesquisa como componentes endógenos.

Tanto o capital humano como o progresso tecnológico endógeno seriam uma consequência do crescimento da renda per capita, processo esse que seria auto-alimentado. Assim, o crescimento do estoque de capital físico e humano geraria externalidades positivas, que teriam repercussão sobre o acúmulo de conhecimento, expandindo a taxa de progresso tecnológico, o que, no mínimo, faria com que tanto o capital como o trabalho apresentassem retornos constantes e/ou crescentes<sup>2</sup>.

A grande mensagem destes desenvolvimentos teóricos é a necessidade de investigar-se mais a fundo o comportamento das distribuições de renda per-capita entre regiões. Velocidades de convergência muito baixas, e heterogeneidade marcante pode ser indicativo de que não esteja ocorrendo convergência ou que a mesma não seja possível no longo prazo.

### 3. Análise empírica – Aspectos Metodológicos

O teste empírico da hipótese de convergência está sujeito a controvérsias e, também aqui, não há ainda um teste definitivo e paradigmático. A maior parte da literatura aplica, com restrições, uma análise de regressão *cross-section*, usando estimadores de MQC. Contudo, novos métodos de análise de séries de tempo e de comportamento da evolução de distribuições *cross-section* têm sido usados para testar as hipóteses dos modelos endógenos de equilíbrios múltiplos. Nesta seção, revisam-se os aspectos fundamentais desses métodos, comparando-se-os e destacando os seus méritos e problemas.

Nesse sentido, apresenta-se a estrutura básica da regressão de Barro e as dificuldades e problemas econométricos envolvidos com a sua aplicação. Na primeira parte, analisam-se estudos *cross-section* e comenta-se a metodologia de Quah (1993), que propõe um estudo do vetor de equilíbrio de uma matriz de transição de Markov.

#### 3.1- Análise de *cross section* – regressão de Barro

A maneira tradicional de testar convergência é a proposta por Barro e Sala-i-Martin (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:

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

onde:

$y_{it}$  = renda *per capita* regional da economia  $i$  no período  $i$ ;

$x_i^*$  = *intercepto*  $i$ ;

---

<sup>2</sup> Esse fato geraria um problema adicional, que é a tendência à concentração do capital, pois os grandes conglomerados obteriam vantagens de escala. Outra dificuldade seria remunerar P&D, que seria um bem não rival pelo valor de sua produtividade marginal. Não haveria estímulo para produzir bens como tecnologia se esses continuassem sendo remunerados pelo equivalente às suas respectivas produtividades marginais (Teorema de Euler), ou seja, isso implica abandonar a hipótese de mercados competitivos para esses fatores. A solução de Arrow (1962) seria incorporar a noção de learning by doing que evita a necessidade de remunerar tecnologia.

X = nível de escolaridade ou outra variável explicativa;

T = o período final da observação amostral;

$\beta$  = a velocidade de convergência;

$u_{i,t}$  = erro aleatório que indica choques temporários na economia.

Uma correlação negativa entre crescimento observado da renda *per capita* e o logaritmo da renda *per capita* inicial indicaria convergência absoluta e/ou condicional entre as economias. A explicação sobre o porquê de ocorrer essa “dinâmica de transição” convergente é que as economias inicialmente pobres devem possuir menores níveis de estoque de capital físico e humano, o que implicaria que o retorno de uma unidade a mais de investimento nessas (a produtividade marginal do capital a mais) é maior do que em economias com maior volume de estoque de capital. Isso ocorre em virtude da hipótese de rendimentos decrescentes.

Assim, uma mesma taxa de investimento nos países ricos e nos pobres propiciará maior crescimento nos últimos. Portanto, uma regressão que ajusta todas os determinantes do estado estacionário para a participação relativa de investimento dos países vai indicar uma correlação negativa entre crescimento e renda inicial, ou seja, convergência condicionada pelo investimento. Esse resultado parece confirmar os modelos de crescimento exógeno<sup>3</sup>.

Essas regressões de crescimento, normalmente, estão baseadas nas quatro variáveis propostas pelo modelo de Solow ampliado de MRW (1992): renda inicial, investimento em capital físico e humano e taxa de crescimento populacional. Porém, a lista de variáveis potenciais que entram nessas análises é bastante extensa<sup>4</sup>. Assim, esses novos trabalhos incluem, no lado direito da equação (1), aspectos como: grau de democracia, ambiente institucional, regime político, infra-estrutura social<sup>5</sup>, etc.

Esse método, entretanto, é bastante criticado pela literatura recente, seja porque ele não está ligado a uma concepção teórica específica, seja porque apresenta muitos problemas econométricos e metodológicos. A seguir, apresenta-se um resumo dos principais problemas econométricos<sup>6</sup> atribuídos a esse tipo de análise.

### 3.2 Problemas econométricos - omissão de variáveis, erros correlacionados, heterocedasticidade

Mesmo que esteja ocorrendo convergência condicional, como indicado anteriormente, os pobres podem continuar relativamente pobres e presos em armadilha de pobreza, visto que, os países podem tender para níveis de estado estacionário distintos e a taxas de mudança também distintas. Só é possível contornar esse problema introduzindo-se nas funções de crescimento o nível de renda de estado estacionário de cada economia específica. Além disso, como foi realçado anteriormente, há a necessidade de se colocar,

<sup>3</sup> Contudo, Korchelakota e Yi (1994, p. 215) mostram que, “para distinguir entre [modelos de] crescimento endógeno e exógeno, regressões de convergência deveriam ser condicionadas em ambos renda e capital inicial, e é o sinal do capital inicial, não o sinal da renda, que é relevante.”

<sup>4</sup> Durlauf e Quah (1998) listam 36 variáveis novas em 87 exemplos. Sala-i-Martin (1995) roda dois milhões de regressões testando mais de cinquenta variáveis para, ao final, escolher vinte variáveis significativas.

<sup>5</sup> O interesse por esse procedimento se justifica pela possibilidade de revelar variáveis novas que “explicam” o crescimento e a disparidade de crescimento entre economias.

<sup>6</sup> Temple (1999), Levine e Renelt (1993), Quah (1993), Friedman (1992) dentre outros apresentam um debate que expõe as principais dificuldades das regressões de crescimento.

entre as variáveis explicativas do modelo, o nível de tecnologia. Essas duas variáveis não são observadas e podem ser estimadas apenas com sérias restrições, o que gera estimativas viesadas dos coeficientes da equação (1).

Além desse problema, algumas das variáveis explicativas do modelo podem estar correlacionadas com o nível de renda. O investimento causa o aumento na renda, ou o aumento na renda induz novos investimentos? Essa endogeneidade também prejudica a consistência do modelo<sup>7</sup>.

Uma alternativa consiste em trabalhar com modelos empíricos endógenos que introduzem uma equação específica, a qual relaciona a variável explicativa com o nível de renda. Isso é feito por De Long (1997), que usa uma equação, além de (1), a qual relaciona taxa de crescimento populacional e investimento ao nível de renda.

Uma solução para contornar a ausência de informações sobre a variável tecnologia é substituí-la por dados relativos a estoque de capital inicial para cada economia. O problema é que as decisões de investimento são alteradas por choques na economia, o que significa que se cria um mecanismo de propagação: choques alteram investimentos, alteração de investimentos modifica o nível de renda, o que produz nova onda de choques. Os erros, nesse caso, estariam correlacionados com os coeficientes e as estimativas via regressão seriam inconsistentes (ver De Long, 1988, p. 1143, e Temple, 1999, p. 129).

Outro problema comum a todos essas regressões é a possibilidade de heterocedasticidade<sup>8</sup> nos parâmetros e a presença de *outliers* por causa de diferenças na dispersão do comportamento observado das características das economias de cada país. “É fácil ver que o coeficiente na razão de investimentos é provavelmente menor em países em guerra ou instáveis do que em países em paz.” (Temple, 1999, p. 126).

Um problema sem solução fácil é o de determinar qual é o modelo que melhor explica a taxa de crescimento da renda *per capita*. O uso de muitas variáveis diferentes, a falta de um modelo teórico hegemônico e a falta de um teste apropriado de robustez que corrobore a hipótese nula leva a uma situação de incerteza quanto ao modelo que melhor explica a convergência de rendas. Assim, é comum encontrar modelos que são estatisticamente válidos, mas que chegam a conclusões antagônicas sobre os coeficientes estimados<sup>9</sup>. Muitas variáveis são significativas em regressões de crescimento, outras, porém, são frágeis (*sic*), no sentido de que sua significância estatística desaparece quando um diferente grupo de variáveis explicativas é selecionado. (Levine e Renelt, 1992, p. 942)

Assim, a forma de contornar essa incerteza quanto à especificação do modelo é a realização de um teste de robustez das variáveis que podem entrar no modelo, o qual

---

<sup>7</sup> Para contornar o problema, usam-se valores iniciais das variáveis explicativas ou variáveis instrumentais (Putnam, 1995). Porém, o problema, novamente, é o número de variáveis que podem ser escolhidas para entrar na regressão.

<sup>8</sup> Nesse caso, não há garantias de que a variância das observações permaneça constante. Sachs e Warner (1997) sugerem que um  $R^2$  acima de 0,5 é suficiente para garantir o poder explicativo do modelo. Outra possibilidade para contornar o problema é o uso de variáveis *dummies* regionais.

<sup>9</sup> Ver a este respeito: Vohra (1997), Sachs e Warner (1995), Mavroudeas e Syyriouopoulos (1997), Quah e Durlauf (1998), dentre outros.]

consiste em analisar a relação entre crescimento e uma determinada variável em vários conjuntos de variáveis explicativas distintos. “Considera-se uma variável como sendo robusta se ela permanece estatisticamente significativa, e com o sinal previsto teoricamente, quando o conjunto de variáveis condicionantes na regressão muda.” (Levine e Renelt, 1999, p. 943). Temple (1999), entretanto, aponta vários problemas em seguir esse caminho. Em primeiro lugar, alguns dos regressores usados em Levine e Renelt (1992) são endógenos, o que significa que “robustez não é uma condição necessária para informação útil” (Temple, 1999, p.128).

A literatura, todavia, corrobora a noção de que especificações diferentes levam a resultados distintos. Sachs e Warner (1995, p. 22) usam variáveis indicadoras da orientação e intensidade de política econômica e aplicam 13 modelos diferentes com resultados díspares. “Embora resultado de convergência ocorra em uma especificação simples do modelo, uma especificação mais completa do modelo que inclua variáveis estruturais e *dummies* por países não mostra significativa convergência de rendas através das regiões da união européia nos anos oitenta.” (Button e Pentecost, 1995, p. 664).

### 3.3 – Falácia de Galton

Uma crítica-padrão é apresentada por Friedmann (1992) e Quah (1993), a qual ficou conhecida como falácia de Galton das regressões de crescimento. Segundo essa interpretação, uma inclinação negativa para a reta ajustada dos dados de crescimento médio e renda inicial não significaria que há convergência ou que o grau de dispersão das rendas *per capita* entre diversas regiões teria diminuído. Na realidade, indica apenas que, numa dada amostra, há uma tendência de ajuste para média se se impõe a restrição de erros estocásticos bem comportados, independentes, com média zero e distribuição normal. Dessa forma, Barro e Sala-i-Martin (1991) propõem a análise de  $\sigma$ -convergência como complementar à análise tradicional.

Quah (1993), Quah e Durlauf (1998) e Hart (1995) vão mais longe ao afirmar que a regressão de crescimento é compatível com qualquer padrão de comportamento da dispersão da renda e, portanto, com padrões divergentes ou constantes de distribuição da renda entre regiões distintas. “As mesmas estatísticas de convergência absoluta são compatíveis com os três casos muito embora as implicações de pobres alcançando os ricos difiram de caso para caso.” (Durlauf e Quah, 1998, p. 42)

A regressão de Barro (1) significa que, quando há convergência absoluta, os dados anuais de renda *per capita* das economias distintas podem ser ajustados por um processo auto-regressivo de ordem um AR(1)<sup>10</sup>, onde:

$$\log(y_{i,t}) = \delta + (1-b)(y_{i,t-1}) + e_{i,t} \quad (2)$$

onde:

Log( $y_{i,t}$ ) = logaritmo da renda per capita em t;

$\delta$  = parâmetro intercepto;

<sup>10</sup> Os comentários aqui apresentados estão baseados em Hart (1995) e Barro e Sala-i-Martin (1992). Para um tratamento rigoroso deste tópico, ver Maddala (1996).



$e_{i,t}$  = erro aleatório com distribuição normal, média zero e variância constante e igual para todas economias. Assume-se, também, que os erros são serialmente não correlacionados;

$0 < b < 1$  e constante.

Se o  $b$  estimado é positivo, há convergência absoluta, no sentido de Barro, e, quanto maior for o seu valor, maior será a taxa de convergência de uma determinada economia para o seu nível de estado estacionário. O termo erro indica o impacto de choques temporários sobre a economia, porém a variância desses choques aleatórios é, por suposição, a mesma para todas economias.

Dado esse processo, pode-se inferir a variância amostral do logaritmo da renda *per capita* e o seu processo de evolução. Tem-se, então:

$$V[y_{i,t}] = (1-b)^2 V[y_{i,t-1}] + \sigma_e^2 \quad (3)$$

$$\frac{V[y_{i,t}]}{V[y_{i,t-1}]} = \frac{(1-b)^2}{\rho^2} \quad (4)$$

onde:

$V$  = variância da renda *per capita*;

$\rho^2$  = correlação entre  $\log(y_t)$  e  $\log(y_{t-1})$ ;

$\sigma_e$  = variância do erro.

A falácia da análise ocorre porque um  $b > 0$  não significa que haja diminuição na desigualdade de rendas. Pode ocorrer  $\rho < b < 1$  e, nesse caso, a dispersão da renda *per capita* está aumentando; se  $b > 1$ , a desigualdade aumentaria continuamente. Para contornar essa situação, Friedman (1992) propõe que se meça convergência, comparando-se medidas de desigualdade em diferentes pontos do tempo. Sugere, então, que se acompanhe o comportamento do coeficiente de variação da renda *per capita* ao longo do tempo.

### 3.4 Crítica de Quah – instabilidade estocástica do coeficiente da renda *per capita*

A análise em Quah (1993) e Quah e Durlauf (1998) também considera que o modelo empírico de Barro dado pela equação (1) não é apropriado para avaliar a hipótese de convergência de rendas entre países. Basicamente, assume que aquele teste só seria apropriado se os determinantes de crescimento fossem “estocasticamente” invariantes no tempo. “Porém, todos os dados de renda e crescimento mostram que os parâmetros da equação (1) são variantes e obedecem a padrões estocásticos distintos” (Quah, 1993, p. 02).

Para observar isso, Quah prescreve uma estratégia simples, que consiste em analisar a forma como a taxa de crescimento média da *cross-section* varia ou correlaciona-se com as variáveis explicativas da equação (1). Propõe, assim, que se ajustem os dados de cada país individualmente a um processo auto-regressivo de tendência linear, usando MQC, e veja-se o comportamento, caso a caso, da tendência. Basicamente, trata-se de fazer um teste de estacionariedade para série de cada país e, também, de testar a hipótese de quebra estrutural na tendência.

Em cada caso, deve-se olhar também a dispersão da renda antes e depois da quebra e entre os países. Ao realizar esses testes para 118 países no período de 1962 e

1985 e considerando o choque do petróleo, Quah(1993) constatou que: há instabilidade nos padrões de crescimento da renda *per capita* dentro de cada país; há crescente variabilidade na renda, o que indica a presença de fortes choques de produtividade e/ou demanda; não ocorre convergência condicional na amostra.

Dessa forma, entende-se que regressões da taxa de crescimento média em relação à renda inicial não são procedimentos adequados para se entender a dinâmica da distribuição de rendas entre economias distintas, visto que, a cada momento, por causa de choques aleatórios, a dinâmica de transição dos países pode estar sendo alterada. Isso significa que a distribuição relativa está mudando em cada momento do tempo. Nesse caso, só um estudo da dinâmica da distribuição como um todo pode ser apropriado para analisar a hipótese de convergência. Os dois testes aplicados aqui, contornam o essencial destas críticas e chegam a resultados diferentes em relação aos trabalhos aplicados para o Brasil.

### 3.5 Metodologia de Quah

Quah (1993) propõe um enfoque alternativo que supera a limitação de analisar economias representativas isoladas. Considere-se  $F_t$  a distribuição de rendas através das economias analisadas no período  $t$ . Suponha-se que esta distribuição tem uma lei de movimento dada por um processo auto-regressivo<sup>11</sup> de primeira ordem, tal que  $F_{t+1} = M \times F_t$ . Considere-se que  $M$  é uma matriz quadrada que indica a probabilidade de transição<sup>12</sup> de uma região que se encontra num determinado nível de renda para outro nível de renda no estágio<sup>13</sup> seguinte, ou seja,  $M$  é a matriz de transição de uma cadeia de Markov de um processo estocástico de Markov<sup>14</sup> de primeira ordem com transição estacionária<sup>15</sup>.

A cadeia de Markov representa um processo estocástico para casos discretos e finitos, no qual a probabilidade de ocorrência de cada estado  $j$  no estágio  $n$  seguinte só depende da probabilidade do mesmo estado ocorrido no estágio imediatamente anterior,  $n-1$ .

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

<sup>11</sup> 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).

<sup>12</sup> Transição, nesse caso, é a mudança de um estágio para outro, podendo haver mudança de estrato de renda ou não, ou seja, pode haver mudança de estados, em que cada estado indica a situação da cadeia de Markov em cada instante do tempo. Assim, o estado inicial é o percentual de municípios em cada estrato de renda em 1970.

<sup>13</sup> Cada instante de tempo discreto numa cadeia de Markov é considerado um estágio específico de análise (ver Novaes, 1975).

<sup>14</sup> Esse é um processo no qual dado o estado presente, o conhecimento do que vai ocorrer no futuro não depende de informações adicionais sobre o comportamento passado da variável (Karlin e Taylor, (1995). Uma boa referência para estudo de processos estocásticos de Markov é a obra de Karlin e Taylor (1995), ou o livro-texto de econometria de Amemiya (1995). Fingleton(1997) e Ferreira(1999) apresentam aplicação de modelos de Markov, tempo discreto e estado discreto, semelhantes aos utilizados neste capítulo.

<sup>15</sup> Nesse caso, a probabilidade de transição um passo à frente não depende do tempo (valor de  $n$ ).

prazo da distribuição quando o período  $s$  tende para o infinito. Nesse caso, se a distribuição converge para um ponto único, corrobora-se a hipótese de 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 se pode encontrar ou estimar a matriz de transição. Quah(1993) propõe que sejam tomadas as rendas relativas em cinco estratos<sup>16</sup> ou classes de rendas (ou estados). Em seguida, deve-se observar as economias que pertencem a cada estrato em um determinado período  $e$ , entre essas, quantas permaneceram no mesmo estrato e quantas migraram para estratos distintos de renda *per capita* no período seguinte. Desse modo, todas as características de  $M$  podem agora ser descritas pela matriz  $5 \times 5$ , 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:  $P_{j,k}^{n,n+1} = \Pr\{X_{n+1} = k/X_n = i\}$ .

Assume-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 (ver nota 11). Tem-se, então, um processo de Markov com probabilidade de transição estacionária. Assim, pode-se tomar  $P_{i,j}$  como a probabilidade de uma economia qualquer passar para o estado  $j$  no período  $X_{n+1}$ , dado que se encontrava no estado  $i$  no período imediatamente anterior. Generalizando, tem-se  $P_{i,j} = \|P_{i,j}\|$  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% ou  $\sum_{j=0}^{\infty} P_{ij} = 1 \quad i = 0,1,2,\dots$ ).

Assim, em cada estágio sucessivo, as regiões podem migrar para estrato de rendas diferentes com uma determinada probabilidade definida na matriz de transição e a conformação da distribuição nos estágios seguintes pode alterar-se. É possível, também, estimar a probabilidade de que ocorra um determinado evento em um período futuro, o qual só depende da distribuição no período presente 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 essa seria a distribuição-limite de longo prazo da renda *per capita*. Para tanto, tomam-se as raízes características da equação:  $Px = x^{17}$ , onde  $x$  é a distribuição inicial de rendas entre as economias e  $P$  é a matriz de transição estimada.

Recapitulando, estratifica-se a distribuição em cada período da amostra, estima-se a matriz de transição entre períodos  $e$ , por último, encontra-se a distribuição-limite. O comportamento dessa distribuição indica se há uma tendência à polarização ou convergência uniforme para o conjunto de economias estudadas.

### 3.6 Teste de Drennam e Lobo

<sup>16</sup> A escolha do número de estratos é arbitrária e depende muito do grau de dispersão da série estudada, tendo-se optado aqui por cinco estratos, pois um número maior apresentaria muitas células vazias.

<sup>17</sup> Na realidade, trata-se de encontrar o vetor  $x$ , que satisfaz  $[I-P]x = 0$ . Como se trata de probabilidades, impõe-se também a restrição adicional de que a soma das variáveis do vetor  $x$  deve ser igual à unidade.

O teste proposto por Drennam e Lobo (1999) baseia-se na probabilidade condicional da renda per capita o que faz com que evite o problema da falácia de Galton. Suponha que o evento A dependa da razão entre a renda per capita dos municípios e a renda per capita média da região analisada para um determinado período. Então, o evento A1 ocorre quando aquela razão é menor do que um e o evento A2 ocorre quando aquela razão é maior do que um (01).

$$A_1: \frac{RPC_{M,70}}{RPC_{NE,70}} < 1$$

$$A_2: \frac{RPC_{M,70}}{RPC_{NE,70}} > 1$$

Onde:

$RPC_{M,70}$  = Renda per capita do município em 1970

$RPC_{NE,70}$  = Renda per capita média da região Nordeste em 1970.

O evento B denota o comportamento da razão da taxa de crescimento dos municípios da região em relação ao crescimento médio da região como um todo para um dado período de tempo. Assim, tem-se o evento B1 quando a razão é menor que a unidade e o evento B2 quando a razão é maior do que um.

$$B_1: \frac{G_{M,70-91}}{G_{NE,70-91}} < 1$$

$$B_2: \frac{G_{M,70-91}}{G_{NE,70-91}} > 1$$

onde:

$G_{M,70-91}$  = Taxa de crescimento do município

$G_{NE,70-91}$  = Taxa de crescimento da região.

Isto permite montar uma matriz 2 x 2 com as entradas de cada evento A na linha e as entradas para o evento B nas colunas o que identifica também a ocorrência simultânea de ambos eventos. De posse desta tabela estima-se a tabela de probabilidades conjuntas dividindo-se cada entrada da matriz pelo número total de municípios da região, ou seja, pelo número total de municípios observados (n=1375). A partir desta nova matriz é possível estimar a matriz de probabilidades condicionais<sup>18</sup> que será usada para testar a hipótese de convergência, comparando-se uma estatística Z com o Z crítico para um determinado nível de significância ( $Z_{c=0,01} = \pm 2,58$ ). A probabilidade condicional pode ser estimada da seguinte forma:

$$p = P(B_1 / A_2)$$

$$\Rightarrow p = \frac{P(B_1 \cap A_2)}{P(A_2)}$$

---

<sup>18</sup> O interessante desta técnica é que ela também permite estimar a matriz de transição para o processo

Sendo que,  $\pi = P(A_2)$  = número de ocorrências do evento  $A_2$ / número total de observações (n).

Onde o desvio-padrão é dado por:  $\sigma = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$ . O que permite calcular a estatística Z para cada caso:  $Z = \frac{p-\pi}{\sigma}$ . Então, se  $Z_{\text{estimado}} > Z_{\text{crítico}}$  o que dependendo da hipótese nula, permite avaliar se aceita-se ou rejeita-se a hipótese de convergência. O que significa que, para os municípios analisados, testa-se a hipótese de que os municípios com menor renda no início do período cresceram a taxas maiores do que a média da região. Ou seja, a partir dos resultados obtidos para cada evento é possível testar as seguintes hipóteses:

$B_1A_2$ : Renda do município cresce a taxas menores do que o crescimento regional e o nível de renda inicial do município encontrava-se acima da média da região.

$B_2A_1$ : Renda do município cresce a taxas maiores do que o crescimento regional e o nível de renda inicial do município encontrava-se abaixo da média da região.

$B_2A_2$ : Renda do município cresce a taxas maiores do que o crescimento regional e o nível de renda inicial do município encontrava-se acima da média da região.

$B_1A_1$ : Renda do município cresce a taxas menores do que o crescimento regional e o nível de renda inicial do município encontrava-se abaixo da média da região.

Para cada caso acima tem-se que aplicar um teste de significância para verificar se a estatística Z estimada para a amostra dos municípios da região Nordeste permite aceitar a hipótese nula na qual os municípios inicialmente com um nível de renda per capita inferior à média da região cresceram a taxas maiores, ou seja, busca-se confirmar que o Z estimado para as hipóteses  $B_1A_2$ ,  $B_2A_1$  são significativas.

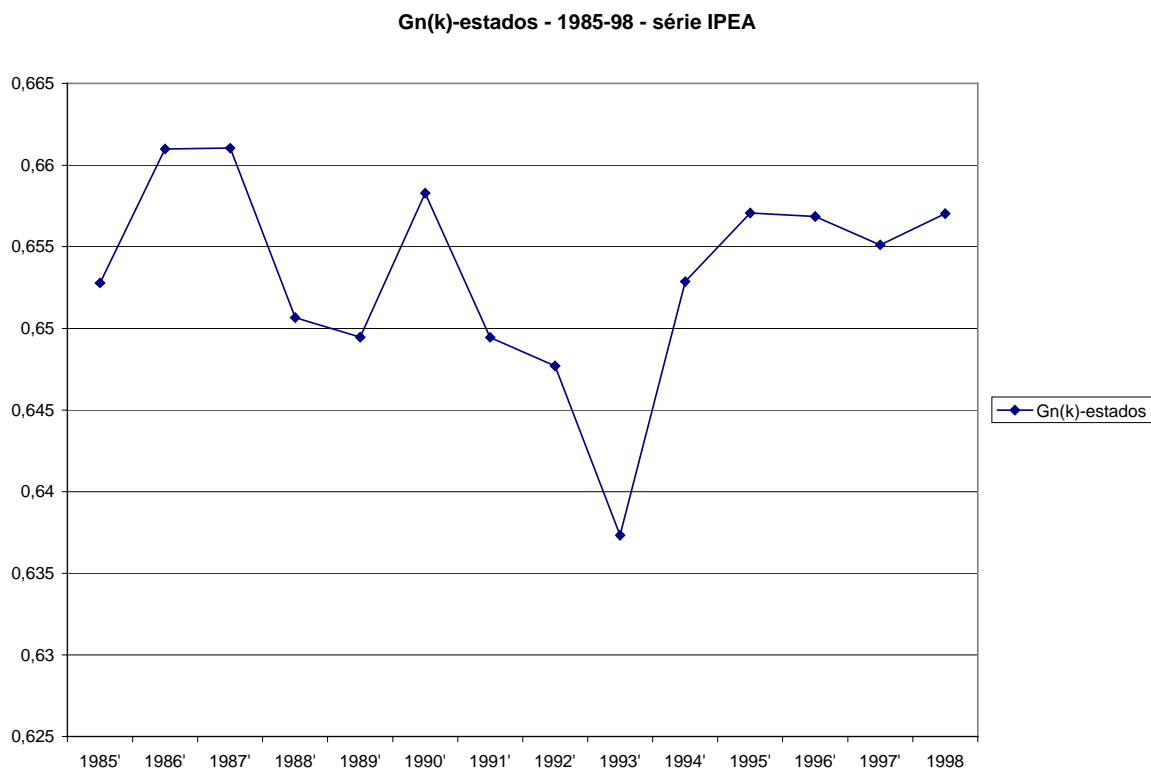
#### **4. Análise dos resultados: testes de convergência para o Nordeste e estados do Brasil**

Vergolino e Monteiro Neto (1996) fizeram estudo semelhante para os Estados da região nordeste e constataram, usando o teste da regressão de Barro, uma tendência de convergência do produto per capita na região até 1994. Contudo, destacam que no período do “milagre” econômico da década de setenta os índices de desigualdade<sup>19</sup> mantiveram-se estáveis. Já na fase seguinte de menor atividade e de recessão da década de oitenta os resultados mostram uma tendência reversa de diminuição das desigualdades entre os estados da região Nordeste. Os testes empregados aqui, não corroboram estas conclusões o que pode ser observado nos resultados apresentados a seguir.

---

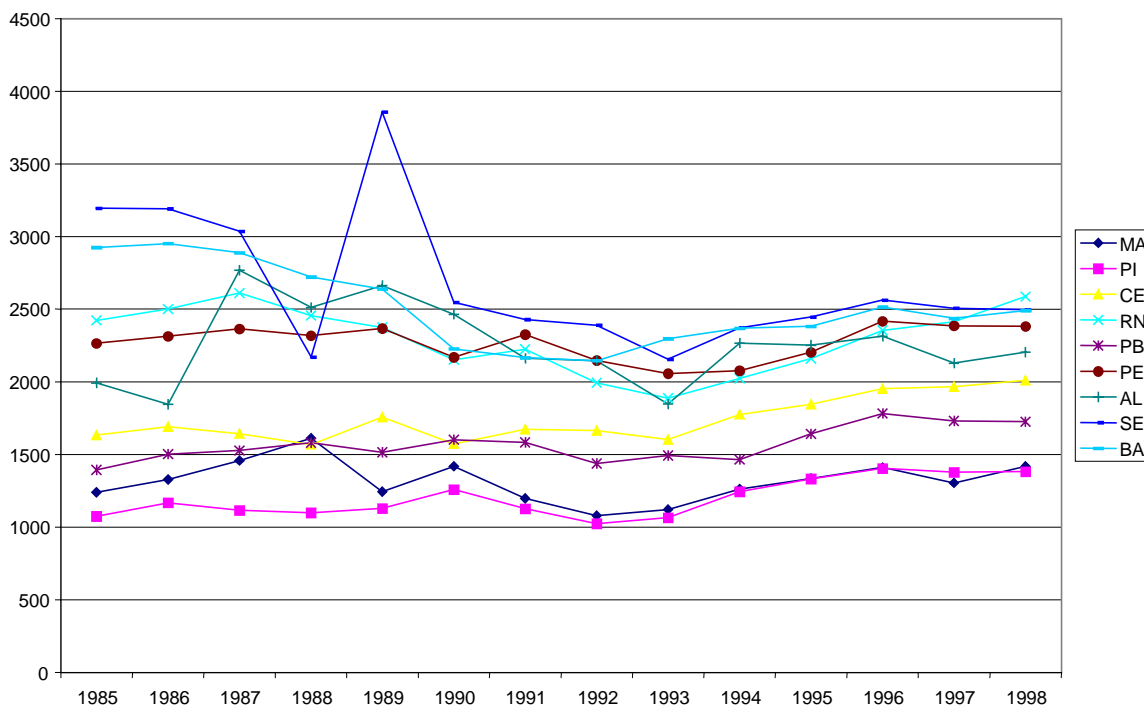
markoviano no caso discreto, como proposto por Quah.

<sup>19</sup> “Embora esta fase seja caracterizada por grandes obstáculos ao desempenho positivo da economia, os dados de desigualdade do produto per capita mostraram maior redução nas desigualdades, ensejando que os estados do Nordeste sofreram menos os efeitos da crise que o país como um todo.” (Vergolino e Monteiro Neto, 1996, p. 455).



Olhando-se inicialmente o índice de Gini para renda regional entre os Estados brasileiros, gráfico 03, percebe-se que não há um padrão nítido de diminuição das disparidades regionais no Brasil e que esta desigualdade tende a aumentar no final dos anos oitenta e início dos anos noventa. Resultado semelhante é obtido por Azzoni (1997) usando outros indicadores de desigualdade regional, ou seja, pode-se sustentar que não há sigma –convergência de renda per capita no Brasil.

Gráfico 01: PIB per capita dos Estados do Nordeste do Brasil - 1985-1998  
(Série IPEA)



A tabela 01 apresenta uma matriz 2x 2 relativa aos dados da renda per capita dos municípios da região Nordeste (série IPEA-PNUD) do Brasil, onde as linhas indicam os valores possíveis do evento A e as colunas os valores possíveis do evento B. A partir destes dados estimou-se a probabilidade condicional,  $p = P(B/A)$ , usadas para testar a hipótese de  $\beta$  - convergência.

	$B_1$	$B_2$	
$A_1$	835	529	1364
$A_2$	8	3	11
	843	532	1375

Tabela 01: Matriz de entradas dos eventos A e B.

Testando-se a hipótese  $B_1A_1$  a probabilidade condicional é estimada como segue:

$$p = P \left( \frac{\left( \frac{G_{M,70-91}}{G_{NE,70-91}} < 1 \cap \frac{RPC_{M,70}}{RPC_{NE,70}} > 1 \right)}{P(RPC_{M,70}/RPC_{NE,70} > 1)} \right)$$

Ficando então:  $p = \frac{0,006}{0,008} = 0,75$ .

O que permite-nos calcular o desvio-padrão como:

$$\sigma = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} = \sqrt{\frac{0,75(0,25)}{1375}} = 0,0116.$$

O que permite calcular a estatística Z:  $Z_{(A_2B_1)} = \frac{p - \pi}{\sigma} = \frac{0,75 - 0,61}{0,0116} = 12,06$ .

Como  $Z_{\text{calculado}} > Z_{\text{crítico}}$ , para as hipóteses A2B1 e A2B2, aceita-se a hipótese de convergência e rejeita-se a hipótese de divergência. Ou seja, pode-se inferir que os municípios com renda inicial acima da média cresceram a taxas menores. Porém, tomando-se as probabilidades condicionais da tabela 02, e repetindo-se o mesmo procedimento para os outros casos possíveis, obtém-se os seguintes resultados:

**Tabela 02: Matriz de probabilidade condicional**

	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>
A <sub>1</sub>	0,61	0,39
A <sub>2</sub>	0,75	0,25

$A_1B_2 : \sigma = 0,01308$

$Z = -0,76$

$A_2B_2 : \sigma = 0,0116$

$Z = -12,07$

$A_1B_1 : \sigma = 0,01308$

$Z = -0,443$ .

Portanto, usando-se a metodologia de Drennan e Lobo (1999) não é possível aceitar a hipótese de convergência para a renda per capita dos municípios da região Nordeste do Brasil em todos os quatro casos ao nível de significância estatística de 0,01. Assim, este teste não permite afirmar que os municípios pobres no começo da amostra cresceram a taxas maiores do que os municípios relativamente ricos e pode-se afirmar isto sem incorrer na falácia de Galton.

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. Para alcançar esse objetivo deve-se estimar a distribuição de longo prazo (*steady state*) das economias por estrato de renda. Nesse sentido, como primeiro passo deve-se encontrar 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.

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 6,9% dos 29 municípios que estavam no estrato de renda mais baixo em 1970 nele permaneceram em 1991; 93,1% saltaram para o estrato imediatamente superior<sup>20</sup>, ou seja, essa matriz mostra a transição dentro da distribuição.

<sup>20</sup> Os municípios foram agrupados em 3 faixas de renda *per capita* relativa: [-4, -2) = pobres; [-2, 0) =



$$P_{i,j} = \begin{vmatrix} 6,9 & 93,1 & 0,0 \\ 0,75 & 99,25 & 0,0 \\ 0,0 & 36,36 & 63,64 \end{vmatrix}$$

Assim, dos 29 municípios no estrato mais baixo em 1970, apenas 2 permanecem neste estrato em 1991 e 27 migraram para o estrato de renda média em 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 prazo e analisar o resultado. Busca-se, então, a solução característica do seguinte sistema:  $Px = x$ . Onde  $x$  é a distribuição inicial dos municípios por estrato de renda pré-definidos.

Os resultados indicam uma tendência de concentração dos municípios nos estrato de renda média no longo prazo (99,5%), sendo que 0,075% 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,

Uma conclusão que pode ser extraída desta análise é que isso significa um processo de convergência com a formação de dois clubes de convergência: um clube de municípios cuja renda alcança a renda média da região Nordeste e outro grupo dos municípios pobres com relação à renda *per capita* relativa da região.

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, cujos 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 série Ipea (1999) do PIB *per capita* a preços de 1998, que cobre o período 1985-1998. Fazendo-se o mesmo exercício anterior, obtém-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.

Tabela 04: 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 Pobres	18,52	14,81	14,81	9,70
Pobres	22,22	22,22	22,22	26,90
Média	33,33	37,04	40,74	52,00

renda média; [0, 2)= ricos.

Tabela 04: 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.

Acima da média	22,22	22,22	14,81	11,40
Ricos	3,70	3,70	7,41	0,00

Fonte: elaborada pelo autor, a partir dos dados da série Ipea (1999).

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

## 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 desta 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 novas 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 Nordeste do Brasil duas metodologias que testam a hipótese de convergência e evitam as críticas tradicionais aos testes de cross-section da regressão de Barro. Não corrobora-se, nesse trabalho, a hipótese de convergência entre municípios nordestinos. A análise foi ampliada para os Estados brasileiros e os testes apontam a formação de blocos de renda per capita distintos, típicos de polarização.

Várias dificuldades persistem, entretanto, mesmo nesta “nova” metodologia. A definição da matriz de Markov é ainda bastante arbitrária. Primeiro, observa-se o comportamento de transição entre dois períodos para dados discretos e assume-se que esse padrão vai se repetir nos períodos seguintes (transição estacionária). Segundo, não há um critério objetivo para definir o número de linhas e colunas na matriz e para definir quais são as variáveis que realmente representam o processo da forma como as economias se comportam em relação ao bem-estar econômico em cada período. Isso leva a outro problema, que é a incapacidade de a análise de Quah apontar os fatores causais da dinâmica observada, seja de polarização, seja de convergência.

## Referências Bibliográficas

- 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**, vol. 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. **Quartely Journal of Economics**, may, 1991.

- BARRO, Robert J. and SALA-i-MARTIN, Xavier. Convergence. **Journal of Political Economy**, vol. 100, 1992, n. 21.
- BARRO, Robert & SALA-i-MARTIN, 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**, 76, 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**, 71, 1996.
- CASE, A. C., ROSEN, H. S., and HINES “Budget spillovers and fiscal policy interdependence: evidence from the states,” *Journal of Public Economics*, 52, 285-307, 1993.
- CHATTERJI “Convergence clubs and endogenous growth,” *Oxf. Rev. Econ. Policy*, 8, 57-69, 1992.
- CHATTERJI M. and Dewhurst, J. “Convergence clubs and relative economic performance in Great Britain: 1977-1991, *Regional Studies*, 30, 31-40, 1996.
- CARLINO, Gerald A. Are U.S. regional incomes converging? A time series analysis. **Journal of Monetary Economics**, 32, 1993.
- DRENNAN, Matthew P. & LOBO, José. A simple Test of Convergence of Metropolitan Income in the United States. **Journal of Urban Economics** 46, 350-359 (1999).
- 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, vol. 20, n.01, jan.-mar., 1999.
- FERREIRA, Pedro Cavalcanti e ELLERY JR, Roberto. Crescimento econômico, retornos crescentes e concorrência monopolística. **Revista de Economia Política**, vol 16, n. 02, abril/junho de 1996.
- FINGLETON, F. “Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union,” *International Regional Science Review*, 22, 5-34, 1999.
- FINGLETON, Bernard. Specification and testing of Marko chain models: an application to convergence in the European Union. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 59, 3, (1997).
- HARDLE, Wolfgang and LINTON, Oliver. Applied Nonparametric Methods. In: **Handbook of Econometrics**, volume IV. 1994.
- JONES, Larry and MANUELLI, Rodolfo. A convex model of equilibrium growth: theory and policy implications. **Journal of Political Economy**, v. 98, 5, p. 1008-1038, Oct. 1990.
- 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.
- MANKIW, N. Gregory, ROMER, D. and WEIL, David N. A contribution to the empirics of Economic Growth. **Quarterly Journal Economic**, v. 107, n. 02, 1992.
- OXLEY, Les and GREASLEY, David. A Time-Series Perspective on Convergence: Australia, UK and USA since 1870. **Economic Record**, vol. 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.
- PORTO Jr., Sabino, S. Dinâmica de Crescimento na Região Sul. *Tese de Doutorado Programa de Pós Graduação em Economia*, UFRGS, 1999.

- RIBEIRO, E.P. Small Sample evidence of Quantile regression Estimates for Structural Models: Estimation and testing. *Revista de Econometria*, 18(2), 215-244, 1998.
- 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**, volume 8, n. 1 – Winter, 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)**, vol. 87, n.02, may/97
- SOLOW, Robert. A contribution to the theory of Economic Growth. **Quartely Journal of Economics**, 70, 1, p. 65-94, Feb. 1956.
- TEMPLE, Jonathan. The New growth evidence. **Journal of Economic Literature**, vol. XXXVII, p. 112-125, March, 1999.
- VERGOLINO, José Raimundo de Oliveira e MONTEIRO NETO, Aristides. Crescimento econômico e convergência da renda nos Estados do Nordeste brasileiro. **Anais da ANPEC, 1996, Águas de Lindóia, São Paulo.**
- ZINI Jr, Álvaro Antônio. Regional income convergence in brazil and its socio-economic determinants. **Economia Aplicada**, v.2, n. 2, 1998.