

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1098

DINÂMICA DA RENDA, LONGEVIDADE E EDUCAÇÃO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

**João Carlos Ramos Magalhães
Rogério Boueri Miranda**

Brasília, junho de 2005

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1098

DINÂMICA DA RENDA, LONGEVIDADE E EDUCAÇÃO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS*

João Carlos Ramos Magalhães
Rogério Boueri Miranda*****

Brasília, junho de 2005

* Os autores agradecem aos assistentes de pesquisa Waldir Leôncio Netto, que agrupou as informações municipais em Áreas Mínimas Comparáveis (AMC), e Henrique Werberich dos Santos

** Técnico de Planejamento e Pesquisa do Ipea.

*** Técnico de Planejamento e Pesquisa do Ipea e professor da Universidade Católica de Brasília (UCB).

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Ministro – Paulo Bernardo Silva

Secretário-Executivo – Nelson Machado



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Glauco Arbix

Diretora de Estudos Sociais

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Diretor de Administração e Finanças

Celso dos Santos Fonseca

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Luiz Henrique Proença Soares

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Marcelo Piancastelli de Siqueira

Diretor de Estudos Setoriais

Mario Sérgio Salerno

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Paulo Mansur Levy

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL R11,R15,I000 E C14

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

A produção editorial desta publicação contou com o apoio financeiro do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), via Programa Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas – Rede-Ipea, o qual é operacionalizado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud), por meio do Projeto BRA/97/013.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1	INTRODUÇÃO	7
2	TEORIA DO CRESCIMENTO E POLÍTICA REGIONAL	8
3	RESULTADOS EMPÍRICOS PARA O BRASIL	11
4	BASE DE DADOS	13
5	METODOLOGIA	14
6	RESULTADOS	19
7	CONCLUSÕES	35
	ANEXOS	37
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	43

SINOPSE

Este trabalho analisa a evolução da distribuição da Renda *Per Capita*, da Taxa de Alfabetização, dos Anos de Estudo concluídos e da Expectativa de Vida ao Nascer dos municípios brasileiros. A estimação de matrizes de transição, metodologia desenvolvida em Quah (1993b), permitiu analisar os padrões nacionais, regionais e intra-regionais de convergência do período entre 1970 e 2000. As várias mudanças na estrutura municipal brasileira demandaram o agrupamento dos municípios em Áreas Mínimas Comparáveis (AMC). Os resultados revelam convergência para as variáveis ligadas à educação mas apenas convergência em clubes para a Renda *Per Capita* e a Longevidade. O clube de baixa Renda *Per Capita* é formado pelas AMC do norte e do nordeste, que apresentam aproximadamente um terço da Renda *Per Capita* de longo prazo do clube de alta renda, formado pelas AMC do sul, do sudeste e do centro-oeste. A Longevidade converge para um nível suavemente mais alto nas AMC do sul e sudeste, um intermediário nas AMC do centro-oeste e do norte e um mais baixo para as AMC do nordeste.

ABSTRACT

This work analyses the evolution of relative *Per Capita* Income distribution, Literacy Rates, Years of Study and Longevity of Brazilian municipalities. The estimation of transition matrices, methodology developed in Quah (1993b), modeled the national, regional and intra-regional convergence pattern for the period 1970 to 2000. The changes in the Brazilian municipality structure demanded the grouping of Municipalities into Minimal Comparable Areas (MCA). The results revealed convergence for the variables related to education, but convergence in clubs for the *Per Capita* Income and Longevity. The low income club is formed by the North and Northeast MCA, that presented approximately one third of the long term *Per Capita* Income in the high income club, formed by the Center-West, South and Southeast. The longevity is converging to three clubs: a subtle higher level in the South and Southeast MCA, an intermediary level in the Center-West and North MCA and a low level in the Northeast MCA.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil desponta como um dos países com maior desigualdade social, econômica e regional. Essas desigualdades revelam-se por inúmeros indicadores, como renda, escolaridade, acesso aos serviços de saúde, habitação, saneamento, transporte, comunicação etc. Políticos e economistas concordam que a redução das desigualdades é uma das principais, se não a principal, política para elevar o bem-estar da sociedade brasileira. No entanto, ainda não existe consenso sobre quais são as políticas mais eficientes para concretizar esse objetivo.

De acordo com as previsões de convergência condicional da renda da teoria neoclássica de crescimento econômico, alguns economistas acreditam que as diferenças regionais de renda no Brasil explicam-se pelas características dos indivíduos, principalmente pelo baixo nível de capital humano das pessoas residentes nas regiões brasileiras mais pobres. Estes defendem que o aumento no nível educacional das pessoas mais pobres é suficiente para equalizar os salários reais entre as regiões brasileiras, pois as pessoas podem migrar para regiões que pagam maiores salários reais e o capital deve migrar para regiões com oferta de mão-de-obra qualificada mais barata.

Entretanto, trabalhos empíricos recentes têm confirmado novos modelos de crescimento que supõem que, além da educação, o capital geográfico afeta a produtividade marginal do trabalho e do capital. Tal fato fortalece o argumento de que território é um fator importante para explicar as diferenças regionais de renda no Brasil e que políticas educacionais não são suficientes em reduzir essas diferenças.

Desde 1970, período inicial dessa base de dados, o Brasil vem passando por inúmeras mudanças estruturais: mudanças de regime político, implementação de políticas regionais, educacionais e de saúde, estabilização e abertura econômica, entre outras. Procurou-se, inicialmente, responder se essas políticas contribuíram para reduzir as diferenças de renda entre os municípios brasileiros com base em dados municipais do senso dos anos de 1970, 1980, 1991 e 2000, como também e em uma metodologia proposta por Quah (1993b). Esta metodologia presume que as dinâmicas de distribuição da renda seguem um processo de Markov e, além de responder se a renda dos municípios brasileiros tem convergido, ela permite identificar a existência de grupos de convergência, localizando-os no espaço, e não restringe a evolução da renda de cada município a uma média constante no tempo, como fazem os testes tradicionais de crescimento.

Em seguida, utilizou-se essa mesma metodologia para analisar as dinâmicas da educação e da Expectativa de Vida entre os municípios brasileiros. Sabe-se que aumentos nos níveis de educação e de Longevidade afetam positivamente o nível de renda, mas o objetivo proposto foi testar se as diferenças de educação e de Expectativa de Vida são mais afetadas pelas políticas públicas que as diferenças de renda. Ou seja, é possível que a dinâmica da renda não esteja perfeitamente correlacionada à dinâmica da educação e da Longevidade, e que estas estejam convergindo mais rapidamente que a renda.

O texto está organizado em sete seções juntamente com esta introdução. Na seção 2, contrapõem-se as conclusões da teoria tradicional de crescimento com a dos novos modelos de crescimento que enfatizam a importância do capital geográfico, assim como apresentam-se alguns modelos de crescimento que justificam a importância da Expectativa de Vida a fim de explicar o crescimento a longo prazo. A seção 3

apresenta os resultados de alguns trabalhos empíricos realizados para o Brasil. A metodologia está descrita na seção 4 e a organização da base de dados na seção 5. Os resultados são apresentados na seção 6. Na seção 7, foram sintetizadas as conclusões obtidas a partir das estimativas realizadas.

2 TEORIA DO CRESCIMENTO E POLÍTICA REGIONAL

A atual teoria de crescimento econômico inicia-se com os trabalhos de Solow (1956), Swan (1956), Ramsey (1928), Cass (1965) e Koopmans (1965). O modelo de Solow supõe uma economia em concorrência perfeita, uma função de produção com retornos marginais decrescentes para os insumos trabalho e capital e retornos constantes de escala. Retornos decrescentes implicam o acúmulo do capital a taxas decrescentes; ou seja, economias em desenvolvimento que possuem menores estoques de capital e de produto devem apresentar maiores taxas de crescimento e convergir a longo prazo para os mesmos níveis de capital e de produto das economias desenvolvidas. Esse modelo, no entanto, não explica como o crescimento ocorre a longo prazo (este é dado por desenvolvimento tecnológico exógeno ao modelo) e sua previsão de convergência absoluta da renda não pôde ser confirmada por nenhum trabalho empírico.¹

2.1 EDUCAÇÃO E CRESCIMENTO

Para explicar o crescimento de longo prazo, Lucas (1988) acrescenta capital humano ao modelo de Solow. A teoria do capital humano supõe que a decisão do indivíduo em qual atividade alocar seu tempo no período corrente afeta sua produtividade no período futuro. No modelo de Lucas, uma política que conduz ao aumento constante, no tempo em que as pessoas despendem com qualificação, gera aumento permanente no crescimento do produto por trabalhador. Uma conclusão deste modelo é que uma economia com baixos níveis de capital humano e capital físico permanecerá com menor nível de Renda *Per Capita* que uma economia mais bem dotada.

De acordo com essas teorias, alguns economistas acreditam que políticas que se focam nos indivíduos são mais eficientes em reduzir diferenças territoriais de renda que aquelas que se focam no território. Samuel (1999) argumenta que o aumento no nível de capital humano das pessoas mais pobres, via educação pública, permite que essas pessoas se desloquem para regiões que ofertam maiores salários reais e que esta migração iguale a renda real ao longo do território brasileiro. Caso os custos de deslocamento da mão-de-obra sejam muito altos, a equalização desses salários seria dada mediante deslocamento do capital e da indústria em busca de mão-de-obra qualificada mais barata nas regiões menos desenvolvidas.

Os trabalhos empíricos realizados nos últimos vinte anos também não conseguiram confirmar que educação e treinamento aumentam a taxa de crescimento de longo

1. Como Lucas (1990) bem exemplificou, sendo a produção *per capita* nos EUA quinze vezes maior que na Índia, segundo estimativas de Summers e Heston (1991), uma função de produção com capital físico, com $\beta = 0,4$, implicaria uma produtividade marginal do capital na Índia aproximadamente 58 vezes maior que nos EUA. Caso fosse verdade, haveria enormes fluxos de investimentos dos EUA para a Índia. No entanto, não existem fluxos de capitais tão grandes dos países desenvolvidos para os países em desenvolvimento, e a suposição de uma convergência extremamente rápida entre países também não foi corroborada por trabalhos empíricos.

prazo. Em 2004, Coulombe *et al.* (2004) mostram que a falha não está no modelo teórico de Lucas (1988) e, sim, no fato de a variável utilizada nesses estudos empíricos “Anos de Estudo concluídos” não ser uma boa *proxy* para o capital humano. Com base na amostra da *International Adult Literacy Survey*, que testou indivíduos entre 16 e 65 anos na metade da década de 1990, eles agrupam a *literacy* dos indivíduos por coortes para os cartoze países da amostra – entende-se por *literacy* a capacidade da pessoa em utilizar diferentes tipos de materiais escritos para realizar tarefas reais de complexidades variadas. Assim, foi possível estimar a *literacy* das pessoas que entraram na força de trabalho entre 1960 e 1995, como também o investimento em capital humano realizado em cada coorte. O estudo identificou uma associação clara e significativa entre investimentos em capital humano e taxa de crescimento subsequente do país e da produtividade do trabalho.

Tal estudo revela que as disparidades regionais de renda no Brasil dificilmente serão reduzidas pelo simples aumento nos Anos de Estudo dos brasileiros mais pobres. A oferta de educação é condição necessária mas não suficiente para elevar a *literacy* das pessoas. Sabe-se que existem enormes diferenças na qualidade do ensino oferecido pelas escolas brasileiras e que a capacidade de aprendizado dos alunos também está relacionada ao ambiente em que estes vivem: escolaridade dos pais, acesso à informação, ao transporte, à habitação, ao saneamento, à violência, à perspectiva de ganhos futuros de renda com o conhecimento de que depende do mercado de trabalho local etc. Ou seja, não se pode os subestimar o impacto do local em que as pessoas vivem na capacidade de aprendizagem delas.

2.2 TECNOLOGIA, GEOGRAFIA E CRESCIMENTO

Outra forma de tornar o progresso tecnológico endógeno e de explicar o crescimento econômico foi apresentada por Romer (1986). Ele supôs que o processo de acúmulo do capital físico gera conhecimento tecnológico que transborda para toda a economia e eleva o estoque de capital humano *per capita*, assim como a produtividade individual do trabalho. Tal efeito é público e, por não ser percebido pelos indivíduos que o geram, considerado não-remunerado. Isso evita que as firmas cresçam infinitamente e permite que rendimentos constantes ou crescentes do capital efetivo (capital físico mais capital humano) sejam factíveis em um modelo para uma economia competitiva, em que todos os insumos privados são remunerados de acordo com seus produtos marginais.

Por fim, modelos mais recentes de crescimento econômico – como Hall e Jones (1996), Chang (1994), Ravallion e Jalan (1996) e Ravallion (1998) – têm ressaltado que variáveis geográficas também afetam significativamente a produtividade marginal do capital e do trabalho. Entende-se por variáveis geográficas clima, infra-estrutura local, acesso aos serviços de utilidade pública, conhecimento sobre a realidade física local, existência de tecnologias apropriadas ao território e instituições políticas e jurídicas. Esses modelos revelam que gastos na educação dos indivíduos de regiões menos desenvolvidas não são suficientes para elevar a produtividade marginal do capital e do trabalho a ponto de atrair empresas das regiões mais desenvolvidas do país.

Em resumo, como a suposição de retornos decrescentes do capital efetivo não é mais necessária, a previsão de convergência absoluta da renda do modelo de Solow é abandonada. A literatura recente mostra que pode haver uma convergência *condicional*

da renda em que cada economia converge para seu nível de estado estacionário, que é dado pelas características intrínsecas a cada economia como: nível de capital humano, gastos em Pesquisa e Desenvolvimento (P&D), variáveis geográficas, taxa de preferência intertemporal dos indivíduos, qualidade das instituições etc. Além disso, a possível existência de retornos crescentes de escala implica divergência da renda em níveis absolutos; ou seja, economias mais ricas crescerão a taxas mais elevadas, resultando em níveis mais desiguais de Renda *Per Capita* e em um aumento das desigualdades regionais.

2.3 LONGEVIDADE E CRESCIMENTO

A maioria dos estudos empíricos sobre as desigualdades territoriais brasileiras foca-se no comportamento da renda. No entanto, parte dos diferenciais de renda deve-se a diferenciais de preço. Como não se dispõem de índices de preços por município para se trabalhar com renda real, será analisada também a dinâmica da Expectativa de Vida dos municípios brasileiros como boa *proxy* para a qualidade de vida ou para o nível de bem-estar.

Becker *et al.* (2003) constroem uma *proxy* para bem-estar, que chamam de *renda cheia*, a partir da soma da renda (*proxy* para qualidade de vida) com a Longevidade (quantidade de vida). Eles afirmam que houve uma redução da desigualdade de *renda cheia* em 49 países, entre 1965 e 1995, que foi explicada pela inclusão da Expectativa de Vida uma vez que não houve convergência da renda nessa mesma amostra. Também concluem que os principais fatores que explicam a convergência da Longevidade foram a redução de doenças infecciosas, respiratórias, digestivas, congênitas e a melhoria das condições pré-natais. Como essas melhorias na área de saúde também ocorreram no Brasil, e diante das transferências municipais compulsórias para a saúde e educação, também espera-se de maior convergência da Expectativa de Vida e de educação no Brasil que da renda.

A literatura econômica também tem mostrado que um dos principais determinantes da escolaridade é a Expectativa de Vida.² Os indivíduos decidem quantos anos permanecerão na escola a partir da comparação entre seu custo de oportunidade (os salários perdidos mais as taxas escolares) e seu benefício, o aumento no valor presente dos fluxos-salários que receberão até o fim de suas vidas. Um aumento na Expectativa de Vida, tudo o mais constante, eleva o valor presente dos fluxos-salariais e, assim, o acúmulo de capital humano. Nas simulações de Ferreira e Pessoa (2003), um país em que seus habitantes possuem expectativa média de vida de 65 anos terá 23% a menos de escola, 26% a menos de capital físico e uma renda 28% menor a longo prazo que um país com residentes com Expectativa de Vida de 75 anos. A partir desse resultado, os autores afirmam que gastos em saúde, saneamento e medicina preventiva em países com Expectativa de Vida muito baixa, por elevarem a Longevidade, serão provavelmente a política mais efetiva de crescimento econômico.

Hazan e Zoabi (2003) desenvolvem um modelo em que os pais investem nos filhos antecipando o apoio deles na idade adulta. Esses autores mostram que a interação entre a Longevidade e as ligações intergeracionais durante o processo de desenvolvimento explica a taxa de crescimento populacional, educacional e de renda real é uma

2. Ver Mincer (1974) e Willis (1986).

hipótese consistente com os dados observados de vários países desenvolvidos e em desenvolvimento durante os últimos quatro séculos. Essa interação é descrita por três fases:

- a) Baixa taxa de Longevidade induz investimentos em quantidade de filhos;
- b) Aumento modesto na Longevidade e nos padrões de vida estimula investimentos modestos em educação, mas não diminuem significativamente o investimento em quantidade de filhos. O aumento populacional e em nível educacional acelera a taxa de crescimento do produto *per capita*; e
- c) A Longevidade é alta o suficiente para induzir os pais a investirem mais em qualidade (educação) que em quantidade (número de filhos). Essa escolha amplifica o crescimento do produto *per capita*.

3 RESULTADOS EMPÍRICOS PARA O BRASIL

A maior parte dos estudos sobre convergência no Brasil foca-se em dados estaduais pela dificuldade em obter-se uma série histórica consistente de dados municipais. Ferreira e Diniz (1995) testaram se a Renda *Per Capita* dos estados brasileiros estava convergindo em níveis absolutos. Seus dados abrangiam o período de 1970 a 1985 e o teste não pôde rejeitar estatisticamente a hipótese de tal convergência. O resultado de convergência absoluta também foi observado posteriormente por Azzoni (2001) no período de 1939 a 1996, porém a velocidade de convergência estimada para esse período foi muito menor que a estimada no período de 1970 a 1985. Azzoni (2001) acrescentou, também, que a partir de 1985 as Rendas *Per Capita* dos estados brasileiros deixaram de convergir absolutamente.

Ferreira (1998) ampliou a série de dados no período de 1970 a 1995, utilizou o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* estadual no lugar de Renda *Per Capita* e testou a hipótese de convergência pela estimação de matrizes de transição de Markov, que é uma metodologia estatisticamente menos restritiva e apresenta resultados mais robustos que a metodologia tradicional. Seus resultados mostraram que os PIBs *per capita* estaduais estão se concentrando em dois blocos distintos: o primeiro refere-se ao bloco de estados com PIBs próximos a média nacional (desaparecem então os estados com PIBs *per capita* maiores que 120% da média nacional) e, o segundo, ao bloco em que se encontram os estados pobres e muito pobres do Brasil. Os estados desse bloco permanecem com PIBs *per capita* bem menores que a média nacional. Esse resultado mostra que não se pode aceitar a hipótese de convergência absoluta dos PIBs *per capita* estaduais. O resultado de não-convergência também é obtido por Pontual e Porto Júnior (2000) para dados de Renda *Per Capita* no período de 1985 a 1998. Seus resultados mostram que houve estratificação da renda em três grupos: grupo de estados pobres com 26,9% dos estados, de renda média com 52% dos estados e de estados ricos com 11,4%.

Apesar de a metodologia tradicional de convergência não apresentar resultados tão robustos estatisticamente quanto os testes por matrizes de Markov, ela permite estimar as variáveis condicionantes do crescimento a longo prazo dos países ou de regiões estudadas (como variáveis geográficas, educação, investimentos, gastos públicos,

circunstâncias políticas etc.). Azzoni *et al.* (2003) utilizaram essa metodologia para testar as hipóteses de convergência absoluta e de convergência condicional para dezoito estados brasileiros entre 1981 e 1996. Eles separaram suas amostras por coortes e como variáveis condicionantes do crescimento inseriram variáveis educacionais, variáveis de infra-estrutura e variáveis geográficas. Os autores utilizaram os seguintes microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad): existência de eletricidade, água, esgoto, coleta de lixo, fogão, geladeira, densidade dos domicílios, Expectativa de Vida, sexo, taxa de mortalidade infantil, temperatura, chuva, latitude, educação e participação do chefe e do cônjuge na renda familiar, e se a residência é metropolitana, urbana ou rural.

Seus resultados confirmaram que as Rendas *Per Capita* dos estados brasileiros não convergem absolutamente, mas condicionalmente e a meia vida de convergência é menor que um ano. Isso significa que a Renda *Per Capita* desses estados praticamente já convergiu para seus níveis de estado estacionário e que as atuais diferenças de renda permanecerão inalteradas em razão das grandes diferenças educacionais e geográficas desses estados. Eles também mostraram que as variáveis geográficas foram mais importantes para explicar as desigualdades estaduais que as variáveis educacionais. Ou seja, uma política de redução das desigualdades regionais que invista apenas em educação não terá sucesso.

Ao estimarem-se matrizes de transição de Markov para analisar a evolução das Rendas *Per Capita* estaduais de 1939 a 1998, Mossi *et al.* (2003) confirmaram elevada persistência das Rendas *Per Capita* em dois grandes grupos: o de baixas rendas formado principalmente pelos estados da região nordeste e o de altas rendas formado pelos estados da região sudeste e sul. A estimação de núcleos estocásticos confirmou essa elevada persistência, tanto na análise incondicional quanto na condicionada espacialmente.

O trabalho de Laurini *et al.* (2003) destaca-se dos demais por utilizar dados municipais. Assim como em Mossi *et al.* (2003), eles substituem os testes paramétricos de sigma e beta-convergência por metodologias não-paramétricas e encontram a formação de dois clubes de convergência para o Brasil. Seus resultados são confirmados estatisticamente por teste de multimodalidade.

Azzoni e Servo (2002) analisam as dez maiores áreas metropolitanas brasileiras em 1992, 1995 e 1997. Mesmo após essas análises controladas por características dos trabalhadores (educação, idade, sexo, raça e posição familiar) e de trabalho (posição ocupacional, setor e experiência), as diferenças de salário entre as metrópoles permaneceram significativas. Eles também mostraram que essa conclusão não se altera com o controle feito pelos índices metropolitanos de custo de vida e que as diferenças regionais de salários não se afetaram com as variações nas taxas de inflação e de crescimento do PIB e com as políticas salariais nacionais.

4 BASE DE DADOS

4.1 COMPATIBILIZAÇÃO DOS MUNICÍPIOS EM ÁREAS MÍNIMAS DE COMPARAÇÃO

A estrutura municipal brasileira sofreu muitas modificações entre os anos de 1970 e de 2000. O forte movimento de emancipação de municípios que tem ocorrido no país fez que o número de municípios existentes no Brasil aumentasse de 3.952 em 1970 para 5.507 em 2000. Isso complica sobremaneira uma análise correta da evolução das variáveis de um dado município, uma vez que se deve levar em conta não só as alterações territoriais, mas também as populacionais provenientes das anexações e dos desmembramentos que alteraram sua estrutura.

Para que uma análise da evolução das características de um dado município possa ser feita, deve-se considerar essas alterações territoriais, utilizando-se unidades territoriais invariáveis, formadas pela reunião de municípios que juntos envolveram-se em algum tipo de modificação territorial (anexação, desmembramento ou ambos).

O instituto Nemesys (Ipea/RJ e Universidade Federal Fluminense – UFF) recompôs, a partir de informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), essas unidades territoriais em 3.659 Áreas Mínimas Comparáveis (AMC), as quais são definidas como sendo áreas geográficas mais desagregadas possíveis que podem ser comparadas entre dois pontos no tempo. A título de exemplo, mostra-se, a seguir, a situação do município de Cruzeiro do Sul; no estado do Acre; em 1970. Na década de 1970, ocorreu redução no seu território em virtude da emancipação política de seu antigo distrito de Mancio Lima. Posteriormente, em 1993, ele foi novamente reduzido pela criação dos Municípios de Marechal Thaumturgo, Porto Water e Rodrigues Alves. Nesse caso, se houve interesse em comparar a evolução do PIB do município de Cruzeiro do Sul, de 1970 a 2000, será necessário comparar o PIB de Cruzeiro do Sul em 1970 com a soma do PIB dos cinco municípios citados anteriormente em 2000. Também existem casos, nos quais dois ou mais municípios distintos cedem partes dos seus territórios e sua população para a formação de nova unidade municipal.

4.2 ÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO HUMANO

O presente trabalho pretende estudar não só a dinâmica da Renda *Per Capita* das AMC, mas também o desempenho de outras variáveis que afetam o bem-estar da população. Assim, além da renda, foram consideradas também variáveis ligadas à educação e à Longevidade.

Para tanto, os Índices de Desenvolvimento Humano Municipais (IDH-M) devidamente agregados por AMC foram utilizados.³ Tais índices são calculados decenalmente a partir de dados censitários. O primeiro índice usado foi a Renda familiar *Per Capita*, no qual são consideradas todas as fontes de rendimento, sejam provenientes do trabalho ou não. A segunda variável estudada foi a Taxa de Alfabetização, definida

3. Ver Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud), 2003.

como o percentual das pessoas com quinze anos ou mais de idade que são capazes de ler ou de escrever um bilhete simples.

Outra variável ligada à educação apreciada foi o Número Médio de Anos de Estudo, que é a razão entre a soma do número de Anos de Estudo para a população de 25 anos ou mais de idade e o total das pessoas nesse segmento etário.

Por fim, analisou-se o comportamento da variável Esperança de Vida ao Nascer, que corresponde ao número médio de anos que as pessoas viveriam a partir do nascimento.

É válido acrescentar que, para o ano de 1970, das 3.659 AMC havia dados disponíveis para 3.654 delas e, em 1980, para 3.653. Nos anos de 1991 e de 2000, todas as 3.659 AMC tinham dados disponíveis.

5 METODOLOGIA

Um dos principais objetivos dos trabalhos empíricos de crescimento econômico tem sido examinar os determinantes do crescimento de longo prazo e checar se a Renda *Per Capita*, condicionada a esses determinantes, converge em direção a uma trajetória de crescimento de estado estacionário. A metodologia utilizada nesses trabalhos consiste em regressar a taxa média de crescimento das economias estudadas contra o nível inicial de renda e as variáveis condicionantes estáticas, determinantes do crescimento, tais como: educação, investimentos, gastos públicos, circunstâncias políticas etc.⁴

Algumas suposições estão implícitas nessa metodologia: *i*) as variáveis condicionantes explicam o crescimento permanente ou a tendência de crescimento, enquanto a condição inicial é um controle para a dinâmica de transição; e *ii*) toda economia alcançará taxa de crescimento de estado estacionário, que pode ser aproximada por uma tendência temporal. Ao considerar-se que tal fato seja verdadeiro e que as economias estudadas estejam na trajetória de estado estacionário, pode-se estimar uma covariância estável no tempo entre a taxa média de crescimento e as variáveis hipotéticas explicativas do crescimento econômico.

Um dos problemas dessa metodologia é que ela sintetiza características dinâmicas em uma estatística resumida – uma média ou tendência de crescimento. Tal metodologia seria informativa caso os movimentos permanentes na renda fossem bem descritos por tendências temporais suaves, pouco afetadas por distúrbios correntes; ou também se grandes choques econômicos ocorressem apenas no começo da amostra.⁵

Quah (1993a) e Friedman (1992) alertam que também é inadequado supor que o coeficiente estimado é o mesmo para todas as economias e mostram que o coeficiente negativo encontrado em regressões de crescimento, entre a taxa de crescimento e a renda inicial, pode não significar convergência e sim sintoma de uma regressão à média, problema conhecido como Falácia de Galton.

4. Ver Barro (1991) e Barro e Sala-i-Martin (1991, 1992).

5. No entanto, Danny Quah (1993b) mostra que esses cenários não descrevem dados de renda entre países: a tendência de crescimento de 78% de 118 países, entre 1962 e 1973, foi maior que suas tendências de crescimento entre 1974 e 1985, e a variabilidade na renda de 72% dessas economias aumentou significativamente no tempo.

Para evitar esses problemas, Quah (1993b) desenvolveu uma metodologia baseada em matrizes de mobilidade que modela a dinâmica das distribuições relativas de renda entre países como um processo de Markov. A vantagem dessa metodologia é que ela formula uma lei de movimento para a distribuição da variável estudada entre os períodos em análise, o que permite capturar a existência de clubes de convergência.

5.1 MATRIZES DE MOBILIDADE

Suponha um painel de observações $\{x_{it}\}$, onde $i = 1, 2, \dots, n$ representa as unidades observacionais (municípios), e $t = 1, 2, \dots, T$ refere-se aos períodos das observações. Para cada variável avaliada (Renda, Longevidade ou Anos de Estudo) será computada a média das unidades observacionais em cada período, \bar{x}_t :

$$\bar{x}_t = \sum_{i=1}^n x_{it} \quad (1)$$

Para cada período é possível calcular a relação entre o valor da variável de cada município e a média no período, γ_{it} :

$$\gamma_{it} = \frac{x_{it}}{\bar{x}_t} \quad (2)$$

É possível, então, distribuir anualmente as diversas unidades observacionais em k intervalos (ou classes) segundo os valores de γ_{it} . O passo seguinte é computar os deslocamentos dessas unidades entre as diversas classes durante os períodos observados. Essa contabilização gera matriz de frequência (F):

$$F = \begin{pmatrix} f_{11} & f_{12} & \cdots & f_{1k} \\ f_{21} & f_{22} & \cdots & f_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ f_{k1} & f_{k2} & \cdots & f_{kk} \end{pmatrix} \quad (3)$$

na qual f_{ij} representa o número de municípios que pertenciam a classe i em um período e migraram para a classe j no período seguinte. Ao dividir-se cada linha de F por sua soma obtém-se a matriz de transição, cujos elementos são estimadores de máxima verossimilhança das probabilidades de migração entre as classes:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1k} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{k1} & p_{k2} & \cdots & p_{kk} \end{pmatrix} \quad (4)$$

em que $p_{ij} = \frac{f_{ij}}{\sum_{m=1}^k f_{im}}$ é a probabilidade de um município que esteja na classe i migrar

para a classe j no período seguinte. Para mostrar que os p_{ij} são realmente os estimadores de máxima verossimilhança, observa-se que dada determinada classe i , as unidades

que se encontram em tal classe no período t poderão ou não migrar para a classe j no período seguinte de acordo com uma determinada probabilidade π_{ij} , configurando-se então uma distribuição de probabilidade de Bernoulli. Suponha-se então que o evento “migração de uma unidade que está na classe i para a classe j ” seja representado por $X = 1$ e o seu complementar, ou seja, “migração de uma unidade que está na classe i para uma classe que não seja a classe j ” seja representado por $X = 0$. Então, a distribuição de probabilidade associada seria dada por:

$$\text{Prob}(X_m) = \begin{cases} \pi_{ij}, & \text{se } X_m = 1 \\ 1 - \pi_{ij}, & \text{se } X_m = 0 \end{cases}, \quad \text{com } m = 1, 2, \dots, q.$$

A função de máxima verossimilhança é então definida como:

$$L(X_1, X_2, \dots, X_q, \pi_{ij}) = \prod_{m=1}^q \text{Prob}(X_m)$$

$$\Rightarrow L(X_1, X_2, \dots, X_q, \pi_{ij}) = \pi_{ij}^{\left(\sum_{m=1}^q X_m\right)} \times (1 - \pi_{ij})^{\left(n - \sum_{m=1}^q X_m\right)}$$

então, o logaritmo da função de máxima verossimilhança é:

$$\log L(X_1, X_2, \dots, X_q, \pi_{ij}) = \left(\sum_{m=1}^q X_m\right) \log(\pi_{ij}) + \left(n - \sum_{m=1}^q X_m\right) \log(1 - \pi_{ij})$$

Maximizando a função anterior em relação a π_{ij} , tem-se como condição de primeira ordem:

$$\frac{\left(\sum_{m=1}^q X_m\right)}{\pi_{ij}} = \frac{n - \sum_{m=1}^q X_m}{(1 - \pi_{ij})} \Rightarrow \left(\sum_{m=1}^q X_m\right) - \pi_{ij} \left(\sum_{m=1}^q X_m\right) = n\pi_{ij} - \pi_{ij} \left(\sum_{m=1}^q X_m\right)$$

$$\Rightarrow \pi_{ij} = \frac{\sum_{m=1}^q X_m}{n} \quad (5)$$

que é o estimador de máxima verossimilhança utilizado.

5.2 DISTRIBUIÇÕES ERGÓTICAS

A multiplicação do vetor, que representa a distribuição inicial das unidades observacionais em classes, d , pela matriz de transição P , resulta na distribuição esperada para o período seguinte, assim:

$$d_t P = d_{t+1} \quad (6)$$

A aplicação iterativa desse processo possibilita que se estime a distribuição de um período futuro (s períodos no futuro, por exemplo). Assim:

$$d_{t+s} = \underbrace{P \times P \times \dots \times P}_{s \text{ vezes}} \times d_t = P^s d_t \quad (7)$$

em que d_{t+s} é a distribuição esperada no período $t+s$. Se esse processo for levado ao limite, fazendo $s \rightarrow \infty$, pode-se averiguar se a distribuição resultante converge assintoticamente para alguma distribuição limite. Se tal convergência ocorrer, a distribuição final será denominada distribuição *estacionária* ou *ergótica*, ou seja, é aquela distribuição cuja a pré-multiplicação pela matriz de transição resulta na própria distribuição, sendo portanto uma distribuição de equilíbrio, ponto fixo no qual o sistema se estabiliza. Matematicamente:

$$\tilde{d} P = \tilde{d} \quad (8)$$

O problema de se obter a distribuição \tilde{d} é correspondente ao de se achar o autovetor normalizado da matriz P' , associado ao seu autovalor unitário, dada a existência do último:

$$P' x = \lambda x \Rightarrow P' x = x,$$

visto que, nesse caso, $\lambda = 1$:

$$\Rightarrow x' P = x'$$

que é análoga à equação 7, e onde λ é o autovalor unitário e x é o autovetor a ele associado.

Como a matriz de transição possui todos os seus elementos não negativos e menores que 1, pois trata-se de uma matriz de probabilidades, pode-se provar que pelo menos um dos seus autovalores é unitário. No entanto, se a matriz de transição possuir algum valor zero não é possível assegurar a unicidade do autovalor desejado.

Faz-se necessário então, no caso de trabalhos empíricos, testar o número de autovalores unitários associados a uma determinada matriz de transição.⁶ Isso porque a existência de mais de um autovalor unitário implica a existência de múltiplas distribuições ergóticas. Nesse caso, a distribuição final dependeria da distribuição inicial.

5.3 MÉDIA E VARIÂNCIA DAS DISTRIBUIÇÕES

A média de cada distribuição é calculada multiplicando-se a frequência relativa de cada classe pelo seu valor cardinalizado.⁷ A seguir, somam-se tais produtos. Assim:

$$\bar{x} = \sum_{m=1}^k m f_m \quad (9)$$

A variância, por sua vez, é obtida pela soma ponderada dos quadrados dos desvios dos valores cardinais das faixas em relação à média da distribuição. As frequências relativas são os pesos a serem utilizados:

$$s^2 = \sum_{m=1}^k (m - \bar{x})^2 f_m \quad (10)$$

O cálculo das médias e das variâncias das distribuições visa estabelecer parâmetros de comparação entre estas últimas. No entanto, é imprescindível que fiquem claras as

6. Tal teste só é necessário no caso de a matriz de transição apresentar pelo menos um valor nulo em seu bojo.

7. Multiplica-se a frequência relativa da classe um por um, da classe dois por dois, e assim por diante.

limitações desses parâmetros comparativos. Em primeiro lugar, deve-se notar que a média em questão refere-se às faixas e não aos valores. Assim, se todos os valores de uma determinada variável dobrarem, a média da distribuição permanecerá inalterada.

Em seguida, é preciso ter-se em mente que variâncias menores não necessariamente significam melhoria na distribuição e sim podem ser produto, como, por exemplo, de uma acumulação das unidades nas classes mais baixas.

5.4 APLICAÇÃO DAS MATRIZES DE MOBILIDADE AOS DADOS

Como foi visto anteriormente, o conjunto de dados disponíveis foi formado por um painel composto por 3.659 unidades de *cross-section* (as 3.659 AMC) e quatro períodos (os anos de 1970, 1980, 1991 e 2000). Para cada ano foi calculada a média e todas as observações foram então divididas pela média do respectivo período.

Para evitar ao máximo a arbitrariedade envolvida na escolha dos limites das classes, optou-se pelo seguinte método de seleção de tais limites: para cada variável foram considerados os dados do primeiro ano (1970), e estes repartidos em nove classes com o mesmo número de unidades. Isso permitiu definir os valores limítrofes, descritos na tabela 1, que foram aplicados na separação das classes nos demais períodos.

TABELA 1

Limites superiores das classes em relação à média das variáveis

Variáveis → Classes ↓	Renda <i>Per Capita</i>	Taxa de Alfabetização	Anos de Estudo	Expectativa de Vida ao nascer
1	0,434	0,562	0,365	0,898
2	0,549	0,693	0,511	0,935
3	0,665	0,820	0,657	0,964
4	0,809	0,977	0,803	0,991
5	0,925	1,098	1,022	1,013
6	1,069	1,191	1,168	1,041
7	1,272	1,285	1,460	1,067
8	1,676	1,385	1,752	1,104
9	6,821	1,783	4,089	1,263

Elaboração dos autores.

Vale notar que este método, além de reduzir a discricionariedade da escolha das classes,⁸ permite que a tendência de convergência, não-convergência ou divergência regional das variáveis sejam melhor apreciadas, posto que todas elas partem inicialmente de distribuições iguais.

Foram contabilizadas então todas as situações nas quais houve ou não mudança de classes de cada variável de um período para o outro a fim de que pudessem ser computadas as matrizes de frequência. A partir das matrizes de frequências foram calculadas as matrizes de transição.

Cada matriz de transição foi então testada para se verificar a unicidade do autovvalor unitário, após terem sido calculadas as distribuições ergóticas das diversas variáveis. Exercício semelhante foi realizado em escala intra-regional. Por fim, foram calculadas as médias e as variâncias das diversas distribuições ergóticas, sendo estas contrastadas com os parâmetros referentes às distribuições iniciais (1970) para cada variável.

8. Na verdade, tal técnica não elimina a arbitrariedade uma vez que o número de classes ainda deve ser escolhido por critérios não definidos.

6 RESULTADOS

6.1 RENDA *PER CAPITA*

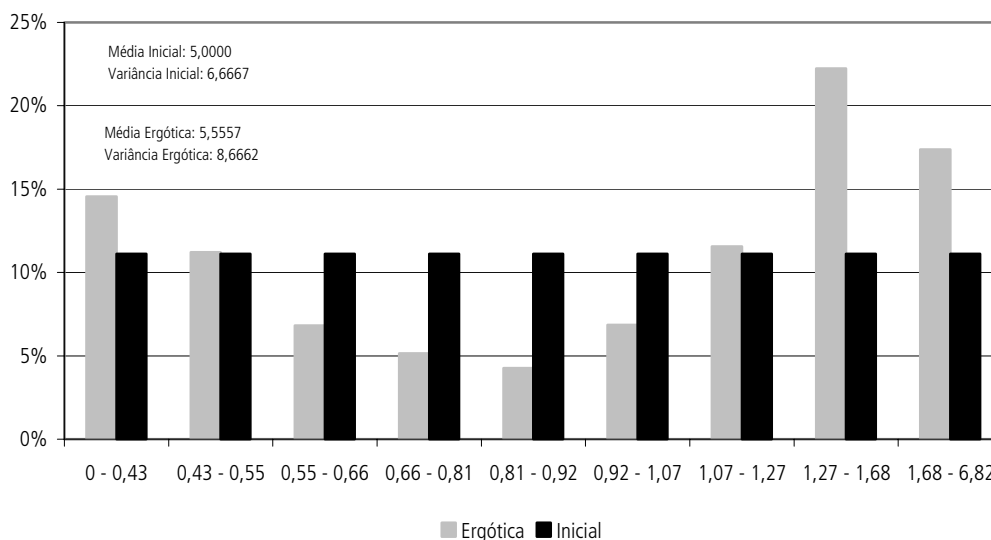
Os resultados completos da análise das matrizes de transição, bem como a rotina para obtê-los, encontram-se nos Anexos I e II. Nesses anexos estão, também, as listagens completas dos autovalores associados a cada matriz de transição; em todos os casos, o autovalor unitário é único, o que assegura a incondicionalidade das distribuições ergóticas em relação ao vetor de distribuição inicial.

No que diz respeito à Renda *Per Capita* por AMC, alguns desses resultados são especialmente interessantes. Por exemplo, pode-se notar um incremento tanto na média quanto na variância da distribuição ergótica em relação aos parâmetros da distribuição inicial (referente a 1970). A média da distribuição ergótica nacional é 5,56 enquanto a inicial é 5.⁹ A variância inicial, 6,67, é, por sua vez, substancialmente inferior ao parâmetro ergótico, que é de 8,67.

Este é um padrão claro de não-convergência; pois indica mais unidades acumuladas nos extremos da distribuição. Tal fato também pode ser apreciado pela análise do gráfico 1, no qual as barras pretas referem-se à distribuição inicial¹⁰ e as cinzas à distribuição ergótica.

GRÁFICO 1

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Renda *Per Capita* – total do Brasil



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/Fundação João Pinheiro (FJP).

Elaboração dos autores.

9. As médias e as variâncias nacionais para quaisquer das variáveis analisadas são, por construção, iguais a 5,00 e 6,67 respectivamente.

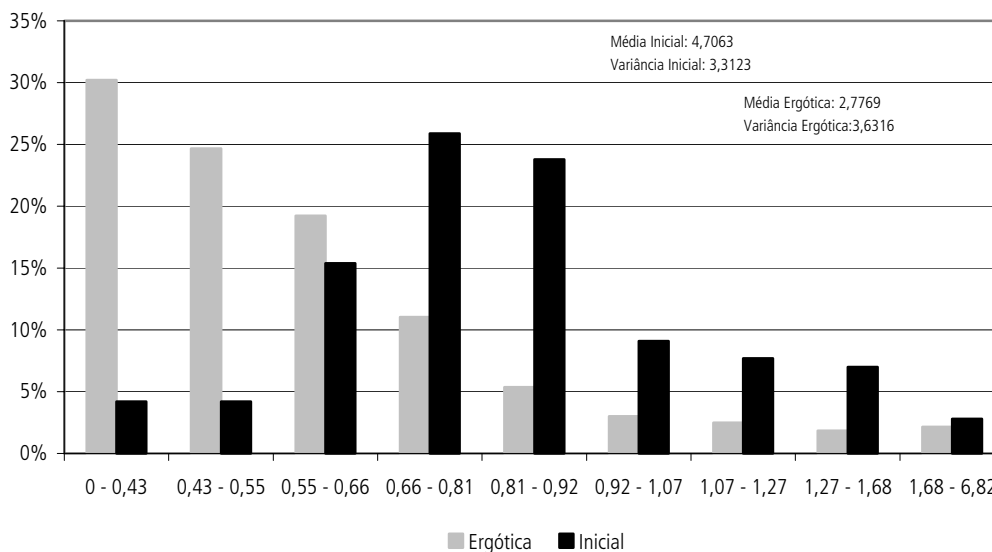
10. O fato das barras pretas serem todas do mesmo tamanho decorre do processo metodológico de se dividir a amostra inicial em nove classes de mesmo tamanho. Este fato, no entanto, só ocorre quando a distribuição total do Brasil é considerada, pois as distribuições regionais refletirão a situação das AMC de cada um dos estados em termos de sua distribuição dentro das faixas traçadas nacionalmente.

Como se pode observar, existe acumulação de AMC nas extremidades da distribuição ergótica. Isso significa que, permanecendo o processo atual, haverá poucas AMC com níveis de Renda *Per Capita* próximos à média nacional, enquanto a maior parte dessas AMC convergirá para as extremidades: ricas (classes 7, 8 e 9) ou pobres (classes 1 e 2).

Esse resultado de não-convergência da Renda *Per Capita* entre os municípios brasileiros, no entanto, possui outra faceta muito interessante: a análise das situações regionais confirma a existência de clubes de convergência regionais, também observada por outros trabalhos empíricos. A seguir, os gráficos 2 a 5 comparam as distribuições ergóticas e iniciais de cada uma das cinco regiões geográficas brasileiras isoladamente.

GRÁFICO 2

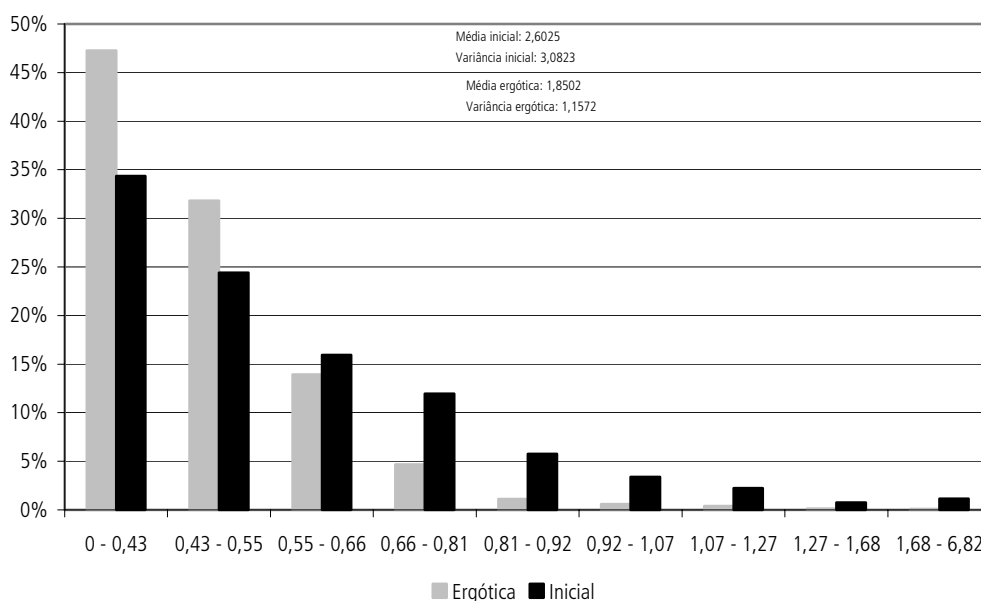
Distribuições inicial e ergótica das AMC: Renda *Per Capita* – região norte



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
 Elaboração dos autores.

No gráfico 2, da região norte, pode-se observar claramente que houve aumento da desigualdade nessa região, manifestado pelo fato de a variância ergótica ser maior que a variância inicial. A queda da média relativa de 4,71 para 2,78 e a acumulação da distribuição ergótica das AMC do norte nas classes mais baixas de Renda *Per Capita* revelam um empobrecimento dessa região em relação ao resto do país.

GRÁFICO 3

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Renda *Per Capita* – região nordeste

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.

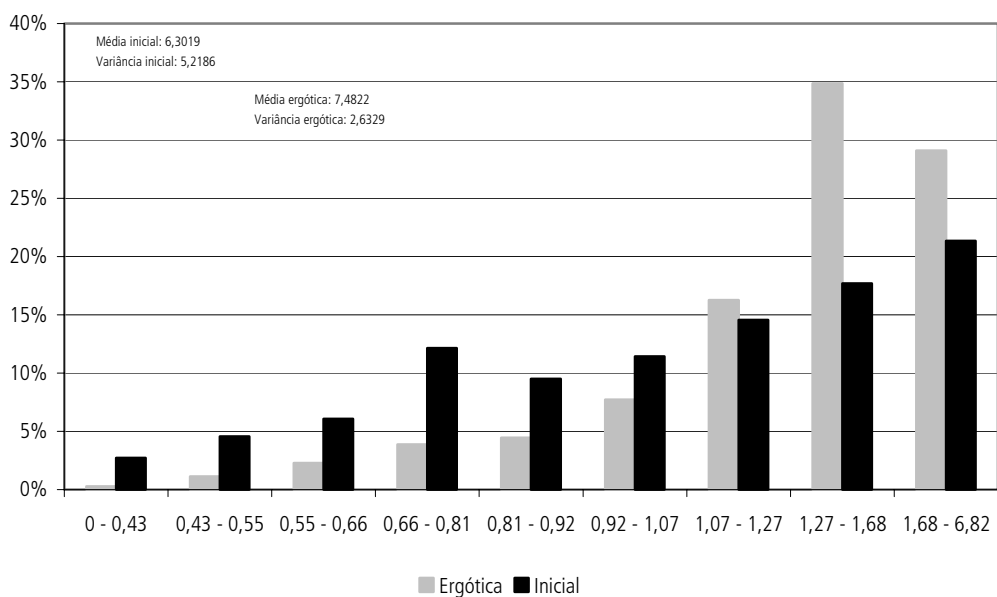
Elaboração dos autores.

O problema na região nordeste que, como mostra a distribuição inicial já era grave, irá piorar caso o processo de transição vigente nos últimos 35 anos se mantenha. Tal tendência pode ser observada no gráfico 3, no qual o acúmulo nas faixas mais baixas, característico da distribuição inicial, sofre sensível agravamento na distribuição ergótica. Esse é o pior caso possível: uma convergência das AMC da região para as faixas mais baixas de Renda *Per Capita*. Numericamente, esse processo revela-se pela queda da média relativa de 2,60 para 1,85 acompanhada por uma queda expressiva na variância de 3,08 para 1,16.

Como pode ser visto nos três gráficos seguintes, os casos das regiões sudeste, sul e centro-oeste são semelhantes e o que se observa é um padrão de convergência da Renda *Per Capita* das AMC dessas regiões para o topo da distribuição de renda das AMC brasileiras como também uma queda da desigualdade intrar-regional de Renda *Per Capita* de suas AMC. Nos três casos, as médias ergóticas são mais elevadas que as médias iniciais (7,48 contra 6,30 no sudeste, 7,75 contra 6,25 no sul e 6,87 contra 5,78 no centro-oeste) e as variâncias ergóticas menores que as variâncias das distribuições iniciais (2,63 contra 5,22 no sudeste, 1,55 contra 2,95 no sul e 2,34 contra 3,23 no centro-oeste).

GRÁFICO 4

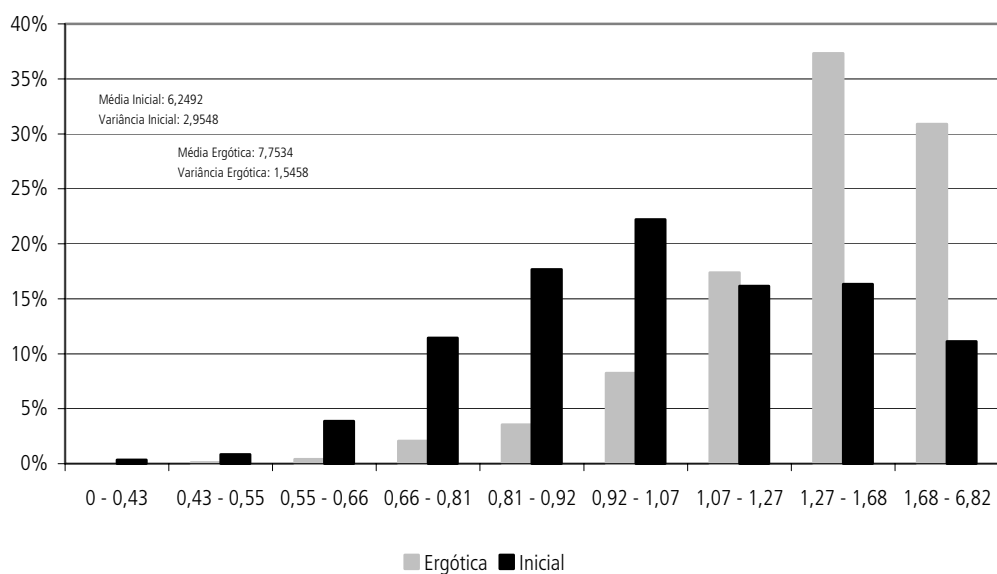
Distribuições inicial e ergótica das AMC: Renda *Per Capita* – região sudeste



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

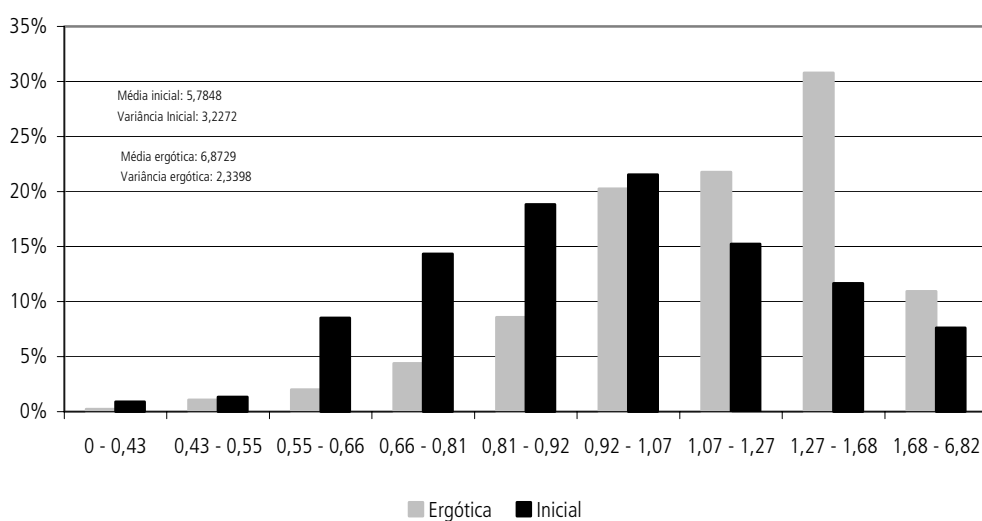
GRÁFICO 5

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Renda Per Capita – região sul



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 6

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Renda *Per Capita* – região centro-oeste

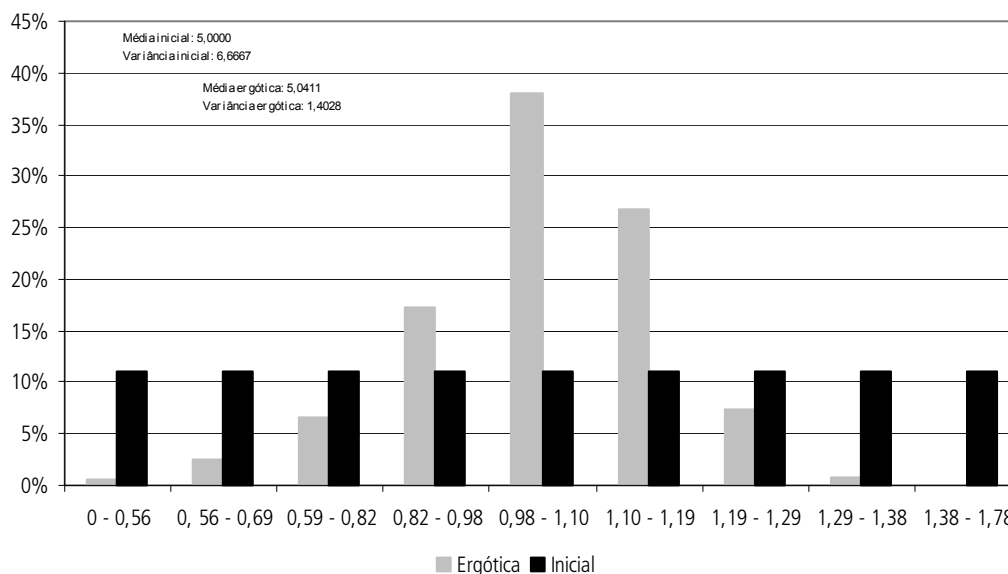
Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

Portanto, esses resultados revelam que não existe uma convergência nacional da Renda *Per Capita* das AMC brasileiras, mas sim uma tendência de convergência por clubes, em que as AMC do sudeste, sul e centro-oeste convergem em conjunto para um padrão mais alto de Renda *Per Capita* enquanto as AMC do norte e nordeste convergem conjuntamente para padrões mais baixos de Renda *Per Capita*.

6.2 TAXA DE ALFABETIZAÇÃO

Em respeito à Taxa de Alfabetização, pode-se observar a existência de perfis convergentes tanto na esfera nacional quanto nas regionais. Não obstante, ainda são observadas pequenas diferenças entre regiões. Os resultados apresentados pelos gráficos 1 a 6 mostram as comparações entre as distribuições ergóticas e iniciais desta variável em âmbito nacional e para cada região isoladamente.

GRÁFICO 7

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Taxa de Alfabetização – total do Brasil

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.

Elaboração dos autores.

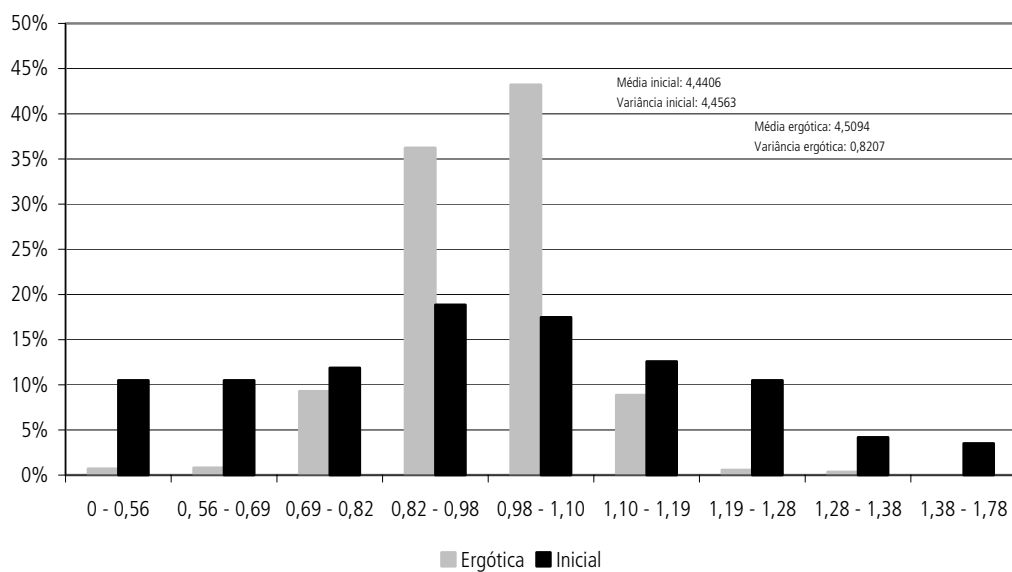
No âmbito nacional, observa-se uma tendência de convergência para as classes 4, 5 e 6. Ou seja, as AMC brasileiras convergem para uma faixa entre 0,82 e 1,19 da média de alfabetização brasileira. A título de exemplo, esta faixa representou no ano 2000 uma Taxa de Alfabetização entre 64% e 93%, pois a média da Taxa de Alfabetização das AMC brasileiras estava em 78,3%.¹¹

Esse é um processo robusto de convergência pois, embora não haja diferença significativa entre a média da distribuição inicial (5) e a média da distribuição ergótica (5,04), a variância da primeira (6,67) é bem mais acentuada que a da segunda (1,40).

11. Essa taxa é menor que a Taxa de Alfabetização no Brasil no ano 2000 (86,4%), pois é uma média das taxas de alfabetização das AMC não ponderada pela população.

GRÁFICO 8

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Taxa de Alfabetização – região norte

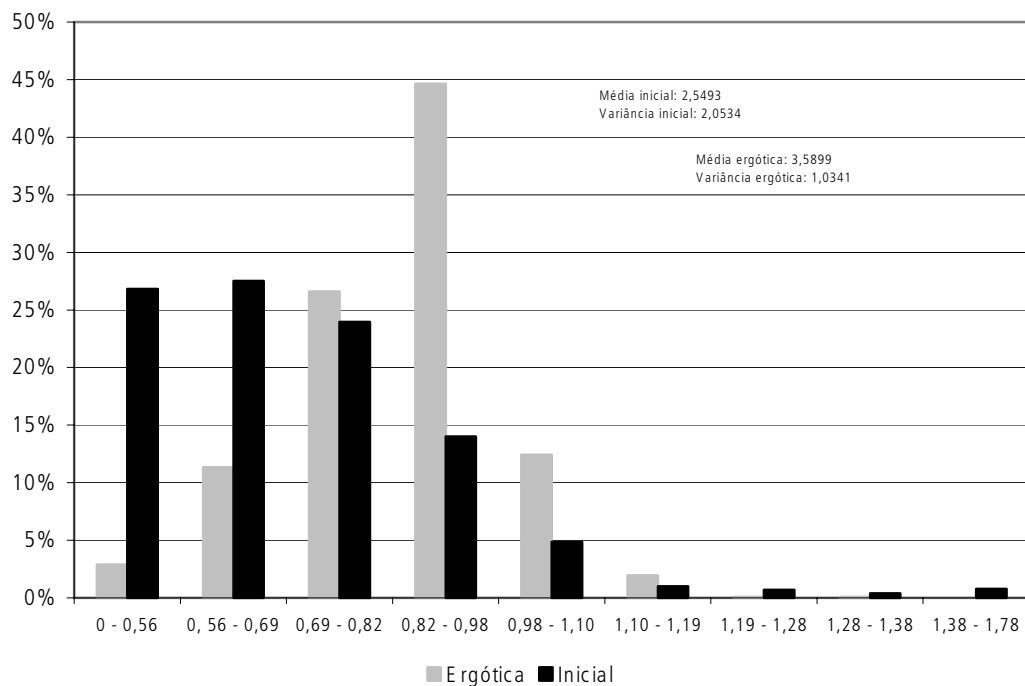


Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.

Elaboração dos autores.

GRÁFICO 9

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Taxa de Alfabetização – região nordeste

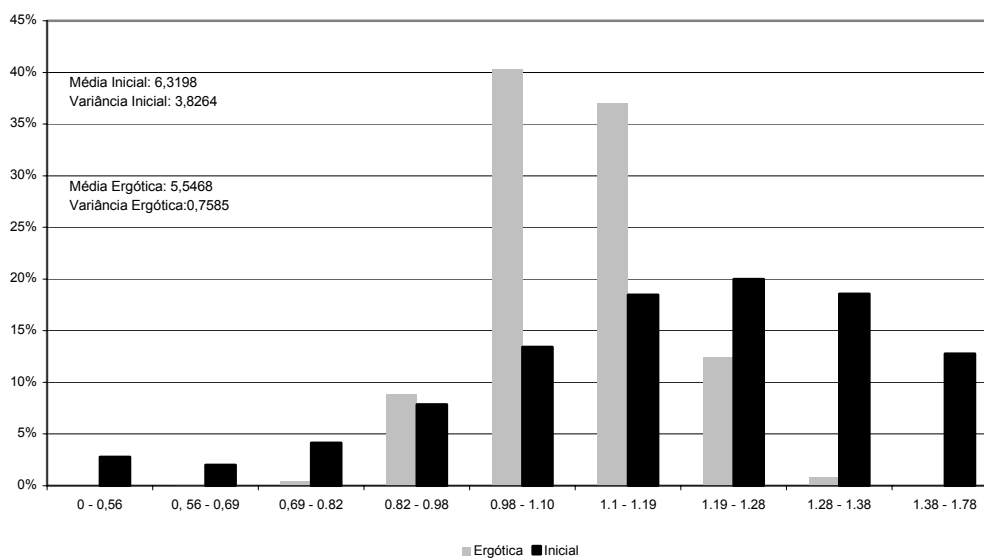


Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.

Elaboração dos autores.

GRÁFICO 10

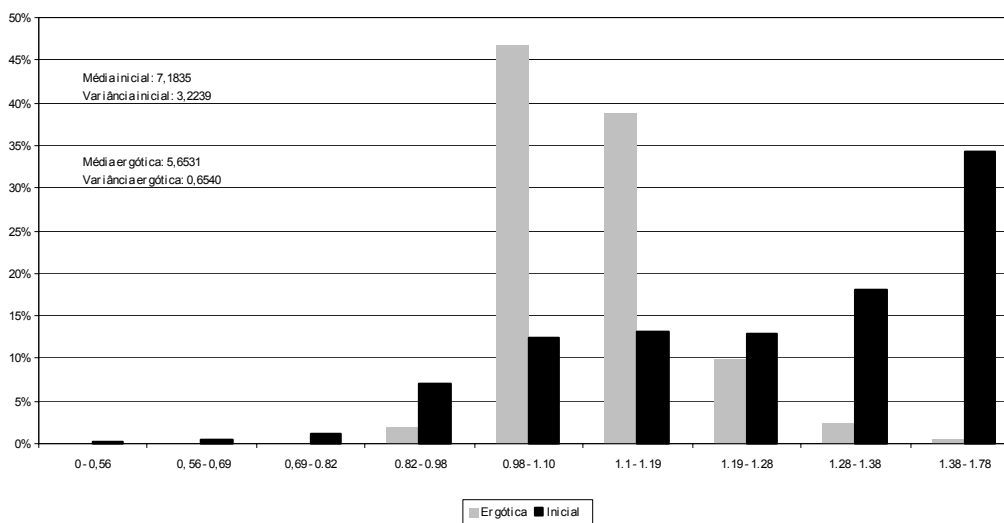
Distribuições inicial e ergótica das AMC: Taxa de Alfabetização – região sudeste



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

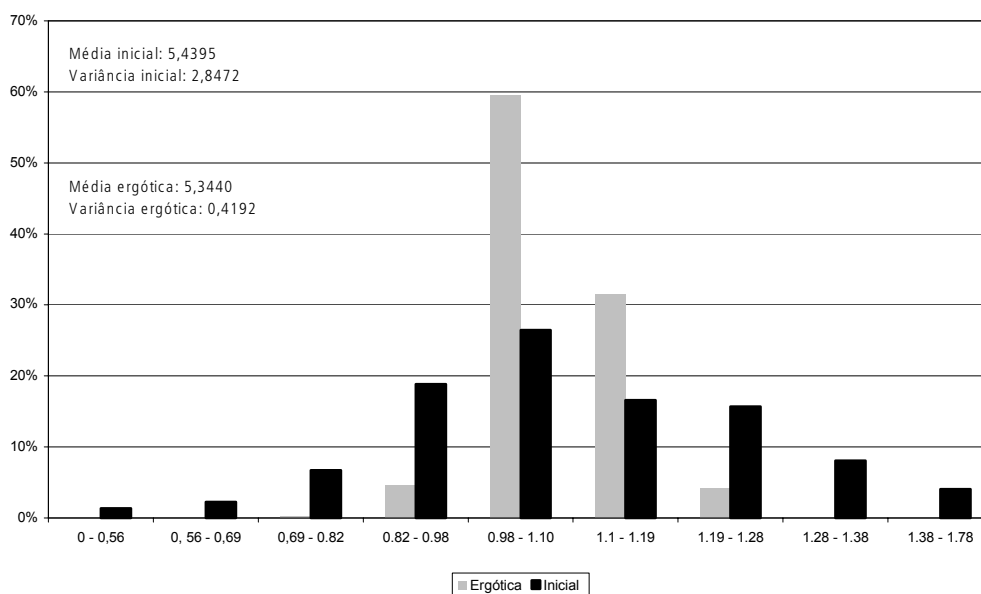
GRÁFICO 11

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Taxa de Alfabetização – região sul



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 12

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Taxa de Alfabetização – região centro-oeste

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.

Elaboração dos autores.

A avaliação regional da dinâmica dessa variável revela um padrão de convergência basicamente homogêneo. A diferença mais notável é que a média e a faixa modal ergótica da região nordeste situa-se em um nível abaixo das demais regiões. Além disso, diferenças na dispersão e na média entre as diversas regiões também ocorrem, contudo menos acentuadamente. A seguir, a tabela 2 descreve tais parâmetros por regiões:

TABELA 2

Taxa de Alfabetização médias e variâncias ergóticas: Brasil e regiões

Parâmetro/região	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Médias ergóticas	5,0411	4,5094	3,5899	5,5468	5,6531	5,3440
Médias iniciais	5,0000	4,4406	2,5493	6,3198	7,1835	5,4395
Variâncias ergóticas	1,4028	0,8207	1,0341	0,7585	0,6540	0,4192
Variâncias iniciais	6,6667	4,4563	2,0534	3,8264	3,2239	2,8472

Elaboração dos autores.

É de interesse a observação de que, no caso da Taxa de Alfabetização, as regiões desloca em direção “certa”. As distribuições ergóticas regionais, quando contrastadas com as distribuições iniciais, mostram que a região nordeste melhora relativamente, as regiões sudeste e sul sofrem perdas relativas e que as regiões norte e centro-oeste tendem a manter suas médias praticamente constantes com pequena melhora para a região norte e pequena queda para a região centro-oeste. No entanto, as variâncias ergóticas são sempre bem menores que as variâncias iniciais, o que também revelou uma convergência da Taxa de Alfabetização intra-regional.

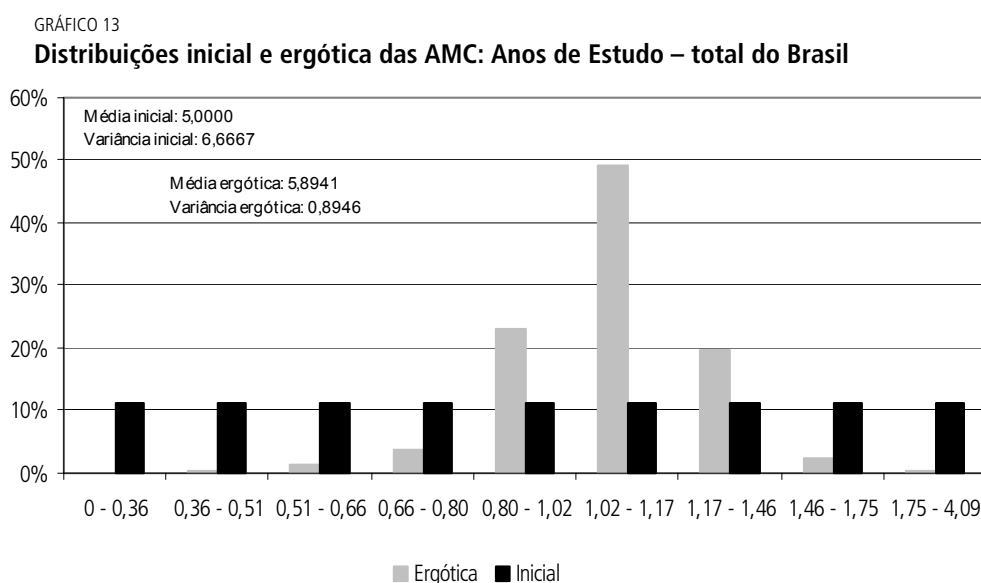
Com isso, é possível afirmar que, não só as regiões mais e menos favorecidas deslocam-se em direção umas às outras (convergência inter-regional), como também as AMC em cada região convergem para as mesmas classes de Taxa de Alfabetização (convergência intra-regional).

6.3 ANOS DE ESTUDO

Um padrão análogo ao comportamento da variável Taxa de Alfabetização é observado na dinâmica dos Anos de Estudo. Com pequenas variações entre regiões, pode-se afirmar que a variável em questão é convergente.

Pela observação do gráfico 13, foi visto que os Anos de Estudo de mais de 90% das AMC brasileiras vêm convergindo para as classes 5, 6 e 7, que se situam entre 0,80 e 1,46 da média de Anos de Estudo das AMC brasileiras. A título de exemplo, se for utilizada essa média das AMC em 2000 (4,2 anos isso), representaria valores entre 3,37 e 6,13 Anos de Estudo concluídos no ano de 2000.¹²

Também vale salientar que os Anos de Estudo concluídos de quase 50% das AMC vêm convergindo para a classe 6, que se situa entre 1,02 e 1,16 da média das AMC brasileiras (entre 4,29 e 4,90 do valor médio das AMC em 2000).



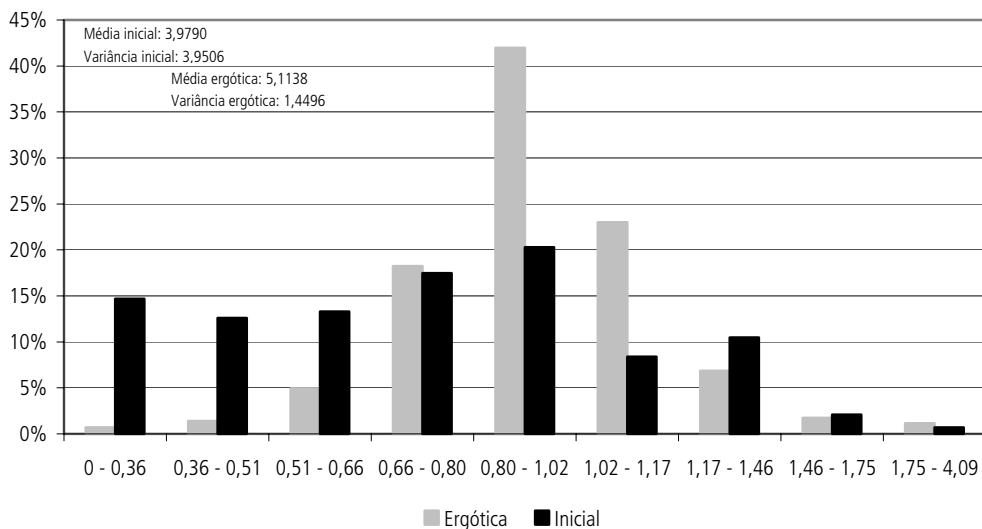
Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

Melhorias acentuadas são observadas nas distribuições ergóticas da região norte e, em especial, da nordeste. A melhoria desta variável está provavelmente associada àquelas observadas na Taxa de Alfabetização, pois embora não se possam descartar as dificuldades existentes para que o indivíduo continue a estudar, é inegável que o analfabetismo seja uma barreira inercial poderosa, e quando superada a probabilidade de que haja melhoria substancial nos Anos de Estudo aumenta.

12. A diferença entre esse valor e a média nacional que foi 5,9 anos deve-se ao fato da média de Anos de Estudo das AMC não ser ponderada pela população.

GRÁFICO 14

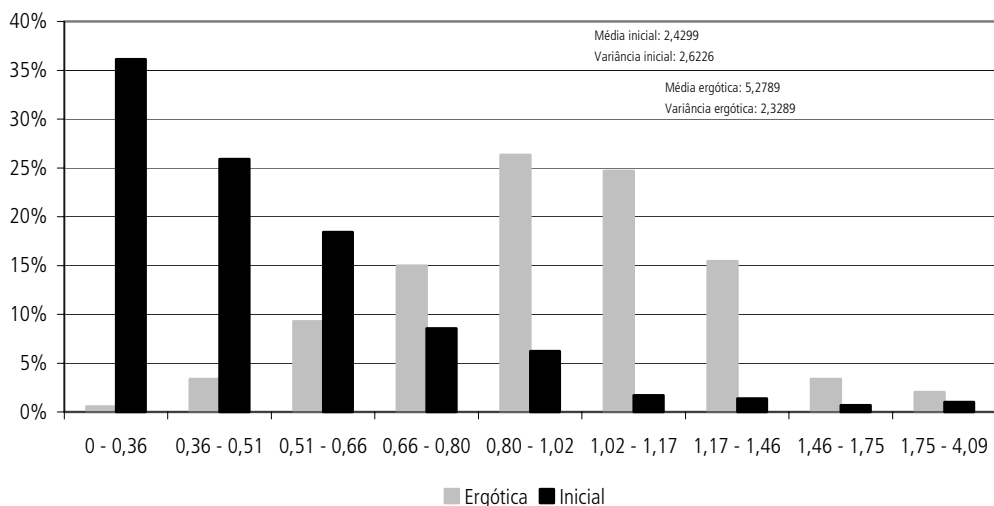
Distribuições inicial e ergótica das AMC: Anos de Estudo – região norte



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 15

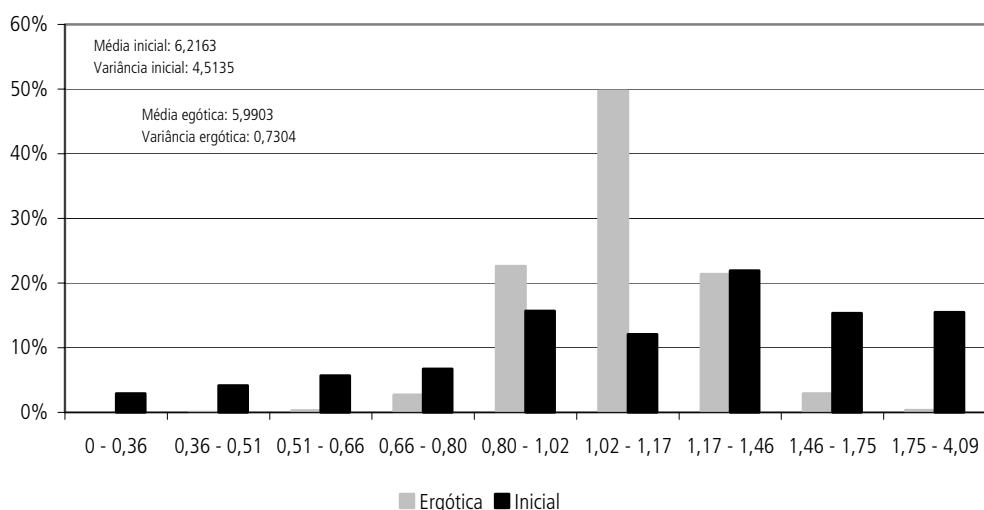
Distribuições inicial e ergótica das AMC: Anos de Estudo – região nordeste



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 16

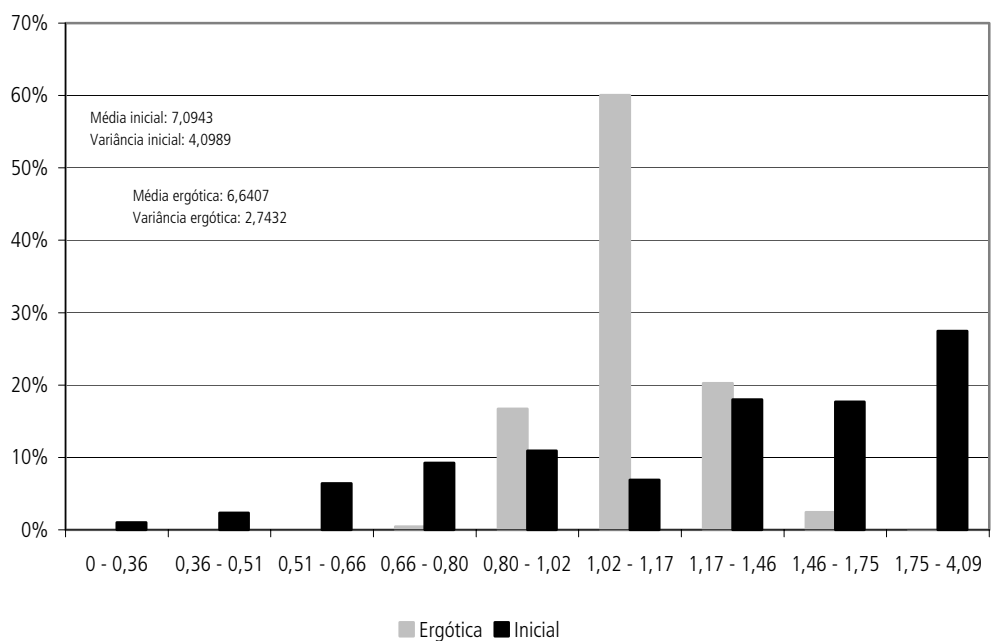
Distribuições inicial e ergótica das AMC: Anos de Estudo – região sudeste



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

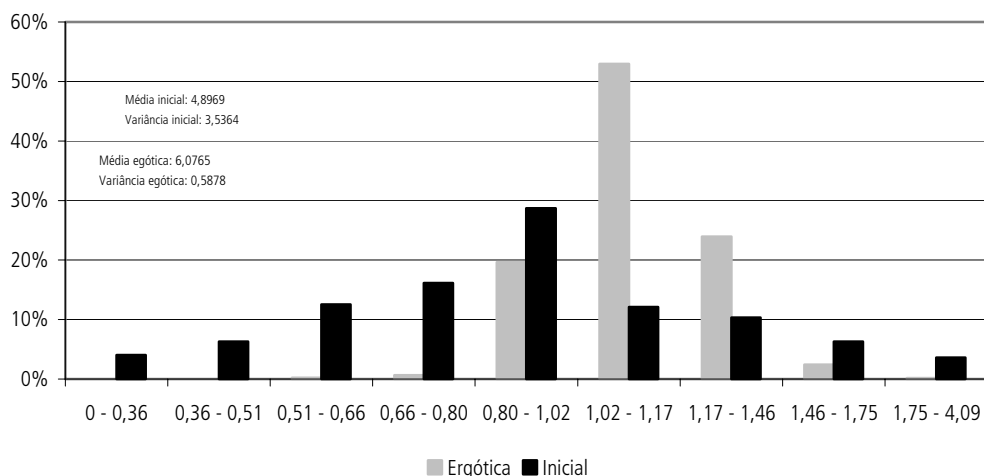
GRÁFICO 17

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Anos de Estudo – região sul



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 18

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Anos de Estudo – região centro-oeste

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.

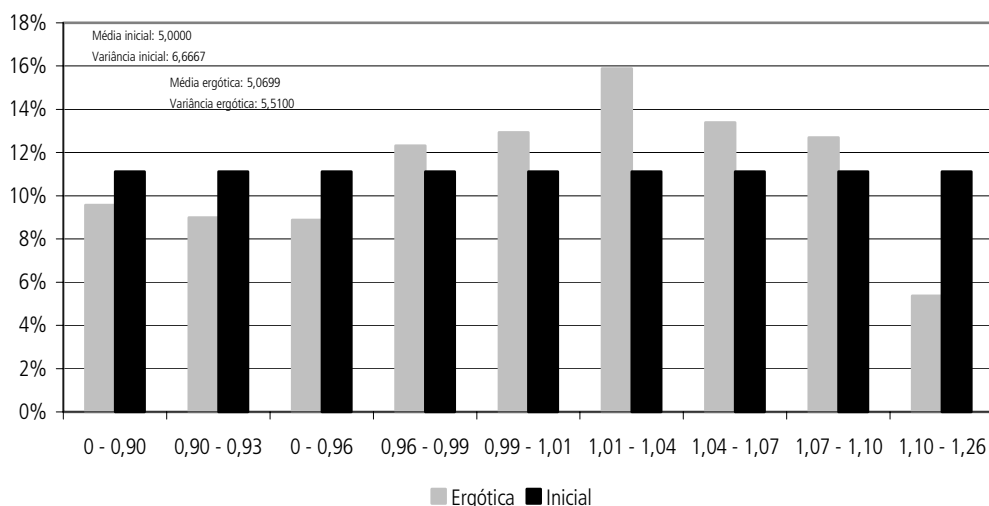
Elaboração dos autores.

6.4 EXPECTATIVA DE VIDA

O comportamento da variável Expectativa de Vida apresenta padrão peculiar, pois quando se observam os resultados nacionais agregados, poder-se-ia pensar que estaria ocorrendo convergência, ainda que moderada (ver gráfico 19). Os valores da média e da variância ergóticas também parecem consubstanciar esta interpretação: embora a média ergótica não se diferencie substancialmente da inicial (5,0699 contra 5,0000), sua variância é muito menor (5,5100 contra 6,6667).

Acontece que a análise sob a perspectiva regional descortina uma realidade bastante distinta daquela obtida do ponto de vista agregado.

GRÁFICO 19

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Expectativa de Vida – total do Brasil

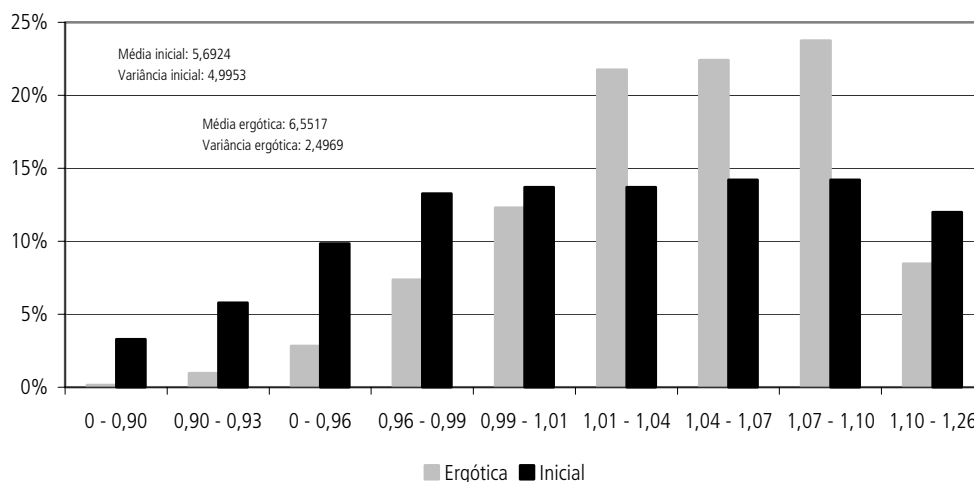
Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.

Elaboração dos autores.

As regiões sul e sudeste, embora sofram um decréscimo na frequência relativa da faixa mais alta, alcançam um incremento em suas médias, bem como diminuição em suas variâncias, indicando que, nestas regiões, a variável Expectativa de Vida está convergindo para um patamar ainda maior que as suas respectivas médias iniciais.

GRÁFICO 20

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Expectativa de Vida – região sudeste

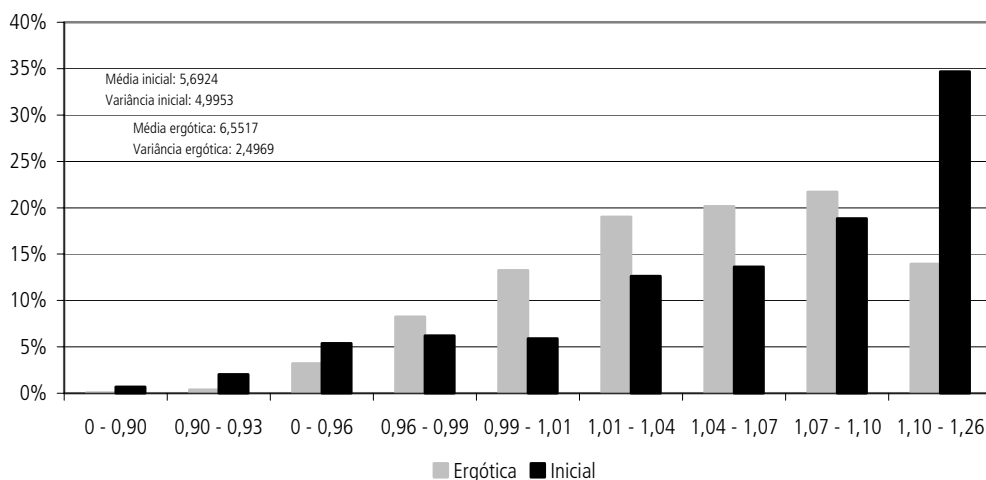


Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

Pela análise do gráfico 20, parece estar ocorrendo convergência entre essas duas regiões, pois as distribuições ergóticas das regiões sudeste e sul parecem aproximar-se uma da outra. A piora relativa da região sul deve-se ao fato de historicamente, essa região ter sempre apresentado os melhores resultados para a variável em questão, e é justamente a aproximação entre os índices das duas regiões que se sugere a sua convergência.

GRÁFICO 21

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Expectativa de Vida – região sul

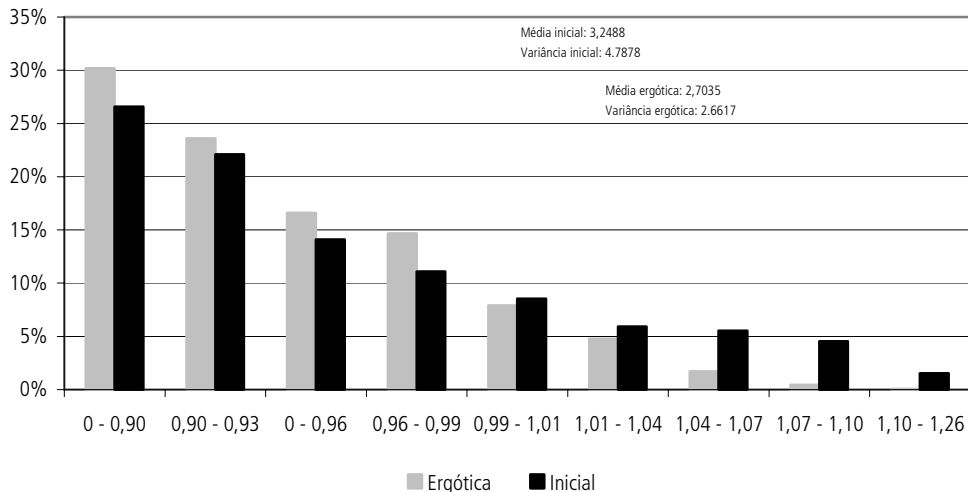


Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

No entanto, o caso inverso ocorre na região nordeste, na qual uma convergência para as faixas inferiores é patente. Nessa região, ocorre uma degradação da média ergótica em relação à inicial, concomitantemente uma diminuição da variância.¹³

GRÁFICO 22

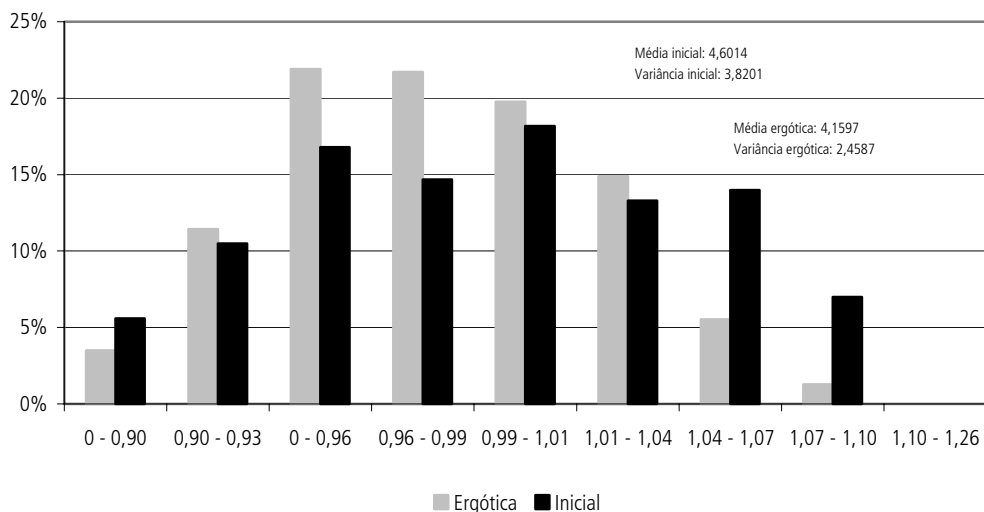
Distribuições inicial e ergótica das AMC: Expectativa de Vida – região nordeste



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 23

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Expectativa de Vida – região norte



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

Situações intermediárias podem ser apreciadas nas regiões norte e centro-oeste. Na primeira, existe uma pequena piora na média ergótica em relação a inicial e uma

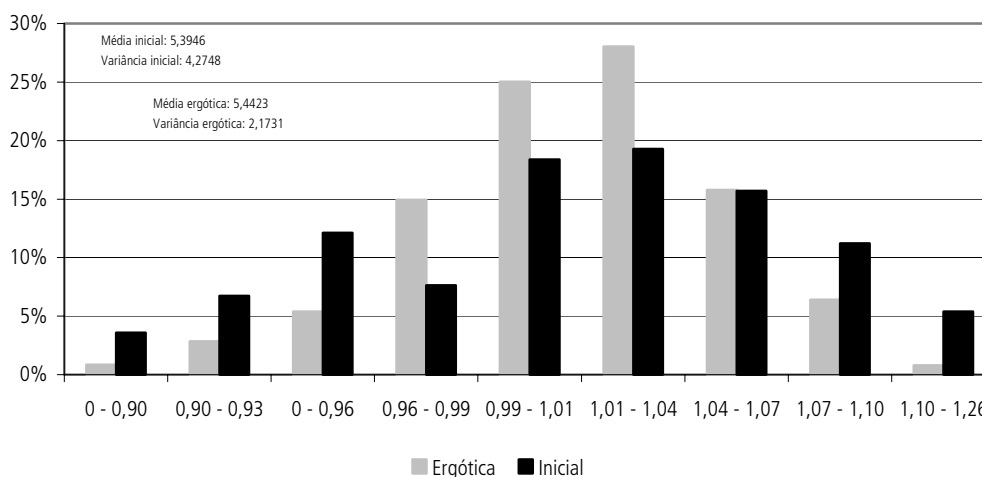
13. Como foi dito anteriormente, o decréscimo da média não significa que a Expectativa de Vida da região está diminuindo, mas sim caindo relativamente às das outras regiões.

queda na variância indicando convergência intra-regional. Na segunda, ocorre um fenômeno semelhante, mas com uma distinção: a média ergótica é maior que a inicial.

Ou seja, apesar da Expectativa de Vida nas regiões norte e centro-oeste estarem convergindo em suas respectivas regiões, a média da Expectativa de Vida das AMC na região norte está caindo em relação à média nacional, enquanto essa média das AMC da região centro-oeste está subindo.

GRÁFICO 24

Distribuições inicial e ergótica das AMC: Expectativa de Vida – região centro-oeste



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.
Elaboração dos autores.

A apreciação dos gráficos 20 a 25 permite então detectar, *grosso modo*, quatro padrões de convergência: as regiões sudeste e sul estariam seguindo para ocupar conjuntamente o patamar mais elevado; a região centro-oeste convergiria para um patamar imediatamente inferior sendo seguida pela região norte, que, por sua vez, estaria sofrendo uma queda relativa, a qual não só a manteria nos degraus mais baixos, mas pioraria sua situação relativa.

6.5 APRECIÇÃO GERAL

Pela análise das variáveis estudadas, é possível detectar em que áreas a superação das desigualdades regionais vem alcançado sucesso ou não. No caso da educação, tem havido uma melhora em termos de decréscimo das diferenças regionais, muito embora as distribuições ergóticas não indiquem uma convergência completa.

O exemplo oposto é o da Renda *Per Capita*, que segue uma trajetória de divergência ou, no mínimo, de não-convergência. O caso intermediário é o da Longevidade, variável na qual aparecem vários clubes de convergência.

Em geral, dois seriam os fatores para determinar a convergência ou não entre as regiões: políticas públicas equalizadoras e a própria convergência de renda. Não seria absurdo assumir que a influência ou o peso de cada um desses fatores determinantes varia de acordo com a natureza da variável determinada. Nesse caso, haveria variáveis nas

quais uma melhor distribuição de renda seria mais importante para a convergência e outras nas quais a existências de políticas públicas teria efeito mais acentuado.

Pelo que foi apreciado, pode-se dizer que as variáveis nas quais o impacto das políticas públicas é mais direto, os efeitos de convergência são mais perceptíveis. Esse é o caso das variáveis ligadas à educação, tais como Taxa de Alfabetização e Anos de Estudo.

A variável Expectativa de Vida, por sua vez, depende tanto de políticas públicas (saúde, saneamento etc.) quanto de melhorias na renda. Talvez, por isso, o seu padrão de convergência seja intermediário entre a não-convergência da renda e a convergência das variáveis educacionais.

7 CONCLUSÕES

Este trabalho estimou matrizes de transição de Markov para revelar a dinâmica da distribuição da Renda *Per Capita*, da Taxa de Alfabetização, dos Anos de Estudo e da Expectativa de Vida ao Nascer dos municípios brasileiros. As variações na configuração municipal brasileira exigiram o agrupamento dos municípios em AMC, conforme definidas pelo Instituto Nemesis.

As estimações para a Renda *Per Capita* indicam grave processo de divergência dessa no Brasil caracterizado pela formação de dois clubes: enquanto a maior parte das AMC nas regiões sul, centro-oeste e sudeste estão concentrando-se em uma faixa entre 1,27% e 1,68% da média das AMC, as AMC das regiões norte e nordeste caminham para faixas entre 0 e 0,55%. Ou seja, caso a dinâmica ocorrida nesses últimos trinta anos permaneça constante, haverá uma distribuição de longo prazo em que a maioria das AMC do norte e do nordeste terá aproximadamente um terço da Renda *Per Capita* das AMC do centro-oeste, do sul e do sudeste.

Essa dinâmica da Renda *Per Capita* corrobora os modelos de crescimento que, por suporem retornos crescentes do capital, prevêem um equilíbrio de longo prazo consistente com países pobres e ricos ou bolsões de riqueza e de pobreza em um mesmo país. Não se pode ignorar, no entanto, a influência das mudanças de regime político, os processos de estabilização e de abertura econômica, e, por outro lado, a implementação de políticas regionais que o Brasil viveu no período da base de dados utilizada – 1970-2000.

Ao contrário da dinâmica da Renda *Per Capita*, no caso das variáveis ligadas à educação – Taxa de Alfabetização e Anos de Estudo Concluídos –, existe um padrão nítido de convergência entre as AMC das diversas regiões, apesar de persistirem pequenas diferenças regionais. Esse padrão de convergência é explicado pelos enormes gastos públicos federais em educação.

Ao contrário do que alguns economistas esperariam, a redução das diferenças regionais na Taxa de Alfabetização e nos Anos de Estudo concluídos não tem tido impacto nas diferenças de Renda *Per Capita* entre as AMC e as regiões brasileiras. Esse resultado é semelhante aos obtidos nos estudos empíricos de crescimento para países, que foram citados na seção 2.1. Possivelmente, a variável Anos de Estudo Concluídos não está correlacionada à taxa de crescimento, por não ser uma boa *proxy* para capital humano. A análise de um indicador qualitativo de educação, que pudesse informar a capacidade das pessoas em utilizar materiais escritos para resolver problemas reais de

complexidades diferentes, provavelmente teria oferecido um resultado mais próximo ao da Renda *Per Capita*. Sabe-se que existem no Brasil enormes diferenças regionais e intra-regionais na qualidade de ensino oferecido entre as escolas brasileiras e em outros fatores que afetam o nível de aprendizagem dos alunos, tais como escolaridade dos pais, condições de habitação e violência, existência de saneamento e transporte adequado, mercado de trabalho local que incorpore trabalhadores mais qualificados, Expectativa de Vida etc.

Quanto à Longevidade, se for observado o total Brasil, gráfico 19, será constatada uma tendência muito suave de convergência, revelada pela concentração das AMC nas classes centrais de Longevidade – entre 0,96 e 1,1% da média de Longevidade das AMC brasileiras – e pelo fato que a variância ergótica é menor que a variância inicial. No entanto, a observação desagregada por regiões revela um processo de convergência por clubes. As AMC das regiões sul e sudeste formam o primeiro clube, que converge para maiores valores de Longevidade – entre 1,01% e 1,1% da média das AMC brasileiras. As regiões norte e centro-oeste estão convergindo para uma posição intermediária – entre 0,93% e 1,07% da média das AMC brasileiras – enquanto a região nordeste caminha para valores relativamente mais baixos: entre 0% e 0,93% da média nacional. Esse resultado pode ser explicado por dois fatores opostos:

- grandes transferências compulsórias aos municípios para a saúde somadas ao transbordamento de novas tecnologias de prevenção e combate a doenças desenvolvidas em países e em regiões mais ricas, que também elevaram enormemente a Expectativa de Vida da população brasileira; e
- o processo de divergência da Renda *Per Capita* dos municípios brasileiros, que estimula as diferenças de Longevidade entre os municípios.

Portanto, pode-se concluir que as variáveis educacionais estão em uma dinâmica de convergência, a Longevidade está em um suave processo de divergência, em que os residentes das AMC do nordeste caminham para um patamar mais baixo que o restante do país, e a Renda *Per Capita* está divergindo fortemente, pois o nível de Renda *Per Capita* das AMC do norte e do nordeste caminha para um terço do nível de Renda *Per Capita* das AMC do sul, do sudeste e centro-oeste.

ANEXOS

ANEXO 1

RESULTADOS COMPLETOS DAS VARIÁVEIS

Renda *Per Capita*

Controlled Start

Frequency Matrix

1083	393	78	14	4	4	2	3	2
402	566	258	56	18	9	2	0	2
125	296	340	181	70	25	16	4	1
41	110	219	318	180	137	63	34	3
11	24	77	176	151	207	155	65	10
5	19	22	75	152	250	289	172	25
3	3	10	28	59	189	375	420	56
2	1	4	15	23	79	268	862	283
2	4	0	2	7	14	57	295	961

Transition Matrix

0.6841 0.2483 0.0493 0.0088 0.0025 0.0025 0.0013 0.0019 0.0013
0.3062 0.4311 0.1965 0.0427 0.0137 0.0069 0.0015 0.0000 0.0015
0.1181 0.2798 0.3214 0.1711 0.0662 0.0236 0.0151 0.0038 0.0009
0.0371 0.0995 0.1982 0.2878 0.1629 0.1240 0.0570 0.0308 0.0027
0.0126 0.0274 0.0879 0.2009 0.1724 0.2363 0.1769 0.0742 0.0114
0.0050 0.0188 0.0218 0.0743 0.1506 0.2478 0.2864 0.1705 0.0248
0.0026 0.0026 0.0087 0.0245 0.0516 0.1654 0.3281 0.3675 0.0490
0.0013 0.0007 0.0026 0.0098 0.0150 0.0514 0.1744 0.5608 0.1841
0.0015 0.0030 0.0000 0.0015 0.0052 0.0104 0.0425 0.2198 0.7161

Ergodic Distribution

0.1456 0.1121 0.0681 0.0515 0.0427 0.0685 0.1155 0.2223 0.1738

Average of the Ergodic Distribution: 5.5551

Average of the Initial Distribution: 5.0795

Average Shift: 0.0936

Variance of the Ergodic Distribution: 8.6653

Variance of the Initial Distribution: 8.2361

Variance Shift: 0.0521

Regional Ergodic Distributions

0.3022 0.2466 0.1922 0.1104 0.0537 0.0301 0.0248 0.0185 0.0214
0.4728 0.3181 0.1392 0.0469 0.0111 0.0058 0.0040 0.0012 0.0009
0.0027 0.0114 0.0229 0.0388 0.0446 0.0773 0.1626 0.3486 0.2910
0.0000 0.0011 0.0041 0.0207 0.0356 0.0825 0.1739 0.3731 0.3090
0.0022 0.0108 0.0201 0.0438 0.0857 0.2026 0.2175 0.3078 0.1094

Taxa de Analfabetismo

Controlled Start

Frequency Matrix

271	377	138	18	4	1	1	0	0
102	415	633	121	5	2	1	1	0
22	158	543	587	31	4	1	2	1
6	32	130	713	288	46	10	2	0
1	5	22	129	817	239	46	4	1
0	1	3	14	542	856	170	15	0
1	0	1	7	50	1049	598	36	0
0	2	2	1	5	113	688	303	7
0	3	2	1	3	7	39	361	167

Transition Matrix

0.3346 0.4654 0.1704 0.0222 0.0049 0.0012 0.0012 0.0000 0.0000
0.0797 0.3242 0.4945 0.0945 0.0039 0.0016 0.0008 0.0008 0.0000
0.0163 0.1171 0.4025 0.4351 0.0230 0.0030 0.0007 0.0015 0.0007
0.0049 0.0261 0.1059 0.5811 0.2347 0.0375 0.0081 0.0016 0.0000
0.0008 0.0040 0.0174 0.1021 0.6464 0.1891 0.0364 0.0032 0.0008
0.0000 0.0006 0.0019 0.0087 0.3385 0.5347 0.1062 0.0094 0.0000
0.0006 0.0000 0.0006 0.0040 0.0287 0.6022 0.3433 0.0207 0.0000
0.0000 0.0018 0.0018 0.0009 0.0045 0.1008 0.6137 0.2703 0.0062
0.0000 0.0051 0.0034 0.0017 0.0051 0.0120 0.0669 0.6192 0.2864

Ergodic Distribution

0.0063 0.0248 0.0650 0.1726 0.3811 0.2672 0.0743 0.0082 0.0006

Average of the Ergodic Distribution: 5.0404

Average of the Initial Distribution: 4.8303

Average Shift: 0.0435

Variance of the Ergodic Distribution: 1.4028

Variance of the Initial Distribution: 1.6156

Variance Shift: -0.1317

Regional Ergodic Distributions

0.0070 0.0082 0.0928 0.3624 0.4321 0.0885 0.0055 0.0035 0.0000
0.0288 0.1134 0.2660 0.4464 0.1243 0.0194 0.0008 0.0009 0.0000
0.0001 0.0005 0.0039 0.0887 0.4032 0.3701 0.1246 0.0088 0.0000
0.0000 0.0000 0.0000 0.0195 0.4662 0.3881 0.0979 0.0245 0.0038
0.0001 0.0002 0.0025 0.0458 0.5955 0.3146 0.0411 0.0000 0.0000

Anos de Estudo
Controlled Start

Frequency Matrix

318	426	163	18	6	3	1	1	0
68	381	622	119	41	2	1	0	0
12	96	482	573	127	12	2	1	2
3	11	73	401	423	53	11	2	2
0	5	10	88	928	426	65	6	3
0	1	3	8	207	1084	170	6	1
0	0	5	4	31	537	974	74	3
0	2	0	1	3	26	524	492	18
0	0	2	1	1	4	21	363	412

Transition Matrix

0.3397	0.4551	0.1741	0.0192	0.0064	0.0032	0.0011	0.0011	0.0000
0.0551	0.3088	0.5041	0.0964	0.0332	0.0016	0.0008	0.0000	0.0000
0.0092	0.0735	0.3688	0.4384	0.0972	0.0092	0.0015	0.0008	0.0015
0.0031	0.0112	0.0746	0.4096	0.4321	0.0541	0.0112	0.0020	0.0020
0.0000	0.0033	0.0065	0.0575	0.6061	0.2782	0.0425	0.0039	0.0020
0.0000	0.0007	0.0020	0.0054	0.1399	0.7324	0.1149	0.0041	0.0007
0.0000	0.0000	0.0031	0.0025	0.0190	0.3299	0.5983	0.0455	0.0018
0.0000	0.0019	0.0000	0.0009	0.0028	0.0244	0.4916	0.4615	0.0169
0.0000	0.0000	0.0025	0.0012	0.0012	0.0050	0.0261	0.4515	0.5124

Ergodic Distribution

0.0007	0.0041	0.0128	0.0379	0.2290	0.4908	0.1964	0.0250	0.0034
--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------

Average of the Ergodic Distribution: 5.8936

Average of the Initial Distribution: 5.3020

Average Shift: 0.1116

Variance of the Ergodic Distribution: 0.8938

Variance of the Initial Distribution: 2.5513

Variance Shift: -0.6497

Regional Ergodic Distributions

0.0070	0.0140	0.0493	0.1824	0.4197	0.2302	0.0684	0.0173	0.0116
0.0056	0.0339	0.0928	0.1497	0.2632	0.2468	0.1543	0.0337	0.0202
0.0000	0.0005	0.0031	0.0270	0.2260	0.4969	0.2140	0.0290	0.0034
0.0000	0.0000	0.0001	0.0044	0.1672	0.6007	0.2027	0.0244	0.0005
0.0000	0.0000	0.0022	0.0065	0.1966	0.5296	0.2392	0.0242	0.0017

Expectativa de Vida
Controlled Start

Frequency Matrix

687	270	141	72	32	16	4	0	0
244	324	224	169	75	41	14	3	1
96	178	194	248	142	96	42	21	4
69	125	185	281	249	206	79	67	10
35	86	132	234	267	261	163	105	21
21	28	72	169	266	361	278	204	59
10	24	24	94	195	304	306	231	85
0	5	10	33	86	274	373	417	167
1	0	2	4	5	57	139	405	344

Transition Matrix

0.5622 0.2209 0.1154 0.0589 0.0262 0.0131 0.0033 0.0000 0.0000
 0.2228 0.2959 0.2046 0.1543 0.0685 0.0374 0.0128 0.0027 0.0009
 0.0940 0.1743 0.1900 0.2429 0.1391 0.0940 0.0411 0.0206 0.0039
 0.0543 0.0983 0.1456 0.2211 0.1959 0.1621 0.0622 0.0527 0.0079
 0.0268 0.0660 0.1012 0.1794 0.2048 0.2002 0.1250 0.0805 0.0161
 0.0144 0.0192 0.0494 0.1159 0.1824 0.2476 0.1907 0.1399 0.0405
 0.0079 0.0189 0.0189 0.0738 0.1532 0.2388 0.2404 0.1815 0.0668
 0.0000 0.0037 0.0073 0.0242 0.0630 0.2007 0.2733 0.3055 0.1223
 0.0010 0.0000 0.0021 0.0042 0.0052 0.0596 0.1452 0.4232 0.3595

Ergodic Distribution

0.0957 0.0899 0.0887 0.1231 0.1293 0.1588 0.1339 0.1270 0.0537

Average of the Ergodic Distribution: 5.0691

Average of the Initial Distribution: 5.0077

Average Shift: 0.0123

Variance of the Ergodic Distribution: 5.5097

Variance of the Initial Distribution: 5.4867

Variance Shift: 0.0042

Regional Ergodic Distributions

0.0349 0.1144 0.2191 0.2172 0.1977 0.1489 0.0552 0.0127 0.0000
 0.3019 0.2361 0.1659 0.1467 0.0792 0.0477 0.0172 0.0045 0.0007
 0.0016 0.0096 0.0282 0.0737 0.1230 0.2176 0.2242 0.2374 0.0847
 0.0007 0.0037 0.0322 0.0826 0.1326 0.1901 0.2015 0.2170 0.1395
 0.0085 0.0285 0.0539 0.1492 0.2501 0.2803 0.1578 0.0639 0.0078

ANEXO 2

CÓDIGOS DE COMPUTAÇÃO DAS MATRIZES E DISTRIBUIÇÕES ERGÓTICAS NACIONAIS E REGIONAIS

```
function mark = markov2(X,x)
[cs,ts] = size(X);
ave = mean(X);
for i=1:ts
    Xn(:,i) = X(:,i)/ave(i);
end
LIM = Xn(:,1);
for i=1:cs
    if LIM(cs+1-i) == 0;
        LIM(cs+1-i) = [];
    end
end
edgesa = prctile(LIM,[100/9:100/9:100]);
edgesb = [.00001 edgesa(1:8)];
SM = zeros(cs,ts);
for i=1:cs
    for j=1:ts
        for k=1:9
            if Xn(i,j) > edgesb(k);
                SM(i,j) = k;
            end
        end
    end
end
edges1 = [1:1:9];
sm = histc(SM(:,4),edges1)/sum(histc(SM(:,4),edges1));
MDI = edges1*sm;
VDI = (edges1-MDI).^2*sm;
for i=1:ts-1
    IM1(:,i) = 9*SM(:,i) + SM(:,i+1);
end
edges2 = [10:1:90];
m(:,1) = sum(histc(IM1,edges2))';
m(:,2) = sum(histc(IM1(1:143,:),edges2))';
m(:,3) = sum(histc(IM1(144:1441,:),edges2))';
m(:,4) = sum(histc(IM1(1442:2842,:),edges2))';
m(:,5) = sum(histc(IM1(2843:3436,:),edges2))';
m(:,6) = sum(histc(IM1(3437:3659,:),edges2))';
FM = zeros(9,9,6);
for i=1:6
    for j=1:9
        FM(j,:,i) = m((j-1)*9+1:9*j,i)';
    end
end
for i=1:6
    for j=1:9
        if sum(FM(j,:,i)) == 0;
            TM(j,:,i) = FM(j,:,i);
        else TM(j,:,i) = FM(j,:,i)/sum(FM(j,:,i));
        end
    end
end
end
```

```

for i=1:6
    for j=1:9
        if sum(TM(j,:,i)) == 0;
            IM2(:,j,i) = [0; 0; 0; 0; 0; 0; 0; 0; 1];
        else IM2(:,j,i) = TM(:,j,i);
        end
    end
    EGM(:,:,i) = IM2(:,:,i)^1000;
    EGD(i,:) = EGM(5,:,i);
end
EGDB = EGD(1,:);
EGDR = EGD(2:6,:);
MDE = edges1*EGDB';
VDE = (edges1-MDE).^2*EGDB';
MV = MDE/MDI - 1;
VV = VDE/VDI - 1;

```

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRADE, E. *et al.* Testing convergence across municipalities using quantile regression. 2002.
- AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality in Brazil. *The Annals of Regional Science*, v. 35, n. 1, p. 133 - 152, Alemanha, fev. 2001.
- AZZONI, C. R. *et al.* Geography and income growth accross Brazilian states: evidence from cohort data (em análise). *Journal of Regional Science*, 2003.
- AZZONI, C. R.; SERVO, L. M. S. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil in the 90's. *Papers in Regional Science*, v. 81, p. 157-175, Alemanha, 2002.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- BARRO, R. Economic growth in a cross-section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, v. 106. p. 7-43, maio, 1991.
- BARRO, R. J., SALA-I-MARTIN, X. Convergence across States and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 107-158, 1991.
- BECKER, G.; T. PHILIPSON, SOARES, R. The quantity and quality of life and the evolution of world inequality. *National Bureau of Economic Research*. Cambridge, MA, June, 2003.
- CASS, D. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. *Review of Economic Studies*, v. 32, n. 91, p. 233-240, jul. 1965.
- CHANG, R. Income inequality and economic growth: evidence and recent theories. *Economic Review*, p. 1-91, jul.-aug. 1994.
- COULOMBE, S.; TREMBLAY, J-F.; MARCHAND, S. Literacy scores, human capital and growth across 14 OECD countries. *Statistics Canada and human resources and skills development Canada*. Ottawa, 2004.
- FERREIRA, A. H. **Concentração regional e dispersão das Rendas *Per Capita* estaduais: um comentário.** Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 1998 (Texto para discussão, n. 121).
- FERREIRA, A, H.; DINIZ, C. C. Convergência entre Rendas *Per Capita* estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 15, n. 4, p. 38-56, 1995.
- FERREIRA, P. C.; PESSOA S. The costs of education, longevity and the poverty of nations. *Ensaio Econômico de 2003*, EPGE/RJ, 27 ago. 2003.
- FRIEDMAN, M. Do old fallacies ever die? *Journal of Economic Literature*, v. 30, p. 2199-2132, 1992.

- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 3. ed. Nova Jersey: Prentice Hall, 1997.
- HALL, R.; JONES, C. The productivity of nations. National Bureau of Economic Research. **Working Paper Series**, n. 5.812, 1996.
- HAZAN, M.; ZOABI, H. **Longevity, Fertility and Economic Growth**. The Hebrew University of Jerusalem. Set. 2003.
- KOOPMANS, T. C. On the concept of optimal economic growth. Pontificia Academia Scientiarum. **The econometric approach to development planning**. Amsterdam: North-Holland, 1965. P. 225-287,
- LARSON, H. J. **Introduction to probability theory and statistical inference**. 3. ed. Nova York: John Wiley & Sons, 1982.
- LAURINI, M. P., ANDRADE, E. Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica. **Macroeconomia Aplicada**, Anpec, 21 jul. 2003.
- LJUNGQVIST, L.; SARGENT, T. J. **Recursive Macroeconomic Theory**. Massachusetts: The MIT Press, 2000.
- LUCAS, Jr., ROBERT, E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, n. 22, p. 3-32, jan. 1988.
- LUCAS, R. E. Why doesn't capital flows from rich to poor countries? **AEA Papers and Proceedings**, v. 80, n. 2, maio, 1990.
- MINCER, J. Schooling, experience, and earning. **National Bureaus of Economic Research**. Columbia University Press, 1974.
- MOSSI, M. *et al.* Growth dynamics and space in Brazil. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, London, 2003.
- PNUD. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. Brasília: Pnud/Ipea/Fundação João Pinheiro, 2003.
- PONTUAL, E.; PORTO JR. S. Crescimento e convergência: uma análise empírica para a região sul. **Anais do Encontro de Economia da Região Sul**, 2000.
- QUAH, D. Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics. **The Economic Journal**, v. 106, p. 1045-1055, 1996.
- QUAH, D. 1993a. Galton's fallacy and the tests of the convergence hypothesis. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 95, p. 427-443, 1993.
- QUAH, D. 1993b. Empirical cross-section dynamics in economic growth. **European Economic Review**, n. 37, p. 426-434, North-Holland, 1993.
- RAMSEY, F. P. A mathematical theory of saving. **Economic Journal**, v. 38, n. 152, p. 543-559, dez.1928.

- RAVALLION, M. Reaching poor areas in a federal system. Policy Research Group. Working Paper, n. 1.901. World Bank, Washington D. C., 1998.
- RAVALLION, M.; JALAN, J. Growth divergence due spatial externalities. **Economic Letters**, v. 53, p. 227-232, 1996.
- RAY, D. Development economics. **Princeton University Press**. Nova Jersey, 1998.
- ROMER, P. Increasing returns and long run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, October, 1986.
- PESSÔA, S. A. **Economia regional, crescimento econômico e desigualdade regional de renda**. EPGE/FGV, 1999.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, fev. 1956.
- SUMMERS, R., HESTON, A. A new set of international comparisons of real product and price levels: estimates for 130 countries, 1950-1985. **Review of Income and Wealth**, v. 34, n. 1-25, mar. 1991.
- _____. The penn world table (mark 5): an expanded set of international comparisons, 1950-1988. **Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 2, p. 327-368, maio, 1991.
- SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. **Economic Record**, v. 2, n. 63, p. 334-361, nov.1956.
- WILLIS, R. J. Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earnings functions. ASHENFELTER, O.; LAYARD, R. (Eds.). **Handbook of Labor Economics**, v. 1, North-Holland, cap. 10, p. 525-602, 1986.

EDITORIAL

Coordenação

Silvânia de Araujo Carvalho

Supervisão

Iranilde Rego

Revisão

Valdineia Pereira da Silva

Elizabete Antunes de Souza (estagiária)

Raquel do Espírito Santo (estagiária)

Editoração

Aeromilson Mesquita

Elidiane Bezerra Borges

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9º andar, sala 904

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 315-5374

Fax: (61) 315-5314

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º andar

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 315-5090

Fax: (61) 315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Presidente Antônio Carlos, 51, 14º andar

20020-010 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3804-8118

Fax: (21) 2220-5533

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares