

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO
ECONÔMICO

EXAMINANDO AS DESIGUALDADES REGIONAIS: UM TESTE DE
CONVERGÊNCIA PARA A RENDA *PER CAPITA* FAMILIAR BRASILEIRA,
1970-1991

MURILO ALMEIDA CHAVES

CURITIBA
2003

MURILO ALMEIDA CHAVES

EXAMINANDO AS DESIGUALDADES REGIONAIS: UM TESTE DE
CONVERGÊNCIA PARA A RENDA *PER CAPITA* FAMILIAR BRASILEIRA,
1970-1991

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Desenvolvimento Econômico.

Orientador: Prof. Dr. José Gabriel Porcile Meirelles

CURITIBA
2003

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer aos meus pais, Edson e Clé, por todo o apoio financeiro e emocional, respeito e incentivo a minha opção pela vida acadêmica.

À Gisela Koloda pelo companheirismo, amizade e dedicação ao longo desses dois anos.

Ao professor e orientador Gabriel pela sua conhecida presteza e boa vontade, mais ainda pela confiança e liberdade depositadas em mim nas etapas desse trabalho.

À CAPES pelo suporte financeiro, importante conforto para os bolsos paternos.

Por fim, aos professores e a saudosa turma de 2001 (com alguns colegas “agregados”) que contribuíram para a minha formação, alegrias, tristezas e preocupações ao longo dessa importante etapa na minha vida.

*A dificuldade não reside nas novas
idéias, mas em escapar das velhas.*

John Maynard Keynes

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS	v
LISTA DE TABELAS	vi
LISTA DE QUADROS	vii
RESUMO	viii
INTRODUÇÃO	9
1. REFERENCIAL TEÓRICO	
1.1 CAPITAL HUMANO: UMA ANÁLISE HISTÓRICA	16
1.2 UMA CONCEPÇÃO AMPLA DE CAPITAL: (MODELO MANKIW-ROMER-WEIL)	22
1.3 ASPECTOS METODOLÓGICOS	25
1.3.1 RELAÇÃO ENTRE β -CONVERGÊNCIA e σ -CONVERGÊNCIA	27
1.3.2 β -CONVERGÊNCIA : ABSOLUTA E CONDICIONAL	31
1.4 MODELO ECONOMÉTRICO UTILIZADO	35
2. CONVERGÊNCIA DE RENDA: CONCEITOS E ASPECTOS GERAIS	
2.1 CONSIDERAÇÕES INICIAIS	49
2.2 LIMITAÇÕES TEÓRICAS E TEORIAS ALTERNATIVAS	54
2.3 ESTUDOS EMPÍRICOS E DEBATES RECENTES	57
2.4 ESTUDOS REGIONAIS PARA O BRASIL	66
3. INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA	
3.1 AS VARIÁVEIS DO MODELO E O MÉTODO DE ESTIMAÇÃO	84
3.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS: CONVERGÊNCIA DE RENDA	86
3.2.1 CONVERGÊNCIA ABSOLUTA	86
3.2.2 CONVERGÊNCIA CONDICIONAL: O PAPEL DO CAPITAL HUMANO NO CRESCIMENTO DA RENDA <i>PER CAPITA</i>	90
3.2.3 σ -CONVERGÊNCIA	96
3.3 INDICADORES SOCIOECONÔMICOS	101
3.3.1 ÍNDICE DE CONDIÇÕES DE VIDA (ICV)	102
3.3.2 LONGEVIDADE	104
3.3.3 EDUCAÇÃO	105
3.3.4 RENDA	107
3.3.5 HABITAÇÃO	109
3.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS SOBRE O MODELO	110
4. CONCLUSÃO	116
5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	118

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1: RELAÇÃO ENTRE β -CONVERGÊNCIA e σ -CONVERGÊNCIA	30
FIGURA 2: RENDA FAMILIAR <i>PER CAPITA</i> DOS 27 ESTADOS BRASILEIROS VALOR EM 1970 E TAXA DE CRESCIMENTO ENTRE 1970 E 1980	98
FIGURA 3 : RENDA FAMILIAR <i>PER CAPITA</i> DOS 27 ESTADOS BRASILEIROS VALOR EM 1970 E TAXA DE CRESCIMENTO ENTRE 1970 E 1991	98
FIGURA 4: COMPORTAMENTO DA RENDA FAMILIAR <i>PER CAPITA</i> MÉDIA BRASILEIRA, EM REGIÕES GEOGRÁFICAS 1970 E 1980	100

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 : ESTIMAÇÃO DAS VELOCIDADES DE β -CONVERGÊNCIA PARA DIFERENTES AMOSTRAS	59
TABELA 2: VARIÂNCIA EM LOG DO PIB <i>PER CAPITA</i> REAL, 1967 A 1985	64
TABELA 3: CONTRIBUIÇÃO INDIVIDUAL DO NÍVEL DE EDUCAÇÃO E RESÍDUOS NA VARIAÇÃO DA RENDA, 1967 A 1985.	65
TABELA 4: ESTIMATIVAS DO ÍNDICE J	67
TABELA 5: ESTIMATIVAS PARA β -CONVERGÊNCIA 1970-1990	69
TABELA 6 : ESTIMATIVAS PARA σ -CONVERGÊNCIA 1970-1990	71
TABELA 7 : REGRESSÃO DA RENDA <i>PER CAPITA</i> ENTRE OS ESTADOS BRASILEIROS : TESTE DE β -CONVERGÊNCIA	73
TABELA 8 : CONVERGÊNCIA ESTADUAL DE ACORDO COM A NATUREZA DA RENDA <i>PER CAPITA</i>	79
TABELA 9 : β -CONVERGÊNCIA ABSOLUTA PARA OS 27 ESTADOS BRASILEIROS	87
TABELA 10: β -CONVERGÊNCIA ABSOLUTA PARA OS 26 ESTADOS BRASILEIROS	88
TABELA 11: β -CONVERGÊNCIA CONDICIONAL PARA OS 27 ESTADOS BRASILEIROS	92
TABELA 12: β -CONVERGÊNCIA CONDICIONAL PARA OS 26 ESTADOS BRASILEIROS	92
TABELA 13: σ -CONVERGÊNCIA PARA OS 27 ESTADOS BRASILEIROS	96
TABELA 14: σ -CONVERGÊNCIA PARA OS 26 ESTADOS BRASILEIROS	97

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 : ÍNDICE DE VIDA (ICV), BRASIL-ESTADOS 1970,1980 E 1991	103
QUADRO 2 : INDICADORES DE CONDIÇÃO DE VIDA, BLOCO LONGEVIDADE BRASIL – ESTADOS 1970,1980 E 1991	104
QUADRO 3 : INDICADORES DE CONDIÇÃO DE VIDA, BLOCO EDUCAÇÃO BRASIL – ESTADOS 1970,1980 E 1991	105
QUADRO 4: INDICADORES DE CONDIÇÃO DE VIDA, BLOCO RENDA BRASIL – ESTADOS 1970,1980 E 1991	107
QUADRO 5: INDICADORES DE CONDIÇÃO DE VIDA, BLOCO HABITAÇÃO BRASIL – ESTADOS 1970,1980 E 1991	109

RESUMO

O objetivo central desta dissertação consiste em contribuir para a discussão da hipótese de convergência de renda entre os estados brasileiros como agente determinístico para a diminuição das desigualdades regionais. Para isso, é realizado um levantamento literário sobre os trabalhos na área, contrastando seus resultados e apontando as diferenças metodológicas. Em seguida, é realizada uma investigação empírica pela análise de regressões propostas inicialmente por Barro (1990), onde é verificada a ausência de convergência de renda *per capita* entre os estados brasileiros. Posteriormente, comparando a evolução de indicadores sócio-econômicos entre os estados brasileiros, verifica-se uma convergência de indicadores de bem-estar social, os quais favoreceram a diminuição das desigualdades regionais mesmo sem ocorrer um padrão de convergência na renda familiar.

INTRODUÇÃO

A investigação empírica de fenômenos econômicos, antes de tudo, constitui-se um exercício de curiosidade e desafio para um economista. Os estudos sobre disparidades regionais sempre representaram um desafio à parte a ciência econômica.

Explicar a existência de diferenças sociais, econômicas e políticas entre diferentes regiões ou países requer muito mais que análises de formação histórica sobre origens, instituições e tradições dos mesmos. É preciso entender a dinâmica da sociedade em questão, a alocação de recursos, seus sistemas produtivo e financeiro.

O modelo neoclássico de Solow (1956)¹ sobre crescimento econômico foi o ponto de partida para a análise do comportamento da renda *per capita* numa trajetória de longo prazo.

A formação de capital representa o núcleo central da teoria de Solow, onde a adoção de pressupostos neoclássicos como retornos constante de escala, produtividade marginal decrescente do capital e ausência de progresso tecnológico permitem o seguinte quadro: uma economia em situação inicial de baixa relação capital-trabalho possui uma alta produtividade marginal do capital e a poupança é capaz de aumentar essa relação capital / trabalho. Como o produto marginal do capital é decrescente, o crescimento da relação capital-trabalho implica uma redução na poupança média por unidade de

¹ SOLOW, R.M. **A Contribution to the Theory of Economic Growth**. Quarterly Journal of Economics, vol 70, p. 65-94, 1956.

trabalho. A redução na poupança se realizará até o ponto em que, no *steady state*, esta se iguala ao montante necessário para a reposição do capital utilizado e para prover de capital os novos trabalhadores que entram no processo produtivo, mantendo a relação capital / trabalho constante. Em termos *per capita*, o aumento do estoque de capital será igual à taxa de progresso técnico exógena.

Pelo modelo neoclássico, o progresso tecnológico é neutro e exógeno, representa a “força motriz” de crescimento de uma economia no longo prazo, onde a renda *per capita* cresce na mesma taxa de crescimento do progresso técnico, porém seu nível no estado estacionário é determinado por outros fatores exógenos como a taxa de crescimento da população, propensão a poupar e depreciação do capital.

Como resultado do modelo, pode-se então concluir que diferentes economias com as mesmas características de propensão a poupar, taxas de crescimento populacional e grau de desenvolvimento tecnológico, alcançariam o mesmo valor de *steady state* no longo prazo. Isto é, economias distintas do ponto de vista do estoque inicial de capital *per capita*, mas com parâmetros estruturais semelhantes, convergiriam para um mesmo nível de renda *per capita* no longo prazo.

Se considerarmos que o padrão de vida de uma população é diretamente afetado pelo crescimento da sua renda *per capita*, o estudo dessa dinâmica de crescimento é essencial para entendermos as desigualdades entre economias distintas.

A evolução do modelo inicial de Solow contribuiu para o refinamento metodológico sobre a hipótese de convergência. Sala-i-Martin (1990) apresenta a formulação de diferentes conceitos para convergência, o conceito de σ -convergência e β -convergência.

O primeiro conceito, σ -convergência, ocorre se a dispersão das rendas *per capita*, geralmente medida pela variância, diminui ao longo do tempo entre economias distintas.

O segundo, β -convergência, mede a velocidade do processo de convergência em direção ao estado estacionário. Isto é, quanto maior o valor do parâmetro β de convergência, mais rápido este processo está ocorrendo.

Como observado por Barro e Sala-i-Martin (1992) e Sala-i-Martin (1993), o conceito de β -convergência pode ser classificado como absoluta ou condicional, dependendo das hipóteses de convergência adotadas. Isto é, se as economias convergem para um mesmo estado estacionário falar-se-ia de convergência absoluta. Mas se elas convergem para seus respectivos *steady states* que podem ser diferentes, teríamos o caso de convergência condicional.

O conceito de β -convergência absoluta ocorre quando as economias pobres tendem a crescer mais rapidamente que as economias ricas. Sinaliza portanto que os países ou regiões mais atrasadas crescem de forma mais rápida que a média de crescimento dos países em agregado, enquanto que os países mais ricos crescem menos que a média. Isto porque os países ou regiões que se situam inicialmente mais distantes do *steady state* tendem a crescer mais rapidamente.

O segundo conceito de β -convergência, a condicional, está relacionado diretamente com diferentes níveis de *steady state* entre as economias. Neste tipo de análise, a suposição de que os diferenciais de renda *per capita* seria a única diferença relevante entre as economias é substituída pelo acréscimo de outras variáveis que possam medir o *steady state* para os diferentes países ou regiões. A velocidade de ocorrência do processo de convergência, a magnitude do β , seria condicionada pela distância existente de cada economia em relação ao seu próprio estado estacionário.

Como sugere Sala-i-Martin (1996), os diferenciais de renda *per capita* não são as únicas diferenças relevantes existente entre países, fato este, amparado por resultados empíricos que contestavam a hipótese de β -convergência absoluta. A existência de outras variáveis não incluídas na hipótese inicial de convergência são determinantes para a ocorrência do processo de convergência.

A velocidade de ocorrência do processo de convergência, a magnitude do β , seria condicionada pela distância existente de cada economia em relação ao seu próprio estado estacionário.

No final dos anos 80, com as publicações de Romer (1986) e Lucas (1988), surgem as teorias do crescimento endógeno, as quais contestam alguns pressupostos básicos da teoria neoclássica, e com isso, recoloca à tona o debate sobre crescimento econômico e convergência de renda. Pela teoria do crescimento endógeno, a inexistência de uma tendência ao estado estacionário, poderia levar os países ou regiões mais ricas a crescer de forma mais acelerada que os mais pobres. Agora, a acumulação de habilidades dos

trabalhadores através do aprendizado constante e educação formal, geraria externalidades positivas induzindo o crescimento econômico.

Analisando a literatura empírica sobre as teorias de convergência de renda, os resultados obtidos são os mais variados possíveis, variando de padrões bem definidos de convergência, passando por padrões bastante inconsistentes até a completa ausência da mesma. Tais resultados estão vinculados diretamente com a base de dados utilizadas e as características das regiões em questão.

Os trabalhos empíricos sobre convergência de renda *per capita* para o caso brasileiro, de base neoclássica ou derivados do modelo de crescimento endógeno, têm-se utilizado exaustivamente da análise diversas séries como *proxy* e gerado resultados bastante controversos quanto a existência ou não de convergência interestadual, entre eles destacam-se [Ellery e Ferreira (1996); Azzoni (1994); Zini Jr. (1998); Ferreira e Diniz (1995)]

A discussão sobre o assunto ainda não foi esgotada, inúmeras tentativas de aperfeiçoamento do modelo teórico ainda despertam atenção na área de crescimento econômico. A obtenção de resultados empíricos satisfatórios sobre convergência interestadual para o Brasil não se apresenta de forma incontestável, permitindo assim que novas discussões sejam levantadas com o objetivo de contribuir para o debate acadêmico.

A contribuição a ser dada nesta dissertação reside no fato de analisar o processo de convergência de renda entre os estados brasileiros, para o período de 1970 a 1991, levando em conta as diferenças nos níveis de estado estacionário entre as regiões brasileiras. Além disso, utilizar-se-á a

convergência em termos de renda familiar, o que evita problemas de agregação na mensuração dos níveis de renda, como se verá mais à frente.

Assim como Sala-i-Martin (1996), outras variáveis serão consideradas para a verificação de um padrão de convergência de renda entre os estados brasileiros.

A partir dessas considerações, surgem basicamente quatro questões a serem estudadas:

- (i) A renda familiar média das famílias brasileiras está obedecendo a um padrão de convergência?
- (ii) Caso se verifique, qual é a velocidade de convergência?
- (iii) Qual seria o papel do capital humano sobre a hipótese de convergência da renda regional, caso esta exista?
- (iv) A hipótese da convergência de renda é fundamental para a diminuição das desigualdades regionais?

O trabalho está dividido em três capítulos, além da introdução, cujos objetivos serão transcritos a seguir.

O capítulo I apresenta o referencial teórico utilizado nesta dissertação. A primeira parte do capítulo traz uma breve discussão sobre a importância do capital humano na literatura econômica, justificando sua importância para o estudo de convergência de renda. Na segunda parte do capítulo, é apresentado os aspectos metodológicos, a relação entre os conceitos de β -convergência e σ -convergência e o modelo econométrico utilizado.

O capítulo II apresenta os conceitos e aspectos gerais sobre convergência de renda, assim como uma detalhada revisão literária acerca do assunto. Sua importância reside no fato de informar de antemão as diferentes classificações e formas que o assunto é tratado na literatura econômica, como também apresentar diversos trabalhos empíricos na área e seus principais resultados.

O capítulo III é dividido em duas partes, na primeira são apresentados as variáveis básicas, fonte de dados, adaptações e ajustes no modelo econométrico. Na segunda parte do capítulo são apresentados os resultados empíricos obtidos com a aplicação do modelo e interpretação dos resultados alcançados, assim como as principais conclusões retiradas da análise juntamente com a comparação com outros trabalhos empíricos para a economia brasileira.

CAPÍTULO I

REFERENCIAL TEÓRICO

1.1 CAPITAL HUMANO : UMA ANÁLISE HISTÓRICA

A acumulação de capital humano exerce o papel de propulsor do desenvolvimento em vários dos novos modelos de crescimento econômico. Existem duas razões que justificam essa escolha:

- (i) O processo de acumulação de capital humano não está restrito a rendimentos decrescentes, ou seja, a produtividade do aprendizado não diminui à medida que o nível de aprendizado cresce;
- (ii) Essa variável é uma fonte de externalidades, pois sociedades altamente educadas tendem a produzir de forma mais eficiente.

Para reforçar o papel do capital humano como motor do crescimento, análises empíricas normalmente encontram forte relação entre o nível de educação da população e as taxas de crescimento do produto. Enquanto a noção de capital humano como fator fundamental para o crescimento é relativamente consensual, o mesmo não pode ser afirmado sobre como ocorre essa acumulação e como cada forma de aprendizado vai afetar o crescimento. A literatura (Barro e Sala-I-Martin, 1995) apresenta duas formas básicas para caracterizar a forma de aprendizado.

I. A primeira utiliza o tempo de estudo formal como medida de capital humano; nesse sentido, quanto mais tempo um indivíduo passa na escola, maior será o seu estoque de capital humano.

II. A segunda abordagem parte do princípio que, enquanto trabalham, as pessoas acumulam capital humano; essa forma de aprendizado é consagrada pelo nome de *learning-by-doing*. Nessa linha de pensamento, os indivíduos terão maior nível de capital humano conforme o crescimento de sua experiência na execução de seu trabalho.

Essa formulação foi proposta por Arrow (1962)² e encontrou bastante aceitação entre os autores de crescimento e aprendizado. O objetivo do seu artigo foi considerar a existência de *learning-by-doing* em um modelo como o proposto por Lucas (1988), no qual o capital humano é acumulado apenas na escola. Dessa forma, poderá ser visto como a introdução de *learning-by-doing* pode afetar a taxa de crescimento da economia e o tempo ótimo a ser dedicado à educação formal, ou seja, o nível de escolaridade. Uma aplicação dos resultados para políticas públicas diz respeito aos subsídios à educação.

É possível utilizar o modelo para discutir se o governo deve incentivar altos graus de escolaridade, (via subsídio ao ensino superior) ou concentrar recursos no ensino fundamental.

² Arrow (1962) apud Mulligan e Sala-I-Martin (1995).

Uma função de produção para uma economia, pode ser expressa em função de insumos agregados, um desses insumos é chamado de capital humano que é associado à força de trabalho. Se de um lado os trabalhadores são heterogêneos e apresentam diferentes níveis de produtividade, por outro lado os modelos teóricos de crescimento econômico apresentam a força de trabalho de forma agregada.

Quando o estoque de capital humano é generalizado, criam-se alguns problemas, os quais necessariamente não ocorrem, são eles:

- (i) Assume-se que trabalhadores de diferentes categorias são facilmente substituídos por trabalhadores de outras categorias.
- (ii) A produtividade do trabalhador apresenta-se na mesma magnitude dos seus anos de estudo.
- (iii) A elasticidade de distribuição de trabalhadores em diferentes grupos é considerada constante em qualquer período de tempo e lugar.
- (iv) Um ano adicional de estudo acrescenta o mesmo nível de habilidade em qualquer lugar a ser realizado.

Esses problemas foram posteriormente abordados e discutidos por Mulligan e Sala-i-Martin (1994), construindo a série de capital humano baseado no salário dos trabalhadores (*Labor-Income-Based*).

Essa nova teoria também é passível de questionamentos, pois considera que um trabalhador com nenhum ano de estudo, por exemplo, em determinado lugar, é igualado a outro que detenha algum nível de instrução mas que ganha o mesmo salário em um lugar diferente.

A teoria do capital humano sofreu uma grande contribuição após a formalização de processo de investimento por Ben-Porath (1967). No seu modelo, um indivíduo adicional ao capital humano já existente acrescentaria uma margem à produção de forma decrescente devido ao ciclo finito de vida de cada indivíduo.

Os acontecimentos ligados ao crescimento econômico, observados por Fabricant, Abramovitz, Kendrick e Solow³ colocam em discussão alguns fatores ligados ao crescimento econômico que não são comumente explicados pela ação direta dos insumos capital e trabalho. Estes autores apontam claramente para a possibilidade de que mudanças qualitativas na mão-de-obra geram um forte fator explicativo para o que chamam de “componente residual” do crescimento econômico.

A base conceitual empírica sobre a importância do capital humano para o crescimento econômico foi desenvolvida por Friedman e Kuznets (1945) ao analisarem o nível de escolaridade americano em contribuição da produção (PIB) daquele país. Schultz (1960) apresenta pela primeira vez a forma “residual” como elemento importante para o incremento do crescimento econômico, ao estimar o crescimento total do capital humano para os Estados Unidos a partir do sistema de divisão educacional.

A forma mais clara de ajuste qualitativo para o fator mão-de-obra gira em torno da mensuração da força de trabalho através do método de

³ Fabricant, Abramovitz, Kendrick e Solow apud Griliches (1996) .

medição dos diferentes níveis de escolaridade e sua participação relativa no mercado de trabalho.

A idéia do ajuste segue o pensamento do desequilíbrio entre as forças de trabalho utilizadas na indústria, desde o nível mais baixo até o nível mais alto de especialização.

Denison (1962) estimou mudanças qualitativas na distribuição da mão-de-obra industrial de acordo com os diferentes níveis de escolaridade dos trabalhadores, e chegou a resultados empíricos que demonstram que cada ano adicional de escolaridade da força de trabalho industrial gerava um aumento de 0,5% na Produtividade Total dos fatores (PTF), em forma de resíduo.

Recentemente, Jorenson e Fraumeni (1992 a,b) apresentam de forma interessante uma nova abordagem sobre as séries de capital humano de uma forma distinta à apresentada anteriormente por Schultz (1960). Eles estimaram o capital humano baseado no valor presente de futuros incrementos qualitativos na mão-de-obra pelo sistema educacional, tudo mensurado através dos custos.

Dois pressupostos básicos foram adotados ao modelo:

- (i) Diferentes contribuições marginais por trabalhador, refletem em diferentes níveis de salários; quanto maior for a especialização do trabalhador e necessariamente maior sua contribuição marginal, maior será também a remuneração ao seu fator de produção na forma de salário.
- (ii) As habilidades da força de trabalho variam diretamente pelo grau de sua escolaridade (quantidade de anos concluídas em estudo)

e não por fatores pessoais como habilidade individual ou de família.

Uma maneira eficiente de testar empiricamente a produtividade do trabalho através do seu grau de escolaridade pode ser a partir de uma função de produção Cobb-Douglas, onde econometricamente se obtém uma relação entre os coeficientes.

Alguns outros estudos surgiram com o objetivo de estimar os “níveis de habilidades” individuais, onde correlacionam as habilidades naturais com o nível de escolaridade dos indivíduos. Esses estudos começaram com Griliches (1970), onde o autor mensura a habilidade natural dos indivíduos através do quociente de inteligência (QI), obtido através de testes lógicos.

Seu estudo mostra que a habilidade natural é responsável por apenas 6-10% na capacidade de gerar aumento na produtividade, a outra parte restante é explicada pelos anos de estudo no qual a força de trabalho foi submetida.

Porém, a literatura sobre importância do capital humano para o crescimento econômico, converge em uma assertiva: investimentos constantes em educação da mão-de-obra não são uma fonte infinita no aumento da produtividade marginal do trabalho, isto se deve ao fato do trabalho apresentar uma expectativa de vida finita e também uma relação percentual na composição orgânica da produção.

Uma nova linha de pesquisa econométrica sobre crescimento econômico, introduzida por Summers e Heston (1991), aponta por estudos realizados em diversos países, que cada ano de estudo adicional, tem um

impacto muito maior no crescimento econômico nos níveis mais básicos de escolaridade - nível primário e secundário - para os mais altos.

1.2 UMA CONCEPÇÃO AMPLA DE CAPITAL : (MODELO MANKIW-ROMER-WEIL)

O modelo apresentado por Solow, ao utilizar uma concepção restrita de capital, não consegue explicar com exatidão as grandes diferenças entre o produto por trabalhador em unidades geográficas distintas, ou seja, entre economias mais e menos dinâmicas.

Tal modelo foi posteriormente ajustado por G. Mankiw, D. Romer e D. Weil em 1992, onde incluíram o capital humano ao antigo modelo de capital restrito. Agora, a mão-de-obra é avaliada de forma qualitativa considerando os diferentes níveis de instrução e qualificação. Supondo que o produto Y da economia é gerado pela combinação dos insumos capital físico (K) e trabalho qualificado, entendido como capital humano (H), na função tipo Cobb-Douglas de retornos constantes de escalas temos :

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta} , \alpha > 0 , \beta > 0 , \alpha + \beta < 1 \quad (1)$$

Onde, H = estoque de capital humano, L = número de trabalhadores
 A = progresso técnico

Pelas dinâmicas das variáveis⁴ k e h , admitindo-se a inexistência de depreciação para os capitais físico e humano, têm-se :

$$\dot{k}_t = s_K k_t^\alpha h_t^\beta - (n + g)k_t, \quad (2)$$

$$\dot{h}_t = s_H k_t^\alpha h_t^\beta - (n + g)h_t. \quad (3)$$

Onde, s_H = fração dos recursos produtivos alocados na acumulação de capital humano e s_K = fração dos recursos produtivos alocados na acumulação do capital físico.

Assim como no modelo inicial de Solow, o progresso tecnológico é definido como constante e exógeno ao modelo:

$$\dot{A}(t) = gA(t) \quad (4)$$

Por simplificação, a acumulação de capital humano é modelado na mesma forma que a acumulação de capital físico, ou seja:

$$\dot{H}(t) = s_H Y(t) \quad (5)$$

Sabendo que k^* e h^* denotam os valores de k e h no nível do estado estacionário, o qual implica que $\dot{k} = \dot{h} = 0$, obtêm-se :

$$s_K k^{*\alpha} h^{*\beta} = (n + g)k^*, \quad (6)$$

⁴ Pela dotação utilizada no desenvolvimento matemático, variáveis em minúsculas representam as variáveis na forma intensiva (por unidade eficiente de trabalho); e com o sinal (.) acima, a derivada em relação ao tempo.

$$s_H k^{*\alpha} h^{*\beta} = (n + g) h^* . \quad (7)$$

Aplicando o logaritmo natural nas equações acima :

$$\ln s_K + \alpha \ln k^* + \beta \ln h^* = \ln(n + g) k^* , \quad (8)$$

$$\ln s_H + \alpha \ln k^* + \beta \ln h^* = \ln(n + g) h^* . \quad (9)$$

Resolvendo o sistema de equações para $\ln k^*$ e $\ln h^*$:

$$\ln k^* = \frac{1 - \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln s_K + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln s_H - \frac{1}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g) , \quad (10)$$

$$\ln h^* = \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln s_K + \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln s_H - \frac{1}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g) . \quad (11)$$

Por fim, a função de produção (1) implica que $\ln y^* = \alpha \ln k^* + \beta \ln h^*$. Substituindo (10) e (11) na expressão, e rearranjando os termos, obtêm-se :

$$\ln y^* = \frac{\alpha}{1 - (\alpha + \beta)} \ln s_K + \frac{\beta}{1 - (\alpha + \beta)} \ln s_H - \frac{(\alpha + \beta)}{1 - (\alpha + \beta)} \ln(n + g) \quad (12)$$

Importante observar que fazendo a participação do capital humano $\beta=0$, obtêm-se a expressão análoga à (12) via modelo de Solow:

$$\ln y_{Solow}^* = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln s_K - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g) \quad (13)$$

Na prática, a hipótese de convergência condicional é testada segundo Mankiw, Romer e Weil (1992, pp.21) com base na seguinte equação :

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}}\right) = \beta_1 + \beta_2 \ln(y_{i,t}) + \beta_3 \ln(H_{i,t}) + u_i \quad (14)$$

Onde $\gamma_{i,t,t+T} = \ln(y_{i,t+T}/y_{i,t})$ representa a taxa de crescimento anual da renda *per capita* entre os períodos t e $t+T$; $\ln(y_{i,t})$ o logaritmo natural da renda *per capita* da economia i no tempo t ; $\ln(H_{i,t})$ o logaritmo natural do estoque de capital humano da economia i no período inicial t .

1. 3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Para a escolha de uma metodologia adequada à averiguação proposta, é necessário primeiramente definir de forma mais precisa o significado de convergência, com o claro objetivo de identificar e caracterizar com clareza o objeto de estudo.

Revisando a literatura , várias definições são apresentadas e descritas em trabalhos teóricos e empíricos sobre o assunto. Uma definição bastante precisa foi descrita por Abramovitz e David (1996 , p.21).

Under certain conditions being a productivity laggard gives ability to grow faster than the early leader: This is the main contention of the converge hypothesis.

A maioria das teorias que apontam , de forma estruturada, para uma hipótese de convergência utiliza-se basicamente de argumentos envolvendo transferência tecnológica e o modelo neoclássico de crescimento.

Nos modelos neoclássicos de crescimento, todas as economias partilham um mesmo grau de desenvolvimento tecnológico no longo prazo, porém com dotações internas diferentes no primeiro momento, devido à postulação dos retornos decrescentes da reprodução do capital , que permitem uma trajetória comum no longo prazo.

A hipótese de convergência descrita pelos modelos neoclássicos têm sido exaustivamente abordadas e testadas por inúmeros trabalhos, notadamente, Barro e Sala-i-Martin (1995) , Mankiw (1992) , Quah (1993a).

Os conceitos escolhidos para esse trabalho foram primeiramente introduzidos por Sala-i-Martin (1990) : β -convergência e σ -convergência. Sua escolha é justificada pela sua consistência teórica e uma metodologia operacional clara, já verificada em testes realizados por diversos autores.

O conceito de β -convergência é verificado em estudos *cross-section* entre economias e estudos regionais, se encontrada uma relação negativa entre a taxa de crescimento da renda *per capita* e o nível inicial da renda⁵. Em outras palavras, pode-se afirmar que a β -convergência existe se economias pobres tendem a crescer de forma mais acelerada que economias mais ricas.

A definição de convergência é geralmente confundida com o seu “conceito alternativo” , o qual se refere a uma redução das dispersões de renda

⁵ Esse fenômeno também é conhecido por “*regression to te mean*” ou “*mean reversion*” .

entre economias pobres e ricas ao longo do tempo , chamada de σ -convergência.

Alguns autores contestam a necessidade da utilização entre os dois contextos, pela argumentação que desigualdade regional pode ser entendida através da distribuição da renda de forma mais ou menos equitativa ao longo do tempo , posição bastante defendida por Quah (1993a) dentro do contexto do texto clássico “*Galton’s Fallacy*” , de Friedman (1992). Contudo, para uma análise empírica , ambos conceitos apresentam suas particularidades.

1.3.1. RELAÇÃO ENTRE β -CONVERGÊNCIA e σ -CONVERGÊNCIA

A abordagem do conceito de β -convergência tem sido utilizado em inúmeros trabalhos , Barro e Sala-i-Martin (1995) ; Dowrick e Nguyen (1989) ; Mankiw et al. (1992) , reforçando sua eficiência na análise do problema proposto.

Supondo que a β -convergência seja aplicada a um grupo de economias (estados, países, famílias , etc.) i , onde $i = 1, 2, \dots, N$. Considerando os dados anuais em tempo discreto , a renda *per capita* para a economia i pode ser aplicada entendida por :

$$\log(y_{it}) = \alpha + (1 - \beta) \cdot \log(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad (15)$$

Onde α e β são constantes , $0 < \beta < 1$, e u_{it} é variável de erro aleatório. A condição de $\beta > 0$ implica na β -convergência devido a relação

inversa entre a taxa anual de crescimento $\log(y_{it}/y_{i,t-1})$ e o $\log(y_{i,t-1})$. O alto coeficiente de β corresponde a alta tendência para a convergência. O termo de erro aleatório capta os choques na função de produção e taxa de poupança. É assumido que u_{it} apresenta média zero e variância constante σ_u^2 para todos os estados ao longo do período das séries temporais.

Para a medição da dispersão da renda *cross-sectional*, calcula-se a variância do log da renda :

$$\sigma_t^2 = (1/n) \sum_1^N [\log(y_{it}) - \mu_t]^2 \quad (16)$$

Onde μ_t representa a média do $\log(y_{it})$. Considerando que N é uma amostra grande, e a variância da amostra se aproxima da variância da população, pode-se utilizar a equação (15) para derivar o comportamento de σ_t^2 ao longo do período t :

$$\sigma_t^2 \cong (1-\beta) \cdot \sigma_{t-1}^2 + \sigma_u^2 \quad (17)$$

A equação (17) é representada em primeira diferença, na qual $0 < \beta < 1$. Se não ocorrer β -convergência, isto é: $\beta < 0$, não ocorrerá a σ -convergência. Pode-se concluir que β -convergência é condição necessária para σ -convergência. O valor de σ_t^2 no *steady state* é dado por :

$$(\sigma^2)^* = \sigma_u^2 / [1 - (1-\beta)^2] \quad (18)$$

A dispersão no *steady state* diminui com o β e aumenta pela variância σ_u^2 do termo de erro aleatório. Essa dispersão é positiva quando β é positivo acompanhado de $\sigma_u^2 > 0$.

A equação (17) pode ser resolvida em função de σ_t^2 para o todo o período:

$$\sigma_t^2 = (\sigma^2)^* + (1 - \beta)^2 [\sigma_{t-1}^2 - (\sigma^2)^*] \quad (19)$$

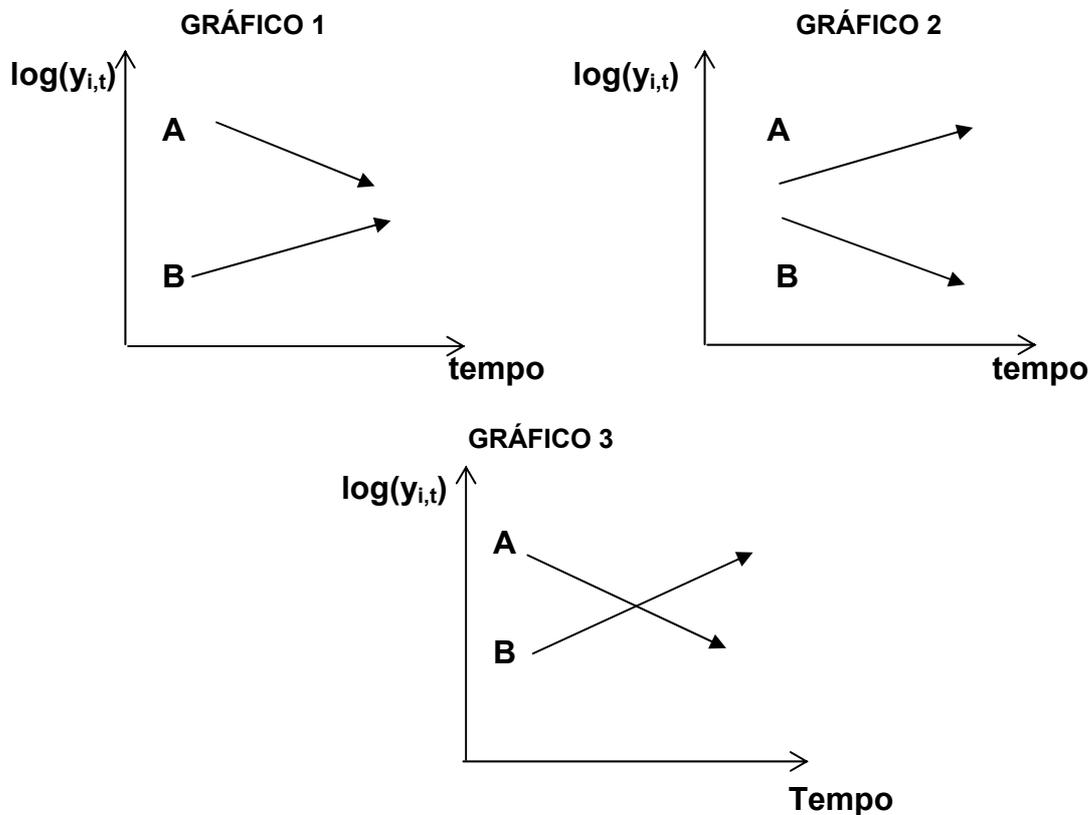
Se a β -convergência assegura que $\beta > 0$, quando σ_t^2 tende monotonicamente para o nível de *steady state* $(\sigma^2)^*$.

Contudo, o ponto crucial é que σ_t^2 pode crescer ou decrescer para o nível de *steady state* dependendo da dotação inicial de σ^2 , situado baixo ou acima do nível de estado estacionário. Observando que σ pode crescer ao longo da série sempre quando $\beta > 0$. Em outras palavras, β -convergência não é condição suficiente para σ -convergência.

Concluindo : β -convergência é condição necessária mas não suficiente para σ -convergência.

Sala-i-Martin (1996) demonstra com clareza a relação entre os dois conceitos de convergência através de uma análise gráfica, a qual incorpora diferentes situações possíveis de comportamento de duas economias distintas.

FIGURA 1⁶ : RELAÇÃO ENTRE β -CONVERGÊNCIA E σ -CONVERGÊNCIA .



Os gráficos demonstram as trajetórias de crescimento de dois países distintos, **A** e **B**, onde por suposição, para um mesmo instante inicial, o país **A** é mais rico que o país **B**.

O **GRÁFICO 1** é um exemplo característico onde acontece β -convergência e σ -convergência, uma vez que o país **B** apresenta uma taxa de crescimento positiva, e o país **A** uma taxa negativa (β -convergência), ocorrendo assim uma diminuição da dispersão dos $\log(y_{i,t})$, ou seja, σ -convergência.

⁶ Figura extraída de Sala-I-Martin (1996).

O **GRÁFICO 2** apresenta o oposto da primeira situação, neste caso não existe a ocorrência de β -convergência nem de σ -convergência. Pode-se observar uma tendência de divergência entre as duas economias.

No **GRÁFICO 3**, o país **B** apresenta uma taxa de crescimento positivo, enquanto o país **A** apresenta uma taxa negativa, ou seja, acontece β -convergência. Porém, como o crescimento de **B** é muito maior que o de **A**, observa-se um aumento na dispersão dos $\log(y_{i,t})$, isto é, não acontece σ -convergência. Esse exemplo caracteriza a assertiva de que β -convergência é condição necessária mas não suficiente para σ -convergência.

Sala-i-Martin (1995, pp. 1328) resume a diferença central entre os dois conceitos : “ *The examples, illustrate that the two concepts examine interesting phenomena which are conceptually different : σ -convergence studies how the distribution of income evolves over time and β -convergence studies the mobility of income within the same distribution.*”

1.3.2. β -CONVERGÊNCIA: ABSOLUTA E CONDICIONAL

De acordo com Sala-i-Martin (1990), Barro e Sala-i-Martin (1991) e Mankiw et al. (1992) , pode-se distinguir a convergência condicional da convergência absoluta.

A convergência parcial pode ser aplicada para um grupo de economias se a correlação parcial entre o crescimento e a dotação inicial é negativa. Isto é, realizando uma regressão *cross-sectional* entre a taxa de

crescimento e a dotação inicial, considerando constante o número de variáveis adicionais, encontra-se o coeficiente da dotação inicial com sinal negativo.

Se o coeficiente da dotação inicial da renda é negativa em uma regressão univariada, pode-se dizer que as séries apontam para convergência absoluta (β -convergência absoluta).

A convergência absoluta, ao investigar a variância do logaritmo da produtividade (medida pela renda *per capita*) ao longo da série estudada, pode observar um declínio em σ^2 , o qual pode ser interpretado como uma situação de convergência. Contudo, uma diminuição na variância σ^2 não implica necessariamente na hipótese de convergência.

A razão se dá pelo fato que o crescimento mais acelerado de economias menos desenvolvidas podem estar sendo promovidas por amplos investimentos ou políticas indutoras de crescimento em substituição ao processo natural de convergência.

Em contrapartida, a β -convergência captura a chamada hipótese de convergência, provadas através de resultados econométricos em inúmeros trabalhos [Barro e Sala-i-Martin (1990) ; Barro e Sala-i-Martin (1992a) ; Barro e Sala-i-Martin (1992b) ; Barro e Sala-i-Martin (1995)]. Barro e Sala-i-Martin analisam a presença de propriedades de convergência inter-regional entre diversos países. Tais resultados evidenciam a presença de β -convergência para regiões dos Estados Unidos (48 estados), Canadá (10 províncias), Japão (47 prefeituras) e Europa (90 regiões).

Posteriormente, como observado em Barro e Sala-i-Martin (1992) e Sala-i-Martin (1996), o conceito de β -convergência foi dividido em duas categorias: absoluta e condicional.

A β -convergência absoluta é caracterizada pela hipótese de que o grupo de economias em questão convergem para um único *steady state*, em contrapartida, a β -convergência condicional é definida quando as economias tendem aos seus respectivos *steady states*.

A ocorrência de β -convergência absoluta está associada quando as economias mais pobres tendem a crescer mais rapidamente que as economias ricas. Isto é, países ou regiões mais atrasados crescem de forma mais acelerada que a média geral e as regiões mais desenvolvidas crescem de forma mais lenta, ambas para o mesmo *steady state* comum.

A obtenção do valor de β -convergência absoluta, segundo Sala-i-Martin (1990), dá-se através de uma equação que relaciona a taxa de crescimento da renda *per capita* no período analisado com a dotação inicial da renda *per capita* (primeiro ano da amostra). A regressão, já apresentada na seção anterior, apresenta a seguinte forma :

$$\log(\gamma_{i,t}) = \alpha + (1 - \beta) \cdot \ln(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad (15)$$

Onde $\gamma_{i,t} = \ln(y_{i,t}/y_{i,t-1})$ representa a taxa de crescimento anual da renda *per capita* entre os períodos t e $t-1$, e $\ln(y_{i,t-1})$ o logaritmo natural da renda *per capita* da economia i no tempo $t-1$.

Caso o valor encontrado de beta seja maior que zero e estatisticamente significativo, caracteriza-se β -convergência absoluta.

O conceito de β -convergência condicional está associado à convergência para diferentes níveis de *steady state* entre os países ou regiões. As economias menos desenvolvidas cresceriam mais rápido que as economias desenvolvidas, porém para um nível inferior de estado estacionário, a velocidade está diretamente relacionada com a distância das economias para seu nível de *steady state*.

Nesse tipo de convergência, as economias mais desenvolvidas tenderiam a manter sua condição de líder no longo prazo, isto é, apesar das regiões mais atrasadas crescerem mais rápido, sua trajetória de longo prazo continuaria em um nível inferior as regiões mais desenvolvidas. As economias mais pobres se aproximam das mais ricas, porém nunca irão compartilhar o mesmo estado estacionário.

Para a estimação da β -convergência condicional, Sala-i-Martin (1996) sugere que sejam incorporadas outras variáveis ao modelo, as quais representariam uma *proxy* para os diferentes *steady states* das diversas economias. A nova regressão apresenta a seguinte forma :

$$\gamma_{i,t,t+T} = a - b \log(y_{i,t}) + \psi X_{i,t} + \varepsilon_{i,t+T} \quad (20)$$

Onde $\gamma_{i,t,t+T} = \ln(y_{i,t+T}/y_{i,t})$ representa a taxa de crescimento anual da renda *per capita* entre os períodos t e $t+T$; $\log(y_{i,t})$ o logaritmo natural da

renda *per capita* da economia i no tempo t ; $X_{i,t}$ é um vetor de variáveis que torna constante o *steady state* da economia.

Se o β obtido com a estimação for positivo e estatisticamente significativo e sabendo que $X_{i,t}$ mantém constante os diferentes *steady states*, pode-se afirmar a ocorrência de um padrão de β -convergência condicional. As variáveis utilizadas no vetor $X_{i,t}$ como *proxy* para o nível do estado estacionário podem ser representadas por variáveis políticas, institucionais e de crescimento, como o nível de escolaridade, taxa de analfabetismo e pelo índice de desenvolvimento humano.

1.4 O MODELO ECONOMETRICO UTILIZADO

a. CONVERGÊNCIA DE RENDA

O modelo de convergência de Barro e Sala-i-Martin apresenta fundamentações teóricas nos modelos de crescimento neoclássico, como Ramsey (1928), Solow (1956), Cass (1965) e Koopmans (1965). Tais modelos apresentam hipóteses básicas de progresso tecnológico exógeno, poupança exógena e retornos decrescentes dos fatores de produção, cujas implicações induzem a uma objetiva tendência ao estado estacionário.

No estado estacionário, a tendência de crescimento por países ou regiões mais ricas seria esgotada pela queda na taxa de retorno do investimento adicional. Esse processo permite que países e regiões mais pobres tendam a crescer de forma mais rápida que os mais ricos, e

alcançando-os em termos de renda *per capita* em um determinado horizonte, no qual existiria um ponto de equilíbrio estável para todas as economias.

O modelo de Barro e Sala-i-Martin adota uma função de produção neoclássica do tipo :

$$Y = F(K, Le^{gt}) \quad (21)$$

Onde : Y representa o fluxo de produção; K o estoque de capita; e^{gt} representa o efeito do progresso tecnológico exógeno aumentador do trabalho L .

O modelo é definido inicialmente em unidades de eficiência, para posteriormente ser adaptado para valores *per capita*.

Duas importantes hipóteses para o modelo devem ser abordadas :

- (i) A economia em questão é assumida como fechada.
- (ii) O mercado de trabalho opera em condições de pleno emprego.

Quanto à primeira, sua condição é bastante simplificadora, pois os próprios autores assumem que a adoção dessa hipótese superestima os parâmetros que medem a velocidade de convergência.

A segunda hipótese apresenta-se de forma razoável, pois ao considerar um horizonte de longo prazo para a obtenção de convergência, trabalha-se com longos períodos de tempo, eliminando as variações cíclicas de curto prazo no mercado de trabalho.

Pela hipótese (ii), verifica-se que o crescimento da força de trabalho e da população são iguais, logo, a equação (21) pode ser escrita como :

$$\hat{y} = f(\hat{k}) \quad (22)$$

onde : $\hat{y} = Y/Le^{gt}$ representa o produto por unidade eficiente de trabalho; e $f(\bullet)$ satisfaz as condições : $f' > 0$ e $f'' < 0$.

O desenvolvimento do modelo a seguir busca obter uma equação final que relacione a taxa de crescimento de uma determinada economia com a sua renda *per capita* na sua dotação inicial, assim como obter uma expressão do parâmetro que irá determinar a velocidade de convergência para o *steady state*.

Na dotação utilizada durante o desenvolvimento matemático, variáveis com acento circunflexo ($\hat{}$) estão representadas em unidades de eficiência e em letra minúscula estão em valores *per capita*.

Nessa economia fechada, o produto será utilizado na sua totalidade como investimento \dot{k} ou consumo C . Sabendo que a taxa de depreciação do capital é constante e igual a δ , \dot{k} será dado por :

$$\dot{k} = f(\hat{k}) - c - (n + g + \delta) \cdot \hat{k} \quad (23)$$

A demanda para esse modelo, é representada pela maximização da utilidade do consumidor¹⁰ dentro de um horizonte infinito de tempo. Onde maximiza-se :

$$U = \int_0^{\infty} u(c).e^{nt}.e^{-\rho t} dt \quad (24)$$

sujeita à restrição (23).

Onde : $c = \frac{C}{L}$ e ρ representa a taxa constante de preferência no tempo, determinada por um valor necessário à convergência da equação integral acima.

Definindo a forma da função utilidade como :

$$u(c) = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \quad (25)$$

Sendo $\theta > 0$, de forma que a utilidade marginal $u'(c)$ tenha elasticidade constante e igual a $-\theta$ em relação a c .

Da condição de Euler-Lagrange para a maximização da equação (23) obtêm-se:

$$\frac{\dot{\lambda}}{\lambda} = (\delta + n + \rho) - f'(\hat{k}) \quad (26)$$

¹⁰ Maiores detalhes ver Mas-Colell (1995) p.186.

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\theta} \left[f'(\hat{k}) - (\delta + \rho) \right] \quad (27)$$

No *steady state* a taxa de crescimento do consumo por unidades de eficiência é igual a zero, isto implica que a taxa de crescimento do consumo *per capita* é igual a g . Logo,

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\theta} \cdot \left[f'(\hat{k}) - \delta - \rho \right] \quad (28)$$

Esse processo de maximização ainda envolve uma condição de transversalidade, a qual assegura uma taxa de crescimento do estoque de capital maior que sua taxa de retorno, $f'(\hat{k})$. A condição requer que : $\rho > n + (1 - \theta) \cdot g$.

No ponto de *steady state* as quantidades efetivas, \hat{y} , \hat{k} e \hat{c} apresentam-se constantes. Logo, pode-se concluir que as quantidades *per capita* y , k e c crescem à mesma taxa g de progresso tecnológico. Já as quantidades absolutas Y , K e C crescem a taxa $g + n$.

Para se obter o valor de K no *steady state*, iguala-se $\frac{\dot{c}}{c}$ a g na equação (13), tem-se.

$$f'(\hat{k}^*) = \delta + \rho + \theta \cdot g \quad (29)$$

A notação com o asterisco (*) denota quantidades no *steady state*.

O nível de \hat{y} é obtido da equação $\hat{y} = f(k)$, e o nível de \hat{c}^* é obtido ao igualar a equação (23) a zero.

O processo dinâmico da renda *per capita* é descrito pelas equações (22) e (23), as quais implicam na assertiva que países ou regiões com menor valor de produto *per capita* crescerão a uma taxa maior que os países e regiões de dotação inicial maior do produto *per capita*.

Contudo, como salienta Barro e Sala-i-Martin (1990), apesar da tendência assinalada de que os países mais pobres cresçam a taxas maiores, uma outra situação é possível: surgir uma reversão de padrão ao longo de um certo intervalo de k devido a presença de certos choques no sistema.

Tais reversões também podem ser motivadas por uma dependência da taxa de poupança em relação a k , representada pela seguinte equação:

$$s \equiv \frac{f(\hat{k}) - \hat{c}}{f(\hat{k})} \quad (30)$$

Sabendo que a taxa de poupança decresce quando \hat{k} aumenta, fato esperado pelo declínio da taxa de retorno $f'(k)$, observa-se que a taxa de crescimento diminui com \hat{k} se a taxa de poupança não crescer substancialmente devido ao efeito renda causado por um aumento em K .

A função de produção adotada no modelo de Barro e Sala-i-Martin (1990), apresenta a seguinte forma funcional:

$$\hat{y} = f(\hat{k}) = (\hat{k})^\alpha \quad (31)$$

Para o desenvolvimento da equação acima, o próximo passo é efetuar operação de log-linearização em relação aos valores de *steady state*, com o objetivo de se obter uma equação para o produto em função do tempo, e outra para o β , que representa o coeficiente teórico de convergência descrito por Barro e Sala-i-Martin (1990).

Então, log-linearizando a equação (31) tem-se :

$$\log \left[\hat{y}(t) \right] = \log \left[\hat{y}(0) \right] \cdot e^{-\beta t} + \log(\hat{y}^*) \cdot (1 - e^{-\beta t}) \quad (32)$$

A equação acima mostra que a velocidade de crescimento \hat{y}_t é função do valor inicial \hat{y}_0 e do valor de *steady state* \hat{y} . O parâmetro β responsável pela velocidade de convergência para o *steady state* depende de outros parâmetros subjacentes ao modelo, principalmente do tipo de retorno de escala α , onde :

$$2\beta = \left\{ h^2 + 4 \left(\frac{1-\alpha}{\theta} \right) (\delta + \rho + \theta_g) \left[\frac{\delta + \rho + \theta_g}{\alpha} - (\delta + \rho + n) \right] \right\}^{\frac{1}{2}} - h \quad (33)$$

$$\text{onde } h = \rho - n - (1 - \theta)g > 0$$

A taxa média de crescimento do produto y , no intervalo de tempo que varia de t_0 até $t_0 + T$ é dada a seguir :

$$\left(\frac{1}{T}\right) \cdot \log \left[\frac{y_{t_0+T}}{y_{t_0}} \right] = g + \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \cdot \log \left[\frac{\hat{y}_{t_0+T}^*}{\hat{y}_{t_0}^*} \right] \quad (34)$$

Então, observando as condições de *steady state* y^* , a taxa de crescimento entre os períodos t_0 e $t_0 + T$ em relação ao valor inicial de renda *per capita* y_{t_0} será determinada pelo valor de β na equação acima.

Por fim, transforma-se a equação (34) numa versão discreta, a qual representa a equação a ser estimada. Assumindo o mesmo valor de *steady state* e *trend* para cada unidade e derivando a taxa de crescimento do produto *per capita* entre o período t_0 e $t_0 + T$ para cada estado, obtêm-se :

$$\frac{1}{T} \cdot \log \left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = B - \xi \cdot \log(y_{i,t_0}) + \mu_{i,t,t_0+T} \quad (35)$$

onde :

j = estado

t_0 = tempo inicial

T = tamanho do intervalo de tempo

y_{i,t_0+T} = produto *per capita* do estado i no tempo $t_0 + T$

y_{i,t_0} = produto *per capita* do estado i no tempo t_0

B = intercepto = $g + \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \cdot \log[(y^*) + g \cdot t_0]$

g = taxa constante de aumento tecnológico

μ_{i,t,t_0+T} = distribuição defasada de perturbações estocásticas do tipo $\mu_{i,t}$ entre os tempos t_0 e $t_0 + T$.

$\xi_i \cdot T = (1 - e^{-\beta_i T})$ = coeficiente angular para a respectiva reta de regressão. (mostra a relação direta entre ξ_i e β_i).

Observando a equação acima e desconsiderando a componente estocástica, verifica-se que a derivada da taxa de crescimento de cada estado

em relação ao logaritmo do produto *per capita* será igual a $-\left(\frac{1-e^{-\beta t}}{T}\right)$, de modo que um valor positivo de β implicará numa relação inversa entre taxa de crescimento e produto *per capita*. Essa relação garante que os estados mais pobres crescerão mais rapidamente que os estados mais ricos ocorrendo uma equalização ao longo prazo. Esse movimento de equalização do produto *per capita* entre os países ou regiões é chamado de β -convergência.

b. CAPITAL HUMANO

Verificando a literatura sobre crescimento econômico, observa-se que a motivação por análises de convergência aparece como um ponto comum entre os modelos propostos.

Tilak (1989) ; Romer (1989) e Tamura (1991) postulam para a importância do estudo do capital humano em trabalhos de convergência como um processo que fomentaria o processo de difusão tecnológica e posteriormente a convergência de renda *per capita*.

O'Neill (1995) focaliza seu trabalho em demonstrar como a convergência no nível educacional explica a convergência de renda entre economias mais e menos desenvolvidas. Para a construção da série de capital humano, o autor utilizou como *proxy* os anos de escolaridade média de cada país. Segundo O'Neill (1995) :

I find that changes in human capital levels provide a good predictor of temporal pattern of income convergence among developed countries, with the decline in rate of income convergence among European countries beginning in the mid 1970s being matched by a similar fall in the rate of education convergence. More important, I show that an analysis of the relationship between education and income can also help explain the poor performance of the LDCs relative to that of the developed countries.

Seus resultados demonstram a importância do estudo de capital humano associado ao estudo de convergência de renda *per capita* entre economias mais e menos desenvolvidas. Contudo, como demonstrado em seus estudos, a convergência de capital humano não implica necessariamente em convergência de renda . O'Neill (1995, p.1297) :

It is apparent from these findings that the divergence in income between the LDCs and the developed world, despite significant convergence in education levels, should not be interpreted as a break-down in the convergence mechanism arising from human capital changes .In fact the paper shows that quite the opposite is true. Were it left to movements in education levels alone, incomes, both within the LDCs and between the LDCs and development countries, would have exhibited substantial convergence.

Os resultados encontrados por O'Neill se comportam como um forte estímulo a aplicar tal análise de convergência em estudos regionais. Isso porque, pode-se eliminar o principal fator que contribui para a desigualdade em análises *cross-section*: diferenças tecnológicas.

O'Neill argumenta que o principal fator para o surgimento de desigualdades em estudos de convergência deve-se às diferenças tecnológicas:

(...) More important, however, the paper shows how technological change may lead to a continued increase in income inequality at the world level despite significant factor convergence.

De acordo com Krueger e Lindahl (2000), a literatura sobre crescimento econômico é motivada pelos estudos sobre convergência, onde o interesse reside em estimar os parâmetros de modelos como :

$$\Delta Y_j = \alpha_j - \beta(Y_{j,t-1} - Y_j^*) + \mu_j \quad (36)$$

Onde:

ΔY_j representa a variação logarítmica da renda *per capita* do país *j* entre o tempo *t-1* e *t*; α_j representa a taxa de crescimento do país *j* no *steady state*; $Y_{j,t-1}$ é o log da renda *per capita* inicial; Y_j^* é o log da renda *per capita* no *steady state*, e β mede a velocidade de convergência para a renda de *steady state*.

A intuição por trás da equação descrita acima, é sintetizada no fato de que economias de nível inferior de *steady state* crescem mais rápido que economias mais desenvolvidas.

Segundo os autores, uma típica equação para estimação do crescimento econômico é :

$$\Delta Y_j = \beta_0 + \beta_1 Y_{j,t-1} + \beta_2 S_{j,t-1} + \beta_3 Z_{j,t-1} + \varepsilon_j \quad (37)$$

Onde:

ΔY_j é a variação em log da renda *per capita* entre o tempo *t-1* e *t*; S_{t-1} representa a média de anos de escolaridade da população no período inicial; Y_{t-1} é o log da renda *per capita* inicial; Z_{t-1} representa variáveis como inflação, capital, ou a chamada “*rule of law index*”.

A necessidade da investigação de uma equação onde estima-se o coeficiente do capital humano (representado pelo nível de escolaridade em anos) relacionado com a renda *per capita*, reside em 6 possíveis explicações segundo Krueger e Lindahl (2000) :

(i) O nível de escolaridade funciona como uma proxy para a renda de *steady state*. Países com maiores níveis de escolaridade refletem em uma maior nível de renda de *steady state* ; (ii) O grau de escolaridade pode modificar a taxa de crescimento de *steady state* através do desenvolvimento da força de trabalho, na implementação e uso de novas tecnologias; (iii) Países com um menor estoque de capital podem crescer mais rápido pelo transbordamento da tecnologia exterior; (iv) Coeficiente positivo ou negativo da dotação inicial de escolaridade simplesmente pode refletir mudanças exógenas; (v) Questão da reversibilidade : um desenvolvimento econômico no futuro implicará em estímulos para o aumento da escolaridade no presente ; (vi) Mudanças no perfil escolar da mão-de-obra podem refletir na trajetória de crescimento de longo prazo.

Aplicando essa teoria para o estudo de desigualdade regional brasileira, pode-se utilizar a equação (37) como base econométrica para a investigação empírica do capital humano sobre o nível de renda *per capita* dos estados brasileiros.

Observando a equação proposta por Krueger e Lindahl (2000), alguns ajustes podem ser utilizados para a obtenção de um melhor resultado. Utilizando como base :

$$\Delta Y_j = \beta_0 + \beta_1 Y_{j,t-1} + \beta_2 S_{j,t-1} + \beta_3 Z_{j,t-1} + \varepsilon_j \quad (38)$$

Considerando que entre os estados brasileiros existe uma homogeneização de variáveis como inflação, tarifas comerciais, e a chamada regras do mercado “*rule of law index*”, a última variável do modelo pode ser suprimida : $\beta_3 Z_{j,t-1}$.

Então, reescrevendo a equação acima de forma simplificada, obtêm-se:

$$\log y_{j,t_0+T} = \beta_0 + \beta_1 \log y_{j,t_0} + \beta_2 Kh_{j,t_0} \quad (39)$$

Onde;

j = estado

t_0 = tempo inicial

T = tamanho do intervalo de tempo

y_{i,t_0+T} = produto *per capita* do estado i no tempo $t_0 + T$

y_{i,t_0} = produto *per capita* do estado i no tempo t_0

Kh_{t_0} = anos de escolaridade média dos trabalhadores do estado j

μ_{i,t,t_0+T} = distribuição defasada de perturbações estocásticas do tipo $\mu_{i,t}$ entre os tempos t_0 e $t_0 + T$.

Vergolino e Rocha (2002), também propõem o teste de convergência condicional por regressões de corte transversal a partir do modelo amplo de Mankiw-Romer e Weil.

Para os autores, a adoção do modelo amplo de capital humano, permite que o efeito do investimento no próprio capital humano sobre a taxa de crescimento seja neutralizado, permitindo a verificação empírica da hipótese de convergência condicional de renda para economias heterogêneas nos parâmetros tecnológicos.

Logo, para que a hipótese de convergência se verifique em estudos de corte transversal que apresentam unidades geográficas que possuem estoques e investimentos diferentes em capital humano, faz-se necessário que o efeito do diferencial de investimento em capital humano seja isolado das taxas de crescimento e dos níveis dos produtos de equilíbrio de longo prazo. Isto é feito ao se adicionar ao modelo que analisa a hipótese de convergência absoluta uma variável que represente o estoque de capital humano no tempo inicial. [Vergolino e Rocha (2002,pp.7)]

Nesse contexto, o próximo capítulo apresenta uma breve análise histórica assim como seus conceitos e aplicações na literatura econômica.

CAPÍTULO II

CONVERGÊNCIA DE RENDA: CONCEITOS E ASPECTOS GERAIS

2.1 CONSIDERAÇÕES INICIAIS

Na recente literatura sobre crescimento econômico, cada vez mais as questões das disparidades regionais são abordadas como forma de identificar e testar a eficácia de modelos teóricos sobre o assunto.

As análises sobre variações nas taxas de crescimento da renda *per capita* e produtividade entre países buscam entender o processo de segmentação entre países pobres e ricos, analisando como a disparidade se comporta ao longo do tempo, ou seja, se os países mais ricos permanecem mais ricos ou se existe uma aproximação no nível de renda pelos países mais pobres.

Esse processo de tendências ao aumento ou diminuição de desigualdade entre países, também se verifica em regiões de um mesmo país. As existências de regiões mais dinâmicas em contraposição às regiões menos dinâmicas também vêm se tornando motivo de grande preocupação em estudos de crescimento econômico, os quais procuram identificar as causas do distanciamento econômico entre regiões e sugerir políticas de desenvolvimento e programas de incentivo às regiões mais atrasadas.

A hipótese da convergência da renda apresenta-se numa posição de destaque dentro da teoria de crescimento econômico, uma vez que estuda um

tema chave com a preocupação de captar e quantificar os movimentos de crescimento ou retração das desigualdades regionais.

A literatura sobre o assunto é ampla, abrangendo estudos de caráter empíricos referenciais até os incluídos na teoria apreciativa⁷, todos com o claro objetivo de identificar, estimar ou descrever a existência ou ausência do processo de convergência.

Baumol, Nelson e Wolff (1994) , enfatizam a importância de estudos de convergência com o intuito de erradicar as disparidades entre países :

Thus, convergence, in one other of its senses, is surely a key matter for our evaluation of the world economy's well-being. A world of convergence is in a felicitous state, with poverty eroding and international disparities declining. If not offset by detrimental developments of the sorts, its is a desirable condition and a state of affairs in which one of the most intractable of income problems, inequality among countries in the distribution of income, is improving.

Os critérios de classificação e conceituação sobre “convergência” não seguem a um padrão homogêneo na literatura econômica. O surgimento e evolução dos conceitos se fundamentam nos trabalhos empíricos sobre o tema, onde as heterogeneidades dos resultados favorecem a discussão sobre o que pode ser considerado convergência e em qual trajetória esta se comporta no período de longo prazo.

⁷ A teoria apreciativa é caracterizada pela proposta de relações causais entre as variáveis num nível ainda não formalizada, procurando “atar” os distintos fatos estilizados. Maiores detalhes ver Nelson e Wright (1992).

Com o objetivo de diferenciar alguns conceitos, Baumol et al⁸ (1994) examina a literatura econômica e distingue sete conceitos diferentes sobre convergência:

1. Homogeneização: refere-se à redução da dispersão no decorrer do tempo, da produtividade de um grupo observado de países, regiões ou indústrias. A medida de dispersão geralmente utilizada é o desvio-padrão ou a covariância.

2. *Catch up* : consiste na redução do hiato verificado entre o país situado na liderança econômica e o conjunto dos demais países pertencentes ao mesmo grupo de observação.

3. Convergência Bruta ou Incondicional: constitui um conceito aplicável tanto à homogeneização quanto ao *catch up* e se caracteriza pela ocorrência de algum grau de convergência da produtividade sem que considere a influência de variáveis condicionantes desse processo.

4. Convergência Explicada: corresponde à avaliação estatística sobre o grau de influência exercida por um conjunto de variáveis mensuráveis na conformação da trajetória evolutiva da produtividade e do grau de convergência experimentado por um conjunto de países.

5. Convergência Residual: refere-se à possibilidade de que, após a remoção dos efeitos das variáveis estimadas do cálculo da convergência explicada, o componente residual, incorporando a influência de um conjunto de

⁸ Extraído de : SILVA, A . B. **A Convergência da Produtividade do Trabalho na Indústria de Transformação Brasileira**. Uma Verificação Empírica para o Período 1950/1985. Tese de Mestrado CAEN-UFC, 2000.

outras variáveis não identificadas sobre o comportamento da produtividade , comprove a ocorrência de convergência para o grupo de países estudados.

6. Convergência Assintoticamente Perfeita: ocorre quando, no longo prazo, duas economias tendem a se aproximar assintoticamente do mesmo nível de produtividade ou produto *per capita*.

7. Convergência Limitada: ocorre quando as trajetórias evolutivas da produtividade conduzem a posições não necessariamente idênticas mas que podem ser consideradas, sob algum critério-estabelecido, relativamente próximas.

Os trabalhos pioneiros na área de convergência de renda buscaram análises de comparações internacionais, gerando primeiramente resultados de forma agregada [Barro (1991)].

Após a primeira fase, depois de consolidada a metodologia de investigação⁹, pesquisas mais recentes se preocuparam em desagregar o modelo e testá-lo para economias regionais [Barro e Sala-i-Martin (1990), de la Fuente (2000), Ellery e Ferreira (1996)] obtendo êxito na abordagem do problema proposto.

A grande maioria dos estudos que abordam a hipótese da convergência, está relacionada basicamente com dois pilares : transferência tecnológica e o modelo de crescimento neoclássico.

⁹ Esse conceito será apresentado em seções posteriores.

O argumento da transferência tecnológica como fonte de convergência é notadamente verificado em Abramovitz (1986) e Baumol (1986). Segundo David Hume¹⁰ :

(...) the flow of technology would provide an opportunity for the less advanced economies to converge on the more advanced economies.

Para que isto ocorra, são necessários como pré-requisitos uma combinação de fatores técnicos e habilidade humana junto a um ambiente de estabilidade política e financeira.

No modelo neoclássico, todas as economias convergiriam para um mesmo nível de grau tecnológico, porém , apresentando dotações iniciais díspares entre esses mesmos países. O modelo aponta para essa situação final devido aos retornos decrescentes do capital, onde cada economia independente, seguiria para seu próprio nível de *steady state*¹¹ do produto. A convergência estaria dada pelo fato que a taxa de crescimento de cada país é função de sua distância com relação ao seu *steady state*, crescendo mais rápido aqueles que estão mais longe do equilíbrio (e são, portanto mais pobres). Estendendo esse princípio para todas as economias, o resultado final seria um mesmo nível de *steady state* para todos as economias depois de uma trajetória de convergência de longo prazo.

¹⁰ *Apud* Elmslie and Milberg (1996).

¹¹ O *steady state* ou estado estacionário, foi primeiramente introduzido por Solow (1957).

2.2 LIMITAÇÕES TEÓRICAS E TEORIAS ALTERNATIVAS

O desenvolvimento de novas teorias sobre a hipótese de convergência de renda vem se destacando nas últimas duas décadas. A investigação empírica sobre o assunto tem estimulado a formulação de novos conceitos e reformulação de antigos paradigmas econômicos.

O surgimento das novas teorias de crescimento por Romer (1986) e Lucas (1988), estimularam a discussão sobre os modelos teóricos e as metodologias de caráter empírico para a constatação da hipótese de convergência.

A contestação da hipótese de convergência pelas novas teorias , segue basicamente dois caminhos claramente observáveis : o primeiro, contraria a hipótese de convergência de renda entre países, e a segunda que relaxa a hipótese de concorrência perfeita e assume os modelos teóricos de concorrência imperfeita. [Romer (1994)].

Os modelos neoclássicos, inspirados na contribuição inicial de Solow (1956), tratam o progresso técnico como uma variável exógena, ou seja, ela é caracterizada como um componente residual no processo de produção. Essa exogeneidade atribuída ao progresso técnico torna-o inexplicado do ponto de vista da sua formação e reprodução.

O crescimento do produto no longo prazo, segundo a teoria neoclássica, estaria garantido pelo progresso técnico dado. A partir desse ponto, a teoria assegurava que todos os países convergiriam para um mesmo nível de produtividade e renda. A simplificação da origem do progresso técnico

pela teoria abstrai algumas relações importantes que se verificam ao longo da história, como as relações de interdependência entre países, as quais determinam o ritmo de crescimento entre alguns blocos econômicos.

Com o aparecimento das teorias de crescimento endógeno, algumas simplificações teóricas foram repensadas. Agora, a acumulação de habilidades através do aprendizado constante, poderia influenciar diretamente no ambiente econômico e dinamizar outros setores da economia. A especialização produtiva também surge em contrapartida à idéia neoclássica de rendimentos decrescentes de escala, onde o constante aprimoramento das relações produtivas poderia refletir em retornos crescentes de escala em nível agregado.[Fagerberg (1994)]

As conclusões obtidas pelos modelos de crescimento endógeno levam basicamente a duas assertivas. A inexistência de uma tendência ao estado estacionário, isto é, países ou regiões mais ricas poderiam continuar crescendo de forma mais acelerada e assim se distanciar cada vez mais dos mais pobres, e a possibilidade de países e regiões pobres permanecerem pobres numa trajetória de longo prazo, devido a uma verdadeira armadilha da pobreza: baixa produção de capital humano, medida através das habilidades individuais, e conseqüentemente baixo nível de externalidades positivas induzidas pelo acúmulo de conhecimento.

Em aprimoramento do seu trabalho clássico sobre convergência, Barro e Sala-i-Martin (1997) desenvolvem um novo modelo de difusão tecnológica baseado no processo de invenção e imitação, onde tais características envolvem uma combinação dos modelos de crescimento

endógeno com implicações teóricas do modelo neoclássico de crescimento. Essa combinação de teorias gerou uma forma específica de convergência condicional, a qual foi encontrada quando analisado o crescimento econômico de alguns países.

A obtenção de resultados díspares em análises de comparação entre países impulsionou a discussão sobre as possibilidades de convergência ou distanciamento entre eles. Países produtores de tecnologia continuam mantendo taxas de crescimento econômico diferenciado em relação aos países mais pobres, o que torna a teoria do crescimento endógeno mais forte.

Porém, a hipótese do progresso técnico exógeno ainda representa importantes contribuições na análise de crescimento econômico. Sua eficiência está diretamente relacionada no tipo de análise proposta. Quando comparados “blocos” de países, regiões ou setores homogêneos, as simplificações do modelo são bastante úteis para a obtenção de resultados de comparação.

No caso específico objetivado por esse trabalho, a adoção do modelo neoclássico para o estudo de convergência de renda entre os estados do Brasil se enquadra perfeitamente no objetivo proposto. A utilização de tal modelo pode ser justificada por uma razão simples: o Brasil pode ser classificado quando analisado de forma agregada, como um comprador de tecnologias desenvolvidas no exterior, dentro do período compreendido no estudo : 1970-1991.

Essa posição de comprador tecnológico do país permite a adoção da hipótese simplificadora de progresso técnico exógeno, onde as diferenças de crescimento entre os estados estão muito mais explicados por fatores

históricos ,institucionais e estratégicos do que pela criação isolada de tecnologias por parte de alguns estados ou regiões específicas.

2.3 ESTUDOS EMPÍRICOS E DEBATES RECENTES

Nesta seção, serão apresentados alguns trabalhos que segundo Sala-i-Martin (1995) podem ser chamados de “abordagem clássica” para o estudo de convergência.

A convergência resultante do modelo neoclássico é amplamente representada, e estimada em inúmeros estudos, destacando Barro e Sala-i-Martin (1995); e Mankiw , Romer e Weil (1992).

A idéia central desses estudos, reflete uma forte preocupação em comprovar empiricamente a hipótese da convergência da renda , apresentada inicialmente por Solow (1956) e largamente difundido em trabalhos posteriores como Romer (1989) ; Tamura (1991b); Baumol, Blackman e Wolff (1989).

Para Solow (1956) a convergência da renda seria precedida pela convergência do montante de capital físico, refletindo a hipótese dos retornos decrescentes do capital. Posteriormente Romer (1989) e Tamura (1991) apresentam a hipótese da convergência como consequência dos fluxos tecnológicos e do desenvolvimento do capital humano migratório dos países mais desenvolvidos para os países em processo de desenvolvimento.

Segundo Tamura (1991, p. 522-23):

Income convergence arises from human capital convergence... Individuals with below-average human capital gain disproportionately by external effect compared with above-average human capital agents...Convergence arises because below-average human capital agents gain the most from learning.

Tilak (1989) sugere que o aumento no nível educacional da população reduz substancialmente as desigualdades entre países, representada pelo aumento da renda *per capita*, diminuição da linha de pobreza e aumento do IDH.

Sala-i-Martin (1996) apresenta um resumo de vários estudos de convergência regional, em especial, Barro e Sala-i-Martin (1990,1991) para a economia Norte Americana e alguns países europeus; Coulombe e Lee (1993) para o Canadá e Shioji (1995) para o Japão.

Existem basicamente duas alternativas para a estimativa do β , a primeira consiste na realização de regressão *cross section* entre a taxa de crescimento da renda *per capita* do período com a dotação inicial da renda *per capita* no primeiro período da série. A segunda, é realizada pela divisão dos dados em sub-períodos adotando um valor de β constante e incluindo os efeitos fixo do tempo.

Sala -i- Martin apresenta uma tabela na qual estima os valores de β -convergência para várias economias em particular seguindo a equação básica de convergência de Sala-i-Martin (1990), sem utilizar nenhuma outra variável para representar o nível inicial de *steady state*:

$$y_{i,t,t+T} = a - b \log(y_{i,t}) + \varepsilon_{i,t,t+T} \quad (15)$$

Posteriormente, os resultados são comentados de forma que se estabeleça um contraste entre os estudos de convergência de âmbito nacional e regional. Os resultados serão descritos seguindo as observações do autor.

TABELA 1¹² : ESTIMAÇÃO DAS VELOCIDADES DE β -CONVERGÊNCIA PARA DIFERENTES AMOSTRAS

Amostra e Período :	<i>série temporal completa</i>		<i>painel</i>
	β	R^2	β
48 Estados Norte Americanos 1880-1990	0,017 (0,002)	0,89	0,022 (0,002)
47 Prefeituras Japonesas 1955-1990	0,019 (0,004)	0,59	0,031 (0,004)
90 Regiões da Comunidade Européia 1950-1990	0,015 (0,002)		0,018 (0,003)
11 Regiões da Alemanha 1950-1990	0,014 (0,005)	0,55	0,016 (0,006)
11 Regiões do reino Unido 1950-1990	0,03 (0,007)	0,61	0,029 (0,009)
21 Regiões da França 1950-1990	0,016 (0,004)	0,55	0,015 (0,003)
20 Regiões da Itália 1950-1990	0,010 (0,003)	0,46	0,016 (0,003)
17 Regiões da Espanha 1955-1987	0,023 (0,007)	0,63	0,019 (0,005)
10 Províncias do Canadá 1961-1991	0,024 (0,008)	0,29	

Fonte : Sala-I-Martin (1996)

* desvio padrão entre parênteses

Segundo Sala-i-Martin, o segundo método de considerar constantes os níveis de *steady state* para as economias em estudo é razoável aplicá-lo para grupos que se comportam de forma similar. Como exemplos claros, o autor identifica os países da OCDE e regiões homogêneas de alguns países que podem ser considerados similares *ex-ante* ao estudo econométrico.

¹² Extraída de Sala-i-Martin (1996).

Para as economias da OCDE, foi encontrada uma tendência na diminuição das dispersões da renda *per capita* entre os anos de 1975-1990, com uma quebra de tendência entre os anos 1975-1985.

Sem considerar outras variáveis na equação de convergência, foi encontrada a velocidade de β -convergência absoluta de 1,4% ($\beta=0,014$). Quando utilizadas outras variáveis, a estimação do β aumentou para 0.029, ou seja, 2,9%.

Dowrick e N'Guyen (1989) corroboram com esses resultados utilizando várias medidas de produtividade para os países da OCDE, onde demonstram que não somente as rendas *per capita* convergem, mas os níveis de produtividade também.

Analisando os estados norte americanos, Sala-i-Martin (1996) demonstra pela coluna I da **TABELA 1**, uma estimação da velocidade de convergência $\beta=0,021$, destacando o alto grau de ajuste da equação $R^2=0,89$. O resultado obtido é bastante semelhante aos países da OCDE, convergência absoluta em torno de 2% a.a.

Para as 47 prefeituras japonesas, utilizando novamente o nível de renda inicial como única variável explicativa, o coeficiente encontrado foi $\beta=0,019$. O autor também realiza o teste σ -convergência e encontra um aumento da dispersão de 0,47 em 1930 para 0,63 em 1940, e posteriormente um decréscimo da dispersão para a metade dos anos 70. Tal resultado de σ -convergência, têm comportamento bastante semelhante entre o Japão, Estados Unidos e países da OCDE.

Os resultados para as 90 regiões europeias abordam 5 países, Alemanha, França, Reino Unido, Itália e Espanha. A estimação produziu um coeficiente β de 0,015 . Separando os países e realizando os testes individualmente, percebe-se uma tendência geral do valor de β se situar próximo de 0,020 , ou seja, uma velocidade de convergência de 2% ao ano.

Em observação a esse valor de 2% , Sala-i-Martin afirma existir uma tendência geral nos trabalhos empíricos de encontrar valores de β muito próximos a 2% ao ano, o autor destaca outros trabalhos empíricos como Coulombe e Lee (1993) para o Canadá; Cashin (1995) para a Austrália; Cashin e Sahay (1995) para a Índia; Persson (1994) para Suécia e Keller (1994) para Áustria e Alemanha.

As conclusões obtidas por Sala-i-Martin a partir das abordagens clássicas de convergência são : as análises *cross country* de distribuição de renda entre os países do mundo sugerem a não existência de convergência; os países pobres não têm crescido de forma mais rápida que os países ricos. Em outras palavras, não existe um padrão de σ -convergência nem de β -convergência absoluta.

Mantendo constante algumas variáveis como *proxy* para o nível de *steady state* de algumas economias, encontrou-se uma relação negativa entre crescimento e dotação inicial no nível de renda, fenômeno chamado de β -convergência condicional. A velocidade de convergência encontrada foi de 2% a.a associado a σ -convergência para os países da OCDE. Esses resultados, segundo Sala-i-Martin, colaboram para a teoria neoclássica , onde a robustez dos coeficientes β -convergência condicional tornam a teoria consistente.

De la Fuente (2000) , em estudo sobre convergência regional para a Espanha, considerando 17 regiões distintas, utiliza como medida de renda o valor agregado bruto por região para o período de 1955-91. Para o teste de σ -convergência , foi constatado uma diminuição de 40% do desvio padrão entre as regiões.

O nível de desigualdade, contudo, foi estabilizado logo após a segunda metade da década de 70 , fato que segundo o autor indicaria uma proximidade ao nível de *steady state* .

Although this may be an indication that the regional income distribution is close to its steady state, it may still be too soon to rule out the possibility that the interruption of the convergence process may be a transitory phenomenon due to oil shocks and other macroeconomic turbulences of the last decades.[de la Fuente (2000, pp.19)]

Para o teste de β -convergência absoluta , a curva negativamente inclinada da relação taxa de crescimento pela renda inicial no ano base, foi a primeira indicação de que as regiões mais pobres crescem mais rápido que as regiões mais ricas. Porém, o resultado encontrado por de la Fuente , aponta para uma taxa de convergência bastante lenta, em torno de 1,5%, isto é, a diferenças entre as rendas das regiões são diminuídas 1,5% a cada ano, resultado esse, semelhante ao encontrado por Sala-i-Martin (1996).

Wei, Liu, Song e outros (2001) , realizam um estudo sobre convergência regional de renda para 27 províncias chinesas, utilizando o período de 1986 a 1995 e o modelo de crescimento endógeno. Foram introduzidos o capital humano e outras variáveis ao modelo como P&D, exportações e importações.

Foi encontrado ausência de um padrão de convergência absoluta, porém um convergência condicional β de 0,12 , ou seja, 12% a.a. Resultado bastante superior ao encontrado em quaisquer testes na literatura.

O destaque do trabalho se concentra na estimação do coeficiente do capital humano insignificante. Segundo os autores, esse resultado se explica porque a utilização da série de estudo secundário não representa uma *proxy* eficiente para capital humano.

Os autores utilizam três justificativas para explicar a insignificância do capital humano. A primeira seria pelo fato de outras variáveis contribuírem para a não captação das externalidades do capital humano. A segunda, assim como Cellini (1997) e Miller (1996), seria devido aos efeitos fixos do modelo, no qual captariam diferentes efeitos do estoque de capital humano. Por último, assim como Shaw (1992), o progresso tecnológico seria o grande responsável pelo crescimento econômico.

O'Neill (1995) analisa o papel do capital humano em duas abordagens de convergência. A primeira é baseada em Solow (1956), onde a convergência de renda seria precedida pela convergência do capital físico. A segunda, é baseada nos trabalhos de Romer (1989) e Tamura (1991b) , os quais afirmam que a convergência de renda é proporcionada pelos fluxos tecnológicos e de capital humano das economias mais desenvolvidas para as economias menos desenvolvidas.

Para o estudo , O'Neill utiliza os dados de pib *per capita* extraídos de Summers e Heston (1988), sem utilizar inicialmente o capital humano no

modelo. Nessa primeira parte, apresenta o resumo dos resultados obtidos pelos autores.

**TABELA 2 : VARIÂNCIA EM LOG DO PIB *PER CAPITA* REAL ,
1967 A 1985**

Amostra	1967	1985
Países Desenvolvidos	0,356	0,189
Europa	0,255	0,184
Países sub-desenvolvidos	0,529	0,677
Mundo	0,992	1,36

Fonte : O'Neill (1995)

Como visto em outros trabalhos, existe uma diminuição da variância da renda *per capita* para os países desenvolvidos e aumento entre os países menos desenvolvidos e quando considerados todos os países do mundo.

Posteriormente, o autor acrescenta o capital humano em seus testes, para verificar a hipótese de que a convergência de capital humano precede a convergência de renda.

TABELA 3 : CONTRIBUIÇÃO INDIVIDUAL DO NÍVEL DE EDUCAÇÃO E RESÍDUOS NA VARIAÇÃO DA RENDA, 1967 A 1985

	Varição na Renda	Nível de Educação	Resíduos
Países Desenvolvidos	-0,167	-0,197	-0,13
Europa	-0,071	-0,123	-0,78
Países sub-desenvolvidos	0,148	-0,192	0,5
Mundo	0,365	-0,237	-0,25

Fonte : O'Neill (1995)

Segundo O'Neill , os anos médios de escolaridade aumentaram em 60% nos países subdesenvolvidos entre 1960 e 1985, contudo, no ano de 1985 sua média era apenas de 3.37 anos de estudo. Para os países desenvolvidos, a taxa de crescimento do nível de escolaridade foi mais lenta (40% para o mesmo período), porém situado em um nível bastante superior, 8 anos de estudos formais em 1985.

Essa diferença apresentada no nível educacional implica, conseqüentemente, em diferenças nas técnicas de produção, as quais demandam por trabalhadores mais especializados. Tal dinâmica, beneficia ainda mais os países desenvolvidos e proporciona o aumentando das desigualdades entre os dois blocos.

Os resultados encontrados pelo autor se verificam na divergência de renda entre países desenvolvidos e subdesenvolvidos, apesar de uma significativa convergência nos níveis educacionais entre os dois blocos. Suas

conclusões afirmam que a convergência do capital humano é importante para convergência de renda entre os países, porém, as inovações tecnológicas promovidas pelos países desenvolvidos ainda são a causa do aumento de desigualdade entre países, visto que tal processo de incremento no nível de educação pelos países subdesenvolvidos acentuou-se apenas há duas décadas.

2.4 ESTUDOS REGIONAIS PARA O BRASIL

Os trabalhos empíricos sobre convergência de renda *per capita* para os estados brasileiros, contemplam trabalhos de base teórica neoclássica e trabalhos inseridos na nova teoria de crescimento econômico.

Observando os resultados gerados por estes, percebe-se a inexistência de um consenso sobre padrões de convergência para os estados brasileiros. A utilização de diferentes bases de dados como *proxy* para a renda dos estados, contribui para o aparecimento de resultados díspares, visto a natureza sensível das regressões *cross-section*.

Ferreira e Diniz (1995), trabalham com o período compreendido entre 1970 e 1985 para a economia brasileira, e através da construção de índices de dispersão, apontam para a existência de convergência *per capita* de renda entre os estados brasileiros, porém não estimam a velocidade em que esta ocorre. O índice utilizado foi o de Bourguignon, o qual é representado por

$$J = \sum_{i=1}^{25} p_i \ln j_i ; \text{ onde } : j_i = p_i / y_i ; p_i = \text{participação da população do estado } i$$

na população do Brasil e y_i = participação da renda do estado i na renda interna.

De acordo com o índice, uma distribuição totalmente igualitária implica que J igual a zero, valor mínimo assumido pelo índice.

TABELA 4 : ESTIMATIVAS DO ÍNDICE J

ANO	BRASIL	BRASIL exceto NE
1970	0,21632	0,125691
1975	0,20182	0,100338
1980	0,16282	0,064569
1985	0,12260	0,039647

Fonte : Ferreira e Diniz (1995)

Segundo os autores, “O índice J aponta para uma redução da desigualdade na distribuição interestadual da renda durante o período sob exame.” [Ferreira e Diniz (1995)]

Pela TABELA 4, a tendência à convergência se acentua a partir de 1975, onde o valor de J passa de 0,202 para 0,163 em 1980, seguindo o padrão até o ano de 1985.

Após calcular a regressão na qual relaciona as variações reais de renda *per capita* estaduais juntamente com sua notação inicial no ano base, pelo diagrama de dispersão os autores verificaram que os estados do Rio Grande do Norte, Amazonas e Sergipe possuem os maiores desvios positivos em relação à média. Nesse mesmo grupo pode-se incluir o Paraná, Espírito Santo, Santa Catarina, Minas Gerais, Mato Grosso e Bahia.

Os estados que apresentam crescimento *per capita* inferior a média de crescimento são Amapá, Pernambuco, Acre e Maranhão.

A interpretação para os resultados de convergência obtidos, segundo os autores, decorreu de um conjunto de fatores relacionados com a ação da política econômica e com a lógica econômica da competição e da localização.

Entre tais argumentos, são destacados : (i) o desenvolvimento e a ampliação da infra-estrutura básica; (II) o movimento de fronteiras agrícola e mineral; (iii) a ação direta do estado em termos de investimentos e concessão de subsídios e incentivos fiscais; (iv) a crise econômica e política do Rio de Janeiro; (v) a reversão da polarização industrial da área metropolitana de São Paulo; e (vi) os movimentos migratórios e as alterações na distribuição regional da População. [Diniz (1993)]

Ferreira e Diniz concluem que *“(...)das mudanças estruturais que vêm ocorrendo na economia brasileira, sugere uma tendência à continuação da convergência entre as rendas per capita estaduais.”* [Ferreira e Diniz (1995,pp530)]

Elery e Ferreira (1996), buscam verificar a existência de convergência *per capita* e estimar a velocidade do processo para o período de 1970-1990.

Segundo os autores: *“O maior problema encontrado para a elaboração da base de dados a ser usada residiu no fato de os dados para PIB's estaduais só estarem disponíveis, em bases compatíveis, para o período*

entre os anos de 1970 a 1985, um intervalo de tempo pequeno para nosso objetivo.” [Ellery e Ferreira (1996,pp88)]

A metodologia adotada foi em utilizar a participação de cada estado na arrecadação total de ICMS nos anos de 1985 a 1990 e depois calcular a taxa de crescimento desta participação para cada um dos estados. Esta taxa foi aplicada ao PIB de 1985 para encontrar uma estimativa do PIB de 1990. Para isso os autores adotaram a hipótese de uma forte correspondência entre as taxas de crescimento das participações no PIB e no ICMS para cada um dos estados.

Após esse procedimento outro problema foi encontrado, decompor as taxas de crescimento populacional para encontrar os dados da população de 1990, inexistentes em anuários. Por fim foram divididos os dados calculados da participação dos PIBs estaduais pela sua referida população, assim criou-se uma série de renda *per capita* estadual de 1970-1990.

TABELA 5 : ESTIMATIVAS PARA B-CONVERGÊNCIA 1970-1990

	PERÍODO		
	1970-1990	1970-1990	1970-1990
β	0,0132427 (0,0077)	0,0290933 (0,0140)	0,0139039 (0,0063)
DN	-	0,0237387 (0,0108)	0,0259097 (0,0076)
DNE	-	-0,0109981 (0,0115)	-
DSE	-	0,0089301 (0,0109)	-
DS	-	0,0042786 (0,0043)	-
R²	0,154481	0,539008	0,467122

Fonte : Ellery e Ferreira (1996)

Pela tabela acima, a primeira coluna representa a regressão básica de Barro para o período 1970-1990. A segunda, considera uma variável *dummy* para cada região, com o objetivo de diferenciar os estados entre si, pela hipótese de que estados da mesma região estariam sujeitos a choques correlacionados entre si.

A terceira coluna foi formulada a partir da segunda, onde somente a variável *dummy* para a região Norte apresenta coeficiente significativo, sendo considerada somente ela para a terceira regressão.

O resultado obtido pelos autores para o teste de beta-convergência entre 1979-1990 foram positivo com uma taxa de 1,3% a.a . Evidenciando a afirmação que os estados mais pobres do Brasil estão diminuindo a distância que os separa dos mais ricos, segundo os autores:

Note que o valor estimado do coeficiente beta para as regressões 1 e 3 está em torno de 0,013. Isto implica que a convergência entre os estados brasileiros é mais lenta que entre os estados americanos. De qualquer forma obtém-se aqui uma evidência firme de que os estados mais pobres no Brasil estão diminuindo a distância que os separa dos mais ricos. [Ellery e Ferreira (1996,pp.90)]

Com a obtenção de resultados favoráveis a hipótese de beta-convergência, Ellery e Ferreira buscam em seguinte evidências para a hipótese de σ -convergência, ou seja, queda na variância da renda *per capita* entre os estados. Para o ano de 1990 os autores utilizam uma projeção própria para o ano.

**TABELA 6: ESTIMATIVA PARA σ -CONVERGÊNCIA
1970-1990**

ANOS	σ^2	σ^2/μ
1970	0,3473	0,0978
1975	0,3567	0,0922
1980	0,3297	0,0785
1985	0,2686	0,0630
1990*	0,3041	0,0706

Fonte : Ellery e Ferreira (1996)

* Base de dados dos autores.

Para o padrão sigma-convergência , também foi observado o processo de convergência , a variância dos PIBs *per capita* passou de 0,3473 em 1970 para 0,2453 em 1990. Os autores utilizam a normalização pela média para evitar o problema de subestimação da σ -convergência, uma vez que os PIB's *per capita* tendem a aumentar com o tempo.

Vergolino e Monteiro Neto (1996) testam a hipótese da convergência de renda para os estados do Nordeste do Brasil no período de 1970-1993. A metodologia utilizada foi a abordagem clássica de Barro e Sala-i-Martin (1990), através da estimação de β -convergência.

Para a construção das séries de dados, os valores de PIB global e *per capita* das microrregiões foram obtidos de forma indireta e assim definido pelos autores: para os anos de 1970, 1975, 1980 e 1985 foi utilizado o censo Agrícola, Industrial, Serviços e Comércio elaborados pela FIBGE. As variáveis foram definidas a partir do Valor Básico da Produção (VBP) do setor agrícola, o

Valor da Transformação Industrial (VTI) e pelas informações de salário e outras remunerações pagos pelo setor comercial e de serviços.

Para os anos de 1990 e 1993, as estimativas dos PIB's foram elaboradas a partir do uso do Valor Adicionado Fiscal para os respectivos estados. Depois de concluído o processo de formação do PIB global, obteve-se o PIB *per capita* pela divisão do PIB geral pela população de cada microrregião correspondente.

Verificando a hipótese de convergência, os autores afirmam :

Os resultados para as Microrregiões do Nordeste...mostram que, em geral, há pouca evidência de um processo de convergência de renda no espaço microrregional nordestino...o sinal do coeficiente da variável log do PIB per capita é positivo, o que é um indicativo de que, para as microrregiões do Nordeste, quanto maior o nível do PIB per capita em 1970, mais a microrregião particular tendeu a crescer no restante do período.

[Vergolino e Monteiro Neto (1996,pp710)]

Foi verificado que as capitais dos estados apresentam uma forte tendência de promover a divergência na região. Dois motivos sustentam a afirmação: a) quando os efeitos polarizadores do PIB *per capita* dessas microrregiões são captados através de variáveis *dummies*, os indícios de convergência aumentam, mas ainda não de forma significativa; b) os PIB's *per capita* dessas microrregiões superam muitas vezes o PIB *per capita* médio microrregional do Nordeste.

Foram ainda realizados testes usando indicadores de desigualdade, que por sua vez confirmaram redução nas diferenças de PIB *per capita* entre os estados da região, sugerindo a ocorrência de um lento processo de convergência.

Zini Jr. (1998) , realiza testes de convergência da renda *per capita* para os estados do Brasil no período de 1939 a 1994. A renda *per capita* é obtida dividindo o PIB dos estados por sua respectiva população.

Os PIB's estaduais de 1939 a 1985 foram retirados do IBGE e de 1985 a 1994 foram obtidos do IPEA. Segundo o autor, “ *There are minor differences in the way estate GDP has been computed by IBGE and IPEA but they do not affect the tests made because the dispersion of per capita income is not affected by these differences.*” [Zini Jr. (1998,pp.394)]

TABELA 7: REGRESSÃO DA RENDA *PER CAPITA* ENTRE OS ESTADOS BRASILEIROS: TESTE DE B-CONVERGÊNCIA

	a	β	R ²	desvio padrão
1939-94	0,0221	0,0029 (0,0018)	0,12	0,002
1947-94	0,0264	0,0037 (0,0015)	0,22	0,0019
1939-50	0,0238	-0,0008 (0,0075)	0,01	0,0073
1950-60	0,0393	0,0085 (0,0058)	0,1	0,0066
1960-70	-0,0128	0,0088 (0,0090)	0,002	0,0082
1970-80	0,0431	0,0024 (0,0048)	0,01	0,0056
1980-94	0,0469	0,0117 (0,0023)	0,56	0,003

Fonte : ZINI Jr. (1998)

Os resultados obtidos pelo autor, apontam para a existência de β convergência entre os estados, porém com uma velocidade bastante baixa em torno de 0,8-0,9 % ao ano. A baixa velocidade de convergência reflete as dispersões das taxas de crescimento entre os estados.

Os testes para sigma-convergência também se mantiveram consistentes, mesmo obtendo resultados bastante inexpressivos, o autor conclui que não pode rejeitar a hipótese de convergência de renda.

Azzoni (1997a), analisa a distribuição pessoal de renda nos estados como forma de verificar o panorama de desigualdades inter-regionais. Para isso, utilizou os dados do censo demográfico de 1960, 1970, 1980 e 1991 e calculou indicadores de desigualdade que contempla a dimensão da renda pessoal.

Foi observado que ambos os indicadores agregados tradicionais que ignoram as distribuições interpessoais, quanto aos apresentados pelo autor, apresentam uma queda entre o ano inicial e o ano final estudado, isto é 1960-1991. Novamente, verifica-se que essa queda nas desigualdades regionais se comporta de forma oscilatória. Apresentou uma queda nas décadas de 1960-70 e 1970-80, com reversão da tendência na década 1980-91.

Esse resultado corrobora com outras conclusões do autor, nas quais na década de 80, principalmente na segunda metade, houve uma reversão da tendência de redução das desigualdades regionais no Brasil, a qual vinha se observando principalmente nos anos 70.

Azzoni (1997b), investiga as concentrações regionais de renda e as dispersões do PIB *per capita* para os estados brasileiros no período de 1939-

1995 , onde revela claramente que a componente inter-regional tem aumentado a sua importância relativa. Isto porquê as regiões brasileiras estão mais desiguais entre si e mais homogêneas internamente.

De acordo com o autor, a componente inter-regional vem aumentando de importância ao longo do tempo, cuja tendência foi iniciada em 1963, mesmo que a conclusão geral sobre a tendência das desigualdades de renda *per capita* entre estados ao longo do tempo seja de que as mesmas diminuíram e atingiram um patamar historicamente baixo embora sem continuidade da tendência de queda e em que pesem as alternâncias entre crescimento e decréscimo observados no passado, nada garantindo que não venham a se repetir no futuro, a constatação do aumento sistemático da componente inter-regional é preocupante.

Investigando o fato da economia brasileira apresentar períodos que alternam entre aumento e diminuição das dispersões de renda *per capita*, Azzoni examina a relação entre o ritmo de crescimento do país e o grau de desigualdade entre os estados.

Como resultado de suas regressões, afirma:

Não se pode rejeitar, assim, o argumento de que os períodos de rápido crescimento econômico associam-se em geral a aumentos na desigualdade regional de rendas per capita, enquanto que os períodos de crescimento baixo estão associados a diminuição na desigualdade.

[Azzoni (1997b, pp.364)]

A explicação para esse fenômeno, segundo o autor, diz respeito em que nos períodos de rápido crescimento econômico existe uma diferenciação setorial e regional, que vai depender da natureza do elemento deflagrador e da distribuição das atividades econômicas pelo território nacional.

Para analisar a dispersão das rendas *per capita* foi utilizado um indicador alternativo para o propósito, o coeficiente de variação, medido pela razão entre a média e o desvio padrão das rendas *per capita* estaduais, onde a partir deste, pode-se calcular a velocidade em que a dispersão está aumentando ou diminuindo.

O coeficiente de variação utilizado pelo autor mede a velocidade de convergência absoluta, isto é, considerando a hipótese de que as economias convergem para um mesmo nível de estado estacionário. Para essa análise, foi utilizada a série de 1939-1995, compreendendo 56 anos de amostra.

Verificou-se que existe uma alternância entre os períodos de convergência e divergência da renda *per capita*, no final dos anos 50 e início dos anos 60 a situação era de convergência, assim como o período de 1975 a 1990.

Porém, nos últimos anos existe uma reversão à uma situação de divergência, considerando a série completa, o resultado é de convergência com uma velocidade de 0,24% a.a, ou seja, ritmo bastante lento.

É importante observar que os resultados alcançados por Azzoni (1997a,b) divergem dos trabalhos seminais de Ellery e Ferreira (1996) e Ferreira e Diniz (1995).

Ferreira (1999,pp.48)¹³, torna evidente a tentativa de Azzoni (1997b) em caracterizar a limitação das conclusões dos estudos baseados em curtos períodos de tempo e historicamente específicos. Tais limitações teriam

¹³ Nesse trabalho, o autor limita-se basicamente a comentar o trabalho de Azzoni (1997b), reiterando suas conclusões.

apontado de forma equívoca para existência de convergência absoluta e redução das dispersões de rendas regionais.

Porto Jr. e Ribeiro (2000), atualizam o debate sobre convergência de renda entre os estados e introduz resultados sobre municípios no Brasil.

O teste clássico de convergência de Barro e Sala-i-Martin (1990) é utilizado através de vários ajustes de equações explicativas do crescimento da renda *per capita* e os resultados são na sua maioria estatisticamente significantes, o que indicaria convergência entre os 27 estados do Brasil, porém a uma taxa muito baixa.

A regressão ajustada para os estados brasileiros , utilizando a série do IPEA 1985-1998 , apresenta uma correlação negativa entre a renda inicial e a taxa de crescimento ao nível de significância de 10%, ou seja, os estados com renda inicial mais baixa tendem a crescer a taxa maiores, fato necessário para garantir a hipótese de convergência. O valor estimado de β foi de 0,0063, ou seja, 0,63% a.a .

O capital humano , na forma de nível de escolaridade, também é testado pela hipótese da β -convergência condicional. Segundo os autores :
“ Quanto maior for o nível de escolaridade no início do período, maior será a taxa de crescimento da economia, o que confirma a hipótese de que o capital humano é um fator relevante para o crescimento.” [Porto Jr. e Ribeiro (2000,pp.474)]

Porém os autores fazem algumas considerações quanto ao teste de Barro, entre eles que só são significativos com uma margem de erro muito elevada e que os coeficientes estimados para correlação de renda inicial com o

crescimento são muito baixos, o que faz gerar processos de convergência muito lentos.

Outro problema encontrado foi a presença de *outliers* e problemas de heterocedasticidade na série trabalhada, o que enfraquece o poder dos testes realizados. O acréscimo de novas variáveis explicativas melhorou o ajuste da regressão e contribuiu para a veracidade da hipótese de convergência condicional.

Azzoni e Barossi-Filho (2002), analisam a convergência de renda entre os estados brasileiros utilizando a abordagem de séries temporais. A base de dados consiste em três diferentes fontes e descrita em Azzoni (2001), foram considerados a renda *per capita* de 20 estados brasileiros para o período de 1947-1998.

A metodologia adotada consiste em testes de raiz unitária de Perron, para as séries de renda *per capita*. Foram rejeitadas as hipóteses de quebras estruturais, e os resultados indicam para presença de convergência estocástica de renda *per capita* entre os estados brasileiros.

Os autores dividem os estados em três grupos distintos, de acordo com a renda de *per capita* estadual em relação à média nacional pelo teste de variáveis *dummies*.

TABELA 8: CONVERGÊNCIA ESTADUAL DE ACORDO COM A NATUREZA DA RENDA *PER CAPITA*

Convergência	Fraca Convergência	Ausência de Convergência
AL BA CE MA MT MG PB PR RN RS RJ SE	ES GO PE	AM PA PI SC SP

Fonte: AZZONI e BAROSSO FILHO (2001)

Dos 20 estados observados, 14 estados apresentaram sinais de convergência, 3 estados demonstraram baixo poder de convergência e 5 estados não apresentaram quaisquer tendência à convergência, desses últimos, estão inseridos o Piauí, estado mais pobre, e São Paulo, estado mais rico, representando os extremos.

Vergolino e Rocha (2002) analisam o efeito de variáveis geográfica, capital humano e institucional sobre o nível e taxa de crescimento da renda *per capita* das microrregiões do Nordeste brasileiro para o período de 1970 a 1998.

Os dados utilizados pelos autores foram obtidos de censos Agrícola, Industrial, Serviço e Comércio, elaborados pela FIBGE e do valor Adicionado Fiscal dos Estados. A metodologia¹⁴ para cálculo dos PIB's é a mesma proposta por Vergolino e Monteiro Neto (1996).

Foram aplicados os testes convencionais de convergência absoluta e condicional. Para o teste da hipótese de convergência absoluta, o

¹⁴ Para obtenção do PIB *per capita* foi dividido o PIB geral das microrregiões pela sua população equivalente. A metodologia está especificada em Vergolino e Monteiro Neto (1996).

coeficiente β estimado apresentou-se estatisticamente significativa e com sinal esperado¹⁵, exceto para o sub-período de 1980 a 1990. Observando o período de 1970 a 1998, observa-se a ocorrência de convergência a uma taxa anual de 0,03%.

Este padrão de convergência para o período total é evidenciado pela existência de convergência nos sub-períodos de 1970 a 1980, com uma taxa de 0,08% e no período de 1980 a 1998 a uma velocidade de 0,06%, visto que no sub-período de 1980 a 1990 não foi encontrado padrão significativo de convergência.

Pelo grau de ajustamento das equações obtidos pelos autores, R^2 ajustado inferior a 10%, conclui-se que a especificação do modelo não é o melhor indicado. Segundo autores, *“(...) para que se entenda melhor a dinâmica do processo de convergência das microrregiões, faz-se necessário que se relaxe a hipótese de igual produto de equilíbrio de longo prazo para o conjunto de microrregiões do Nordeste.”* [Vergolino e Rocha (2002,pp.16)]

Utilizando posteriormente a extensão do modelo de capital humano de Mankiw-Romer-Weil, os autores testam através de regressões de corte transversal a hipótese de convergência condicional do PIB *per capita*. Para a análise de convergência condicional, ainda foram acrescentadas variáveis geográfica (representada pela distância das microrregiões aos centros mais dinâmicos do Nordeste); institucional (medida através do Índice de Condições de Vida-ICV) e de capital humano (anos de escolaridade média).

¹⁵ Observar que no trabalho de Vergolino e Monteiro Neto (1996) a equação de convergência apresenta sinal trocado, logo o sinal da velocidade de convergência β esperado pelos autores é negativo. Resultado esse que não interfere no rigor metodológico do trabalho.

Os resultados obtidos pelo modelo adaptado mostraram-se mais robustos que no primeiro caso de convergência absoluta. O grau de ajustamento da equação medido pelo R^2 ajustado passou para 23%, contra menos de 10% no caso da convergência absoluta. A velocidade de convergência β passou de 0,06% a.a. para uma taxa de 0,12% anual no período de 1980 a 1998, e de 0,03% para 0,06% no período de 1970 a 1998.

As conclusões retiradas do trabalho apontam para as seguintes evidências: a) a variável capital humano influencia positivamente o produto microrregional, mas que a mesma isoladamente não consegue explicar totalmente o nível deste produto em um dado ano, o que exige uma extensão do modelo; b) a variável geográfica tem uma relação negativa com o produto, ou seja, a distância média das microrregiões ao centro dinâmico da região (eixo Fortaleza-Recife-Salvador) está negativamente relacionada com o PIB; c) as condições de vida dos indivíduos de uma microrregião tem relação positiva com o produto *per capita*, isto é, quanto melhor os níveis de condições de vida da população, maior será sua capacidade produtiva.

Os autores concluem a importância do capital humano e da variável institucional:

Dessa forma, pode-se afirmar que as variáveis de capital humano e institucional são as principais responsáveis (as que mais contribuem) pelas diferenças de produto per capita (ou renda) entre o sub-conjunto de microrregiões mais ricas... Esta é uma constatação bastante importante, pois as variáveis de capital humano, representada pela educação fundamental, e institucional, representada pelo índice de condições de vida, são variáveis de política econômica. [Vergolino e Rocha (2002,pp.25)]

Após uma revisão em alguns trabalhos sobre convergência de renda para o Brasil, verifica-se que os resultados alcançados não são correlacionados entre si de forma clara. Com isso alguns problemas básicos são verificados na construção desses trabalhos:

O primeiro problema encontrado é ausência de uma série de dados oficial para PIB *per capita* estadual. Para contornar este problema, é preciso criar uma série alternativa através de algumas relações, entre elas dividir o PIB estadual pela população do estado. Porém, por mais simples que possa parecer, diferenças entre base numéricas e a fidelidade dos dados, tornam os resultados bastante diferentes.

O segundo problema diz respeito na utilização de *proxy* para o PIB *per capita*. Cada autor utiliza séries diferentes para representá-la, e com isso, os resultados de convergência variam bastante entre si.

Por último, concentra-se na diferença de estimação e decomposição das séries pelos autores. Como não é possível encontrar dados para anos específicos, procedimentos de estimação e decomposição de taxas são bastante comuns. Nesse ponto reside principalmente a diferença de resultados, onde a utilização de dados diferentes, por fontes diferentes, produz controvérsia de resultados.

Em estudos *cross-section*, caso de convergência, mínimas variações nas observações tornam os resultados dos estudos bastante díspares entre si. A utilização de *dummies* e exclusão ou agrupamentos de estados contribuem para determinar a magnitude desses resultados.

Nos mais variados trabalhos sobre convergência e desigualdade regional, observa-se uma preocupação em comum: mensurar e identificar fatores que geram, influenciam e determinam o processo de convergência. Nesse ponto, o capital humano vem se apresentando em destaque na recente literatura.

A escolha dessa variável como base para trabalhos empíricos é justificada pela facilidade de mensuração e observação, em contrapartida à transferência tecnológica, a qual requer uma metodologia de mensuração mais elaborada.

A construção de séries de capital humano é facilmente realizada através de dados censitários de educação formal, as quais servem de base para avaliar a “acumulação de conhecimento” da mão-de-obra, de forma setorial ou agregada.

No próximo capítulo, este modelo será testado para o caso da convergência da renda familiar entre os estados brasileiros, utilizando a variável capital humano no sentido amplo como sugerido por Krueger e Lindahal (2000); Rocha e Vergolino (2002).

CAPÍTULO III

INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA

3.1 AS VARIÁVEIS DO MODELO E O MÉTODO DE ESTIMAÇÃO

Utilizando o modelo original proposto por Barro e Sala-i-Martin (1990), este trabalho se propõe a investigar a hipótese de convergência de renda entre os estados do Brasil no período compreendido entre 1970-1991, utilizando como foco o papel do capital humano sobre a hipótese de convergência de renda.

A série utilizada, diferentemente dos trabalhos já realizados para o Brasil, é representada pela **renda *per capita* familiar média** (sal. Min. Set. 91) 1970-1991. A adoção dessa série é defendida pela necessidade de superar os problemas anteriormente descritos, como a distorção de resultados pelo uso de variáveis *proxy* inadequadas.

A utilização da variável renda *per capita* familiar média, permite um estudo fidedigno do comportamento da renda entre os estados brasileiros com uma menor distorção dos resultados, por utilizar uma variável pessoal e não agregada.

Esta representa a renda pessoal disponível nos 27 estados brasileiros, possibilitando uma análise sobre convergência inter-regional, diminuindo o viés na elaboração de dados por diferentes fontes e atendendo por isso, de forma mais precisa, o objetivo do estudo de convergência de renda *per capita*.

A fonte primária de todos os dados foi o censo demográfico fornecido pelo Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD. A análise sobre β -convergência implica na análise dos parâmetros da equação:

$$\frac{1}{T} \cdot \log \left(\frac{y_{i,t0+T}}{y_{i,t0}} \right) = B - \xi \cdot \log(y_{i,t0}) + \mu_{i,t,t0+T} \quad , \quad \text{através do método de mínimos}$$

quadrados ordinários (OLS) comparando dois períodos distintos : entre 1970-1980 e 1980-1991 .

Para a análise do capital humano , a equação $\Delta \log y_{j,t0+T} = \beta_0 + \beta_1 \log y_{j,t0} + \beta_2 Kh_{j,t0}$ será estimada pelo método de mínimos quadrados ordinários (OLS) para o período de 1970-1991, como base para a análise da relação proposta.

A escolha do modelo se estende além de uma simples preferência teórica, mas como um suporte de investigação empírica com o objetivo final de verificar se tal processo de convergência de renda *per capita* ocorreu entre os estados do Brasil, e qual sua velocidade, permitindo comparar tais resultados com os demais trabalhos sobre convergência de renda para o Brasil.

Para a medição da dispersão da renda *cross-sectional* , ou seja σ -convergência, calcula-se a variância do log da **renda *per capita* familiar média**.

Para a análise dos índices socioeconômicos da região, os dados também foram extraídos do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD. Compondo assim uma fonte única de dados, e evitando incompatibilidades de mensuração. Sua análise será realizada através do

estudo de dispersão das séries divididas em 5 categorias : Condições de vida , Longevidade, Educação, Renda e Habitação.

3.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS: CONVERGÊNCIA DE RENDA

3.2.1 CONVERGÊNCIA ABSOLUTA

Para a verificação da existência de padrões de convergência, primeiramente será adotado o modelo clássico de Barro (1990) onde se supõe a existência de convergência absoluta, a qual implica na existência de um único nível de estado estacionário para todos os estados brasileiros.

A equação a ser estimada , anteriormente já demonstrada, é representada por $\frac{1}{T} \cdot \log \left(\frac{y_{i,t0+T}}{y_{i,t0}} \right) = B - \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \cdot \log(y_{i,t0}) + \mu_{i,t,t0+T}$, onde: y_{it} = renda *per capita* regional do estado i no período t ; B = intercepto ; β = velocidade de convergência ; $\mu_{i,t,t0+T}$ = distribuição defasada de perturbações estocásticas do tipo $\mu_{i,t}$ entre os tempos t_0 e $t_0 + T$.

Os resultados da estimação¹⁶ da equação (1), apresentada na pág. 50, são apresentados de duas formas distintas a partir dos dados da **TABELA I** em anexo.

A primeira forma considera-se o Distrito Federal, totalizando assim 27 estados, e a segunda é retirada o Distrito Federal totalizando 26 estados.

A exclusão do Distrito Federal é motivada segundo Ferreira e Diniz (1995), pelo fato de representar uma situação particular: como sede da capital do país, mantém uma massa de servidores públicos com um padrão salarial significativamente acima da média brasileira, o que levaria a uma tendência de divergência de renda *per capita*, fato realmente observado¹⁷ na série utilizada.

TABELA 9

β -CONVERGÊNCIA ABSOLUTA PARA OS 27 ESTADOS BRASILEIROS

PERÍODO	1970 - 1980	1980-1991	1970 - 1991
β	0,000039 (4,4888)	0,0000090 (1,6554)	0,000087 (4,8555)
b	0,000758 (25,0251)	0,0000404 (1,6324)	0,00071 (1,8986)
R²	0,4653	0,1003	0,1467
D.W	1,8605	2,3658	2,4363

OBS: estimativas de β e do intercepto com os respectivos valores do teste t em parênteses.

¹⁶ Regressões realizadas pelo programa econométrico Eviews 3.1 .

¹⁷ Na TABELA I em anexo, observa-se que o Distrito Federal apresenta-se bem acima da média nacional para os três anos observado, 1970 , 1980 e 1991.

TABELA 10

 β -CONVERGÊNCIA ABSOLUTA PARA OS 26 ESTADOS BRASILEIROS

PERÍODO	1970 - 1980	1980-1991	1970 - 1991
β	0,000041 (4,2544)	0,000012 (1,9938)	0,000111 (2,1260)
b	0,00077 (23,0517)	0,00005 (1,9750)	0,000782 (4,9661)
R ²	0,4498	0,1450	0,1906
D.W	1,8728	2,3099	2,4762

OBS: estimativas de β e do intercepto com os respectivos valores do teste t em parênteses.

Pela **TABELA 9**, considerando os 27 estados brasileiros, com base nos resultados das regressões de corte transversal para os três sub-períodos distintos, observa-se os seguintes resultados: para o período total, 1970-1980, verifica-se uma correlação negativa entre crescimento observado da renda *per capita* e o logaritmo da renda *per capita* no ano inicial (1970) como mostrado pela **FIGURA 1**¹⁸ (pág. 90) o coeficiente β estimado é estatisticamente significativo ($t = 4,8555$) e com sinal correto, $\beta = 0,000087$, ou seja uma taxa anual de 0,0087% para um intervalo de confiança de 1%. Porém o grau de ajustamento do modelo apresenta-se bastante baixo, $R^2 = 14\%$.

¹⁸ A relação negativa mostrada na **FIGURA 1** é factível com os modelos de β -convergência absoluta e condicional, uma vez que esta relação é estimada apenas com as variáveis: variação da renda 70_90 e \ln renda70, ambas presentes nos dois modelos.

Pode-se afirmar então, de acordo com os resultados acima, a existência de um padrão de β -convergência absoluta para os estados do Brasil no período compreendido entre 1970-1991, mesmo considerando os resultados com baixo poder de explicação, a significância das variáveis não permite a rejeição da hipótese de convergência absoluta entre os estados.

A presença de convergência para o período de 1970-1991, pode ser explicada pelo sub-período 1970-1980, onde também se verifica um padrão de convergência $\beta = 0,0039\%$ estatisticamente significativa ($t = 4,4888$), com o grau de ajustamento R^2 em torno de 46% .

O sub-período posterior, 1980-1991 , não apresenta sinais significativos de presença de convergência, mesmo para um intervalo de significância de 10% . Apesar de β apresentar sinal esperado (0,000009) é estatisticamente insignificante ($t = 1,6554$).

Pela **TABELA 10** , excluindo o Distrito Federal, assim como sugerido por Ferreira e Diniz (1995), considerando então 26 estados, para o período de 1970-1991, os resultados mostraram-se mais bem ajustados que no modelo anterior.

Analisando o período completo de 1970-1991, verifica-se novamente a presença do padrão de β -convergência absoluta estatisticamente significativa ($t = 2,1260$) , com um leve aumento na velocidade de convergência para 0,011% ao ano , seguido também de uma melhora no ajustamento da regressão $R^2 = 19\%$.

No sub-período 1970-1980, percebe-se também uma pequena melhora nos resultados , a velocidade de convergência aumentou para 0,000041 , estatisticamente significativa (t = 4,2544) , com R² de 44%.

A maior diferença para o primeiro modelo de 27 estados concentra-se no sub-período 1980-1991 , onde agora a velocidade β de convergência apresenta-se estatisticamente significativa (t = 1,9938) a 5% de significância, e com valor de 0,0012 % ao ano, ou seja, valor bastante lento e próximo de zero, porém estatisticamente significativa.

3.2.2 CONVERGÊNCIA CONDICIONAL : O PAPEL DO CAPITAL HUMANO NO CRESCIMENTO DA RENDA *PER CAPITA*

Após realizada a primeira etapa do estudo de convergência, agora testa-se o modelo de β -convergência como sugerido por Sala-i-Martin (1996)

através de $\frac{1}{T} \cdot \log \left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = B - \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \cdot \log(y_{i,t_0}) + \psi Kh_{i,t_0} + \mu_{i,t,t_0+T}$, onde:

y_{i,t_0} = renda *per capita* regional do estado i no período t_0 ; B = intercepto ; β = velocidade de convergência ; Kh_{i,t_0} = estoque de capital humano do estado i no período t_0 ; μ_{i,t,t_0+T} = distribuição defasada de perturbações estocásticas do tipo $\mu_{i,t}$ entre os tempos t_0 e $t_0 + T$.

A hipótese de convergência condicional é assegurada com base no modelo de Solow, onde a taxa de crescimento tecnológico (exógena ao modelo) é a força motriz da taxa de crescimento do produto *per capita* de uma determinada economia.

A intuição do modelo advoga para assertiva de que economias com parâmetros tecnológicos homogêneos devem apresentar, por consequência, taxas de crescimento e níveis de produto *per capita* de longo prazo semelhantes, ou seja, mesmo níveis de estado estacionário. Esta dinâmica permite a possibilidade da averiguação empírica da hipótese de convergência absoluta somente para economias homogêneas entre si.

Ao introduzir o capital humano no modelo inicial, faz-se um controle de uma variável que afeta (de forma exógena) a taxa de crescimento e o nível do estado-estacionário de economias heterogêneas. Agora considera-se que cada economia tende a crescer para seu próprio nível de *steady state*, o qual está diretamente relacionado com a dotação inicial do seu estoque de capital humano.

Estados com um maior estoque de capital humano no ano de 1970, teria por consequência um nível superior de *steady state* que os estados com menor estoque. A adoção desta premissa, torna possível a hipótese de convergência condicional, a qual mede a velocidade de convergência dos estados para seus próprios níveis de estado estacionário.

Os resultados da estimação da equação, novamente serão apresentados de duas formas distintas a partir dos dados da **TABELA I e TABELA III** em anexo. A primeira incluindo o Distrito Federal na amostra , totalizando 27 estados brasileiros e na segunda pela exclusão do mesmo, totalizando 26 estados.

TABELA 11

 β -CONVERGÊNCIA CONDICIONAL PARA OS 27 ESTADOS BRASILEIROS

PERÍODO	1970 - 1980	1980-1991	1970 - 1991
β	0,000100 (5,2176)	0,000012 (0,7229)	0,00043 (2,1813)
Kh	0,0000672 (3,7394)	0,0000038 (0,2091)	0,000263 (2,7502)
b	0,000767 (31,0668)	0,0000444 (1,4053)	0,00075 (5,7070)
R ²	0,6621	0,1019	0,3511
D.W	1,7758	2,3679	2,2895

OBS: estimativas de β , intercepto e capital humano com os respectivos valores do teste t em parênteses.

TABELA 12

 β -CONVERGÊNCIA CONDICIONAL PARA OS 26 ESTADOS BRASILEIROS

PERÍODO	1970 - 1980	1980-1991	1970 - 1991
β	0,000100 (28,3934)	0,000014 (0,8008)	0,000447 (2,1819)
Kh	0,00006670 (3,6113)	0,00000195 (0,1065)	0,000252 (2,6105)
b	0,00077 (5,1131)	0,00005 (1,6720)	0,000801 (5,6577)
R ²	0,6489	0,1454	0,3756
D.W	1,7878	2,3112	2,3015

OBS: estimativas de β , intercepto e capital humano com os respectivos valores do teste t em parênteses.

Pela **TABELA 11**, considerando os 27 estados brasileiros, com base nos resultados das regressões *cross-section* para os três sub-períodos, constata-se uma sensível melhora na robustez dos resultados quando comparados às estimações de β -convergência absoluta.

Considerando todo o período de 1970-1991, observa-se a existência de uma velocidade de convergência estatisticamente significativa ($t = 2,1819$) com uma velocidade β de 0,044% ao ano. Valor bastante baixo mas quatro vezes superior ao encontrado na beta-convergência absoluta. O grau de ajustamento do modelo ($R^2 = 35\%$) também melhorou sensivelmente em comparação ao anterior ($R^2=14\%$).

No sub-período de 1970-1980, também constata-se uma melhoria geral nos resultados alcançados, com uma velocidade de convergência $\beta = 0,01\%$ estatisticamente significativa ($t = 5,2176$) o sub-período mostrou-se mais robusto com um coeficiente de ajustamento $R^2 = 64\%$.

Novamente com a inclusão do Distrito Federal o sub-período 1980-1991 apresenta uma velocidade de convergência estatisticamente insignificante ($t = 0,7229$) como no modelo de convergência absoluta.

O Capital Humano incluído nesse modelo, apresentou o sinal do coeficiente positivo (0,000263), como esperado, e estatisticamente significativa¹⁹ ($t = 2,7502$) para o período geral de 1970-1991, havendo uma melhora considerável no grau de ajuste do modelo com um R^2 de 35%, quando comparado com o modelo anterior de convergência absoluta.

Pelo resultado, observa-se que a variável capital humano influencia diretamente na renda *per capita* familiar dos estados, porém, é importante observar a baixa elasticidade -coeficiente do logaritmo do capital humano na regressão estimada - (0,0000672) do capital humano em relação à variação da renda obtida no período estimado.

A inclusão da variável mostrou-se robusta em termos econômicos quanto estatísticos, visto que se obteve um aumento no grau de ajustamento do modelo medido pelo R^2 e na velocidade de convergência, fato respaldado pela literatura de crescimento econômico.

Para o sub-período de 1979-1980, mais uma vez, constata-se a sua importância como “força” para a convergência do período total. O capital humano apresenta-se estatisticamente significativo ($t = 3,7394$), com sinal positivo, porém com baixa elasticidade, 0,0000672. Vale notar o alto grau de ajustamento que acompanha esse sub-período, $R^2=66\%$.

Continuando o procedimento de retirar o Distrito Federal do modelo a ser estimado, observa-se que para o modelo de β -convergência condicional, os novos resultados gerados são praticamente os mesmos que quando incluída a variável. Resultado este de corrobora para a aceitação do modelo de convergência absoluta como mais robusto que o anterior.

A introdução da variável de capital humano no modelo tem como objetivo compensar a distância no momento inicial entre os estados mais e menos dinâmicos do país, compensando o efeito do crescimento proporcionado por esta variável. Este fato contribui para que a inclusão do

¹⁹ Coeficiente estimado estatisticamente significativo a 1%.

Distrito Federal não tenha modificado o resultado da regressão em corte transversal, diferentemente do modelo de convergência absoluta.

Para o período de 1970-1991 , a velocidade de convergência continua estatisticamente significativa ($t = 2,1819$) e com a mesma velocidade de convergência visto na **TABELA 12** , ou seja, $\beta = 0,0004$ ou 0,04% a.a , com uma pequena melhora no ajuste da equação, passando de 35% para 37%.

O sub-período 1970-1981 também continua significativa e praticamente idêntico ao modelo com o Distrito Federal incluso, com uma velocidade β de 0,01 % a.a e $R^2 = 65\%$

O sub-período posterior, 1980-1991, como nas outras regressões, mantêm-se insignificante ($t = 0,8006$) para o intervalo de 10% de significância estatística.

A presença do capital humano no modelo de convergência condicional para 26 estados , assim como a velocidade de convergência, apresenta-se de forma idêntica ao modelo de 27 estados.

Para o período de 1970-1991, o capital humano é estatisticamente significativa ($t = 2,6105$) com o coeficiente positivo de 0,000252 . Para o sub-período 1970-1981, sua significância permanece ($t = 3,6113$) para um intervalo de 1% de aceitação mantendo a mesma elasticidade que no modelo anterior , $e = 0,000067$. Para o sub-período posterior , a falta de significância da variável é mantida ($t = 0,1065$) como em todos os exemplos anteriores.

Testes de White, sem termos cruzados, foram realizados para detectar a possível presença de heterocedasticidade, em todos os casos foi aceita a hipótese nula de homocedasticidade.

3.2.3 σ - CONVERGÊNCIA

A outra maneira de verificar a existência de convergência, como sugerido por Sala-i-Martin (1995) é pelo estudo da dispersão da renda *per capita* das famílias, σ -convergência. A convergência ocorrerá se observada uma queda na dispersão das séries, isso implica que as rendas dos estados estão se aproximando ao longo do tempo.

TABELA 13

σ -CONVERGÊNCIA PARA OS 27 ESTADOS BRASILEIROS

PERÍODO	1970	1980	1991
σ^2	0,0734	0,3042	0,2714
σ^2/μ	0,1492	0,2734	0,2484

TABELA 14

 σ -CONVERGÊNCIA PARA OS 26 ESTADOS BRASILEIROS

PERÍODO	1970	1980	1991
σ^2	0,0595	0,2305	0,1789
σ^2/μ	0,1272	0,2180	0,1733

Pode-se observar que pelas **TABELAS 13 e 14** não existe uma diminuição da variância ao longo dos anos, não sendo possível encontrar um padrão de σ -convergência nas duas situações distintas, a primeira com a inclusão do distrito Federal na amostra (27 estados) e a segunda com a exclusão do mesmo (26 estados).

Foi calculada também uma relação entre a variância e a média, que segundo Ellery e Ferreira (1996), o aumento da renda *per capita* dos estados ao longo do tempo pode levar a uma subestimação da σ -convergência, uma vez que existiria uma tendência natural de a variância aumentar com o tempo. Para resolver esse problema é só considerar o quociente da variação que é representado pela razão entre a variância e a média de cada ano. Essa normalização pela média também apontou para um aumento da variância da renda *per capita* familiar ao longo das duas décadas, negando a verificação da hipótese de σ -convergência para os estados brasileiros.

FIGURA 2

**RENDA FAMILIAR *PER CAPITA* DOS 27 ESTADOS BRASILEIROS
VALOR EM 1970 E TAXA DE CRESCIMENTO ENTRE 1970 E 1980**

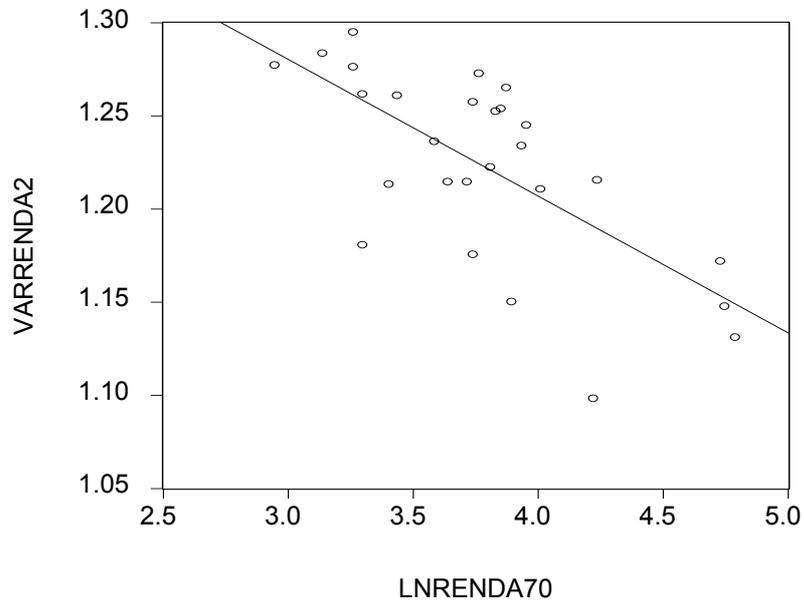
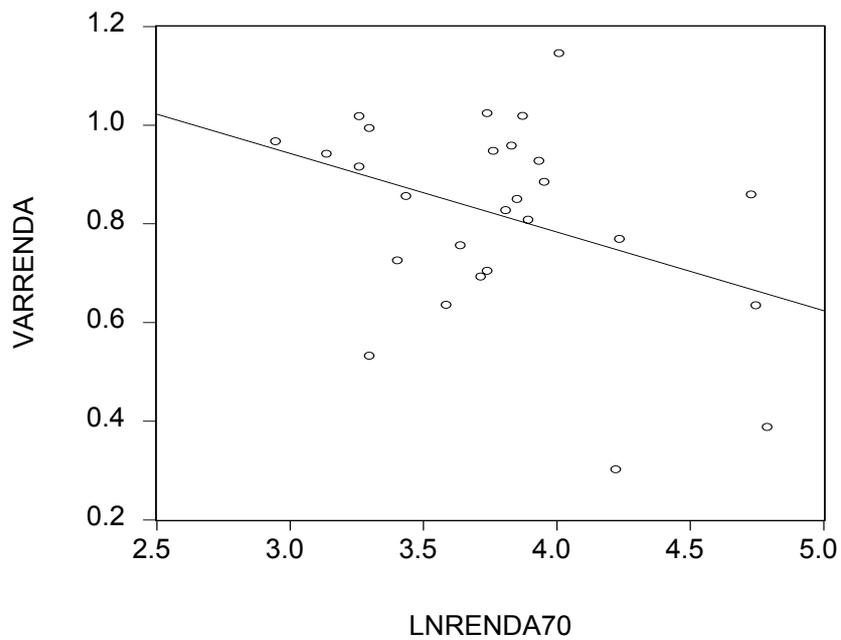


FIGURA 3

**RENDA FAMILIAR *PER CAPITA* DOS 27 ESTADOS BRASILEIROS
VALOR EM 1970 E TAXA DE CRESCIMENTO ENTRE 1970 E 1991**



Observando as **FIGURAS 2 e 3** , percebe-se a relação negativa entre a renda *per capita* no ano base 70 e sua variação. No primeiro caso

$$\text{VARRRENDA2} = \frac{y_{1980}}{y_{1970}} , \text{ e para o segundo } \text{VARRRENDA} = \frac{y_{1991}}{y_{1970}} .$$

Esta relação é prevista no modelo de β -convergência , onde uma relação negativa entre o logaritmo da renda *per capita* no ano inicial e a variação da renda no período total implica que as economias mais pobres crescem mais rapidamente que as mais ricas.

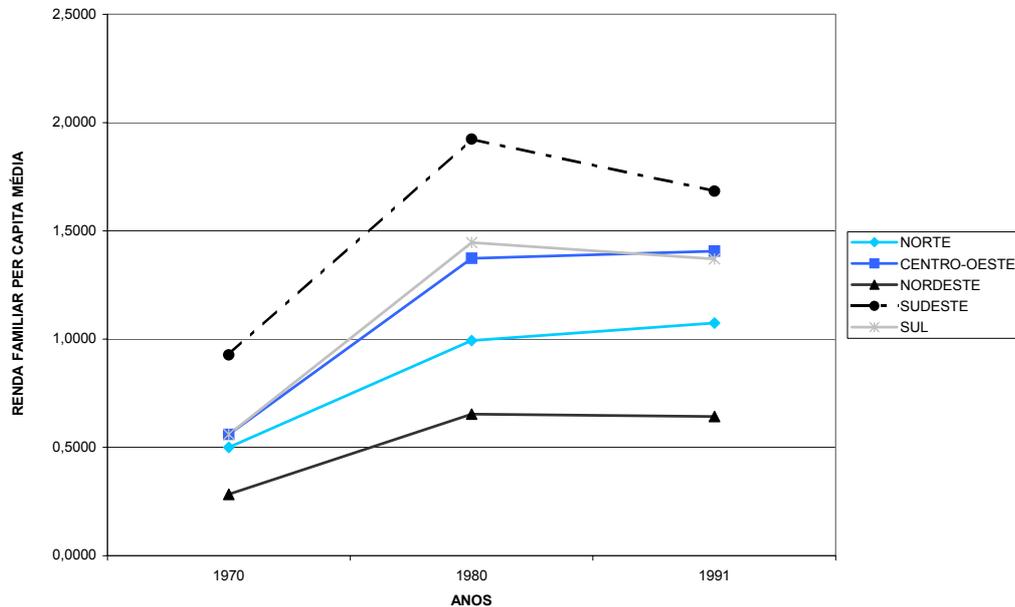
De acordo com as **TABELA 9** , o coeficiente de convergência visto na **FIGURA 2 e 3** é estatisticamente significativo, ($t=5,2176$) e ($t = 2,1813$) respectivamente , para o período de 1970-1980 , com uma velocidade de convergência de 0,01% a.a e 0,04% a.a .

Observando a dispersão dos estados nas **FIGURAS 2 e 3** , a presença de inúmeros estados *outliers* pode ser responsabilizada pela produção de uma velocidade β de convergência bastante baixa, visto que como já foi dito anteriormente, a natureza *cross-section* das regressões são bastante afetadas por qualquer desvio de uma das observações, contribuindo para rejeição da hipótese nula de convergência ou para produção de resultados significantes mas com pouca “força” de convergência.

A remoção desses estados *outliers* contribui para obtenção de coeficientes mais robustos, porém não é objetivo desse trabalho “forçar” situações de convergência de renda entre os estados, e sim, analisar quais os benefícios que a presença de uma suposta convergência poderia refletir em outros indicadores socioeconômicos.

FIGURA 4

COMPORTAMENTO DA RENDA FAMILIAR *PER CAPITA* MÉDIA BRASILEIRA, EM REGIÕES GEOGRÁFICAS 1970 E 1980



A **FIGURA 4** mostra o comportamento da Renda Familiar *per capita* média por regiões geográficas. Observa-se uma tendência tímida de convergência acentuada pelas regiões Centro-Oeste , Norte, Sul e Sudeste, as quais contribuem para a velocidade β de convergência estimada de 0,043% anual .

Este resultado pode ser observado devido a tendência forte de redução da renda *per capita* média pela região Sudeste e menos acentuada pela Sul , e pela tendência de crescimento da região Norte e Centro-oeste.

A região Nordeste mostra-se com tendência à dispersão da renda *per capita* principalmente após o ano de 1980, na qual apresenta uma reversão na tendência de aumento de renda.

3.3. INDICADORES SOCIOECONÔMICOS

Esta seção busca realizar uma análise da evolução de alguns índices socioeconômicos estaduais no período de 1970-1980-1991 e compará-los de forma que se desenvolvam conclusões quanto ao comportamento das desigualdades regionais ao longo dessas décadas, objetivando relacionar a evolução da renda familiar *per capita* com os demais indicadores.

O estudo de desigualdades regionais através da renda *per capita*, a qual está vinculada ao poder de compra da população, visa analisar a taxa de crescimento da renda dos estados ao longo do período estudado. Associando o aumento das dispersões das rendas *per capita* com o aumento das desigualdades entre os estados.

Contudo, as questões sobre desigualdades regionais se estendem além do conceito restrito da análise da renda. Outros fatores contribuem para definir a existência de desigualdades regionais, principalmente aspectos qualitativos que envolvam bem-estar social.

O aumento do processo de urbanização e infra-estrutura ocorridos ao longo das últimas três décadas, principalmente após a implementação do I e II PND, proporcionou uma considerável melhoria na infra-estrutura pública do país, com destaque para os avanços nas regiões mais pobres do Brasil.

Considerando os avanços na área social pela intensificação de políticas públicas, as desigualdades regionais podem ser entendidas em um

sentido mais amplo, contemplando índices que envolvam medidas de infraestrutura e bem-estar social para cada estado do país. Neste contexto, a ocorrência de convergência de renda seria condição suficiente, mas não essencial para a minimização das disparidades regionais.

Utilizando esse conceito mais amplo de desigualdade, alguns indicadores socioeconômicos serão examinados com o objetivo de captar aspectos qualitativos das desigualdades regionais. Para isso, realizar-se-á uma análise de forma análoga ao padrão de σ -convergência, ou seja observar a variância das séries ao longo do período, normalizadas pela média.

3.3.1 ÍNDICE DE CONDIÇÃO DE VIDA (ICV)

O ICV foi desenvolvido por um grupo de pesquisadores da Fundação João Pinheiro e do IPEA. A metodologia de cálculo do ICV envolve a transformação das cinco dimensões por ele contempladas (longevidade, educação, renda, infância e habitação) em índices que variam entre 0 (pior) e 1 (melhor), e a combinação destes índices em um indicador síntese.

O Índice de Condições de Vida, segundo o Atlas de Desenvolvimento Humano, pode ser dividido nas seguintes categorias:

$0,0 \leq \text{ICV} \leq 0,5$	Baixa Condição de Vida;
$0,5 \leq \text{ICV} \leq 0,8$	Média Condição de Vida; e
$0,8 \leq \text{ICV} \leq 1,0$	Alta Condição de Vida.

QUADRO 1

ÍNDICE DE CONDIÇÃO DE VIDA (ICV), BRASIL – ESTADOS 1970, 1980 E 1991

ESTADO	UF	ICV		
		1970	1980	1991
Acre	AC	0,382	0,486	0,580
Alagoas	AL	0,379	0,459	0,537
Amapá	AP	0,494	0,598	0,665
Amazonas	AM	0,444	0,571	0,632
Bahia	BA	0,419	0,536	0,586
Ceará	CE	0,362	0,474	0,561
Distrito Federal	DF	0,649	0,770	0,818
Espírito Santo	ES	0,541	0,684	0,741
Goiás	GO	0,500	0,631	0,720
Maranhão	MA	0,359	0,426	0,502
Mato Grosso	MT	0,456	0,581	0,691
Mato Grosso do Sul	MS	0,493	0,630	0,720
Minas Gerais	MG	0,526	0,673	0,734
Pará	PA	0,473	0,580	0,606
Paraíba	PB	0,368	0,468	0,566
Paraná	PR	0,520	0,675	0,753
Pernambuco	PE	0,420	0,525	0,616
Piauí	PI	0,353	0,451	0,547
Rio de Janeiro	RJ	0,696	0,750	0,789
Rio Grande do Norte	RN	0,370	0,500	0,611
Rio Grande do Sul	RS	0,624	0,737	0,795
Rondonia	RO	0,461	0,552	0,655
Roraima	RR	0,491	0,623	0,674
Santa Catarina	SC	0,579	0,729	0,796
São Paulo	SP	0,669	0,739	0,806
Sergipe	SE	0,412	0,523	0,612
Tocantins	TO	0,387	0,470	0,561
Brasil	BR	0,532	0,655	0,723
d²		0,01004	0,01103	0,00893
Média		0,4751	0,5867	0,6620
d²/μ		0,02114	0,01881	0,01349

Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

De acordo com o **QUADRO 1**, observa-se a existência de uma tendência de declínio da relação σ^2/μ do ICV, passou de **0,0211** em 1970 para **0,0134** em 1991, obedecendo um claro padrão de convergência.

Este padrão de convergência aponta para uma tendência à homogeneização das condições de vida entre os estados brasileiros.

3.3.2 LONGEVIDADE

QUADRO 2

INDICADORES DE CONDIÇÃO DE VIDA, BLOCO LONGEVIDADE BRASIL – ESTADOS 1970,1980 E 1991

ESTADO	UF	ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER (em anos)			TAXA DE MORTAL. INFANTIL (por mil nascidos vivos)		
		1970	1980	1991	1970	1980	1991
Acre	AC	50,06	56,38	62,36	120,65	78,38	60,58
Alagoas	AL	47,84	52,10	57,61	199,82	159,48	112,97
Amapá	AP	51,15	56,88	61,78	113,33	71,11	50,98
Amazonas	AM	51,23	56,33	62,61	112,14	62,18	45,36
Bahia	BA	49,10	56,09	61,03	148,46	95,40	64,21
Ceará	CE	48,56	52,58	60,73	192,75	155,24	89,44
Distrito Federal	DF	54,37	58,69	65,47	109,51	57,52	28,30
Espírito Santo	ES	52,63	58,90	63,81	91,71	56,48	34,61
Goiás	GO	51,07	56,75	63,18	92,16	60,10	32,15
Maranhão	MA	48,56	55,98	60,78	149,59	126,30	89,06
Mato Grosso	MT	51,22	56,82	61,88	101,20	59,69	36,94
Mato Grosso do Sul	MS	52,42	57,79	64,05	88,19	58,35	31,29
Minas Gerais	MG	50,61	57,27	63,69	105,33	64,90	35,10
Pará	PA	51,41	57,19	61,07	110,83	73,62	52,64
Paraíba	PB	47,09	50,88	59,56	207,28	170,56	98,04
Paraná	PR	53,17	58,61	64,79	98,60	65,61	35,62
Pernambuco	PE	47,48	53,20	61,00	203,40	149,76	87,50
Piauí	PI	49,12	54,63	60,92	148,24	105,61	64,82
Rio de Janeiro	RJ	52,01	57,39	63,51	86,02	56,74	30,96
Rio Grande do Norte	RN	44,36	51,03	60,58	235,63	169,26	90,51
Rio Grande do Sul	RS	56,12	61,16	66,10	62,75	39,97	22,32
Rondonia	RO	47,35	56,64	62,23	156,12	76,84	47,12
Roraima	RR	51,15	56,88	61,78	113,33	71,11	50,98
Santa Catarina	SC	55,17	60,50	66,46	85,43	55,56	28,81
São Paulo	SP	53,81	57,80	65,37	89,15	65,87	30,76
Sergipe	SE	47,08	53,88	59,77	165,99	110,88	71,51
Tocantins	TO	51,40	56,30	62,85	90,09	62,33	54,18
Brasil	BR	51,43	56,87	63,29	123,19	85,20	49,49
d²		7,66937	6,71843	4,54271	2109,63014	1606,99434	645,48074
Média		50,5756	56,2463	62,4063	128,8037	88,1056	54,6948
d²/μ		0,15164	0,11945	0,07279	16,37865	18,23942	11,80150

Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

Pelo **QUADRO 2**, observam-se também duas tendências de convergência. A primeira está relacionada com a expectativa de vida , passando de **0,1516** em 1970 para **0,0727** no final do período.

A segunda com a taxa de mortalidade infantil, a qual também existe uma redução nas dispersões σ^2/μ , **16,3786** em 1970 para **11,8015** no ano de 1991.

3.3.3 EDUCAÇÃO

QUADRO 3
INDICADORES DE CONDIÇÃO DE VIDA, BLOCO EDUCAÇÃO
BRASIL – ESTADOS 1970,1980 E 1991

ESTADO	UF	TAXA DE ANALFABETISMO DA POPULAÇÃO DE 15 ANOS E MAIS (%)			NÚMERO MÉDIO DE ANOS DE ESTUDO (POP. DE 25 ANOS E MAIS)		
		1970	1980	1991	1970	1980	1991
Acre	AC	52,7	44,8	34,3	1,3	2,2	3,6
Alagoas	AL	61,0	54,0	44,0	1,1	1,8	3,1
Amapá	AP	33,6	24,7	19,3	2,1	3,4	4,8
Amazonas	AM	37,2	29,3	23,9	2,0	3,1	4,4
Bahia	BA	50,6	43,1	34,5	1,3	2,1	3,3
Ceará	CE	55,4	45,5	36,1	1,3	2,1	3,4
Distrito Federal	DF	17,0	11,4	8,7	4,2	6,1	7,4
Espírito Santo	ES	32,8	24,0	17,0	2,1	3,4	4,8
Goiás	GO	35,6	26,0	17,7	1,8	3,2	4,7
Maranhão	MA	59,5	51,0	40,7	1,0	1,7	2,8
Mato Grosso	MT	35,8	30,3	18,9	1,8	2,8	4,3
Mato Grosso do Sul	MS	31,9	23,6	16,3	1,9	3,1	4,7
Minas Gerais	MG	34,3	24,7	17,5	2,2	3,3	4,6
Pará	PA	32,3	27,7	23,6	2,1	3,0	4,0
Paraíba	PB	55,0	49,3	40,6	1,2	2,1	3,4
Paraná	PR	31,0	20,3	14,3	2,0	3,3	4,8
Pernambuco	PE	49,7	42,2	32,9	1,7	2,7	4,0
Piauí	PI	59,6	49,6	40,5	1,0	1,7	2,9
Rio de Janeiro	RJ	16,6	12,8	9,3	4,0	5,2	6,5
Rio Grande do Norte	RN	54,4	44,4	34,9	1,3	2,3	3,8
Rio Grande do Sul	RS	18,4	13,0	9,6	3,2	4,3	5,5
Rondonia	RO	35,3	31,5	19,6	1,8	2,4	3,9
Roraima	RR	33,6	25,4	21,7	2,1	3,1	4,3
Santa Catarina	SC	18,9	12,8	9,2	2,7	3,9	5,2
São Paulo	SP	18,8	13,7	9,8	3,3	4,4	5,8
Sergipe	SE	53,4	46,5	35,0	1,3	2,2	3,7
Tocantins	TO	51,7	42,0	30,1	0,9	1,6	3,1
Brasil	BR	33,0	25,3	19,4	2,4	3,6	4,9
d^2		208,8005	185,9782	129,8387	0,7618	1,1900	1,2020
Média		39,4852	31,9852	24,4444	1,9519	2,9815	4,3259
d^2/μ		5,28807	5,81451	5,31158	0,39031	0,39914	0,27786

Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

O quadro mostra que para a taxa de analfabetismo da população não existe uma redução na dispersão. A relação passou de **5,2880** em 1970 ,

aumentou para **5,8145** no ano de 1980 e depois declinou para **5,3115** em 1991, situando-se num patamar superior ao ano inicial.

Para o número médio de anos de estudo, usado em inúmeros trabalhos como *proxy* para capital humano, observa-se primeiramente um aumento no período inicial de 1970-1980 , passando de **0,3903** para **0,3991**, respectivamente. Posteriormente observa-se uma redução para **0,2778** no ano de 1991. Considerando o período como um todo 1970-1991 , pode-se identificar uma tendência à convergência principalmente nos anos 80.

3.3.4 RENDA

QUADRO 4

INDICADORES DE CONDIÇÃO DE VIDA, BLOCO RENDA BRASIL – ESTADOS 1970,1980 E 1991

ESTADO	UF	GRAU DE DESIGUALDADE (THEIL - L)			PORCENTAGEM DE PESSOAS COM RENDA INSUFICIENTE (P0)			INSUFICIÊNCIA MÉDIA DE RENDA (P1)		
		1970	1980	1991	1970	1980	1991	1970	1980	1991
Acre	AC	0,40	0,53	0,72	78,20	55,35	59,94	0,42	0,25	0,32
Alagoas	AL	0,52	0,58	0,71	88,14	69,59	72,02	0,57	0,36	0,41
Amapá	AP	0,35	0,50	0,61	72,53	50,06	46,32	0,34	0,22	0,23
Amazonas	AM	0,48	0,55	0,71	78,27	44,66	52,47	0,43	0,19	0,29
Bahia	BA	0,58	0,65	0,80	84,95	60,34	71,55	0,54	0,29	0,42
Ceará	CE	0,60	0,69	0,81	90,04	70,23	72,78	0,64	0,39	0,43
Distrito Federal	DF	0,57	0,64	0,73	45,62	17,54	21,96	0,20	0,06	0,09
Espírito Santo	ES	0,56	0,58	0,66	79,73	40,74	47,93	0,48	0,17	0,23
Goiás	GO	0,50	0,61	0,62	77,79	41,58	42,11	0,44	0,18	0,18
Maranhão	MA	0,33	0,51	0,64	90,06	74,17	79,10	0,55	0,40	0,48
Mato Grosso	MT	0,42	0,60	0,64	79,75	45,93	44,33	0,43	0,20	0,21
Mato Grosso do Sul	MS	0,52	0,63	0,66	74,32	37,88	42,83	0,40	0,15	0,19
Minas Gerais	MG	0,63	0,63	0,70	77,50	41,46	49,58	0,47	0,18	0,24
Pará	PA	0,44	0,55	0,70	80,40	51,97	61,89	0,45	0,23	0,33
Paraíba	PB	0,58	0,65	0,73	91,79	73,10	73,67	0,66	0,41	0,43
Paraná	PR	0,50	0,60	0,66	74,77	39,13	41,13	0,40	0,16	0,19
Pernambuco	PE	0,63	0,65	0,80	84,19	60,02	65,17	0,54	0,30	0,37
Piauí	PI	0,46	0,61	0,76	94,50	80,17	78,14	0,69	0,49	0,49
Rio de Janeiro	RJ	0,36	0,60	0,68	26,34	18,72	31,46	0,09	0,07	0,14
Rio Grande do Norte	RN	0,57	0,62	0,74	89,98	65,97	66,87	0,63	0,35	0,38
Rio Grande do Sul	RS	0,57	0,58	0,64	62,98	25,99	34,73	0,32	0,10	0,16
Rondonia	RO	0,44	0,59	0,70	59,75	46,44	55,29	0,28	0,22	0,29
Roraima	RR	0,41	0,54	0,74	68,12	35,73	39,39	0,33	0,15	0,23
Santa Catarina	SC	0,44	0,49	0,55	74,13	29,35	33,33	0,39	0,11	0,15
São Paulo	SP	0,56	0,50	0,55	41,73	12,83	17,40	0,18	0,04	0,07
Sergipe	SE	0,53	0,61	0,71	87,13	62,54	66,52	0,57	0,31	0,36
Tocantins	TO	0,31	0,52	0,72	89,66	64,48	66,28	0,54	0,32	0,36
Brasil	BR	0,68	0,70	0,78	67,90	39,47	45,46	0,39	0,18	0,24
d²		0,0086	0,0029	0,0044	266,3554	338,9446	299,6318	0,0224	0,0138	0,0143
Média		0,4911	0,5856	0,6922	75,6433	48,7396	53,1181	0,4437	0,2333	0,2841
d²/μ		0,0174	0,0050	0,0064	3,5212	6,9542	5,6409	0,0504	0,0593	0,0503

Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

O Índice L, de Theil, utilizado para medir o grau de desigualdade

na distribuição de renda, é definido pela expressão:
$$L = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \ln \frac{1/n}{y_i/y}$$

Para uma distribuição totalmente igualitária, L = 0 e quanto maior a desigualdade, maior o seu valor.

Analisando o **QUADRO 4** , percebe-se claramente a redução na dispersão do índice de Theil interestaduais, passando de **0,0174** em 1970 para **0,0064** em 1991. Porém se analisada melhor, constata-se que o índice aumentou para todos os estados sem exceção entre 1970 e 1991, isto é , aumentaram as concentrações de renda intra-estaduais. A diminuição da relação σ^2/μ apenas informa que os estados “compartilham” de uma desigualdade interna bastante semelhante entre eles.

A porcentagem de pessoas com renda insuficiente (P_0), representa a população com renda familiar *per capita* inferior a 50% do salário mínimo. Observa-se que a dispersão aumenta no período 1970-1991, de **3,5212** para **5,6409** respectivamente. Fato que corrobora com argumentos de não convergência de renda *per capita* entre os estados.

A insuficiência média de renda (P_1), representa a média dos hiatos de renda da população , no intervalo da renda de uma pessoa até 50% do salário mínimo. O estudo da relação mostra-se praticamente constante ao longo das duas décadas, passando de **0,0504** para **0,0503** , ou seja mantêm a distância entre os estados, apesar de quase em todos eles os índices terem diminuído de forma intra-estadual.

3.3.5 HABITAÇÃO

QUADRO 5

INDICADORES DE CONDIÇÃO DE VIDA, BLOCO HABITAÇÃO BRASIL – ESTADOS 1970,1980 E 1991

PORCENTAGEM DA POPULAÇÃO QUE VIVE EM DOMICÍLIO COM							
ESTADO	UF	Abastecimento adequado de água			Instalações adequadas de esgoto		
		1970	1980	1991	1970	1980	1991
Acre	AC	10,0	35,4	44,4	3,8	6,8	32,8
Alagoas	AL	34,6	57,0	69,4	26,2	16,5	21,7
Amapá	AP	33,5	61,7	68,8	21,8	36,1	34,6
Amazonas	AM	22,7	63,5	67,9	13,4	6,7	16,0
Bahia	BA	29,0	56,8	68,9	19,6	36,6	36,5
Ceará	CE	22,3	35,2	58,2	18,4	46,6	27,7
Distrito Federal	DF	53,3	83,1	87,8	48,3	71,2	83,1
Espírito Santo	ES	56,0	69,7	85,3	45,2	57,7	62,7
Goiás	GO	34,6	53,3	78,3	28,4	17,0	31,2
Maranhão	MA	20,6	35,8	42,2	11,8	24,6	30,2
Mato Grosso	MT	49,5	69,2	88,3	40,3	53,6	69,1
Mato Grosso do Sul	MS	31,8	45,9	80,9	23,6	10,1	11,8
Minas Gerais	MG	22,8	40,5	68,3	17,9	14,8	30,0
Pará	PA	34,6	54,1	56,4	20,3	34,9	37,3
Paraíba	PB	27,8	54,4	75,5	18,5	33,1	40,4
Paraná	PR	33,5	51,4	74,1	24,8	21,3	30,6
Pernambuco	PE	17,1	40,3	60,3	13,4	31,4	40,8
Piauí	PI	43,5	69,8	90,8	32,8	42,3	46,8
Rio de Janeiro	RJ	68,3	80,5	90,9	60,9	72,5	70,0
Rio Grande do Norte	RN	24,3	44,1	65,1	21,1	37,8	47,6
Rio Grande do Sul	RS	28,8	30,7	61,9	12,8	22,1	39,9
Rondonia	RO	22,7	56,6	63,3	12,0	37,9	34,3
Roraima	RR	52,9	75,9	91,2	43,0	56,2	68,0
Santa Catarina	SC	47,1	79,2	94,0	32,5	59,5	72,7
São Paulo	SP	31,6	60,9	81,4	25,7	30,4	44,7
Sergipe	SE	67,9	85,6	96,4	58,0	69,0	81,3
Tocantins	TO	9,6	21,3	45,3	5,0	6,5	0,7
Brasil	BR	51,3	70,0	83,9	42,3	52,9	58,9
d²		245,5006	295,7846	241,5220	223,7540	407,1037	444,1613
Média		34,4559	55,9879	72,4167	25,9093	35,3057	42,3202
d²/μ		7,12507	5,28301	3,33517	8,63604	11,53083	10,49526

Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

Em relação à habitação, o **QUADRO 5** mostra uma forte tendência na convergência no abastecimento adequado de água aos domicílios, passando de **7,1250** em 1970 para **3,3351** em 1991. Representando um notável avanço nessa área.

Porém , em relação às instalações adequadas de esgoto (escoamento através de fossa séptica ou rede geral de esgoto), observa-se uma tendência contrária. A dispersão aumentou de **8,6360** em 1970 para **10,4952** no ano de 1991. Contudo para quase a totalidade dos estados esse índice foi crescente intra-regionalmente.

3.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS SOBRE O MODELO

Verificando a literatura existente para os casos de convergência entre regiões brasileiras, observa-se uma clara mudança de tendência nos resultados obtidos. Os trabalhos pioneiros na área, como Ferreira e Diniz (1995) , Ellery e Ferreira (1996) apontam para robustos resultados de convergência , tanto para o padrão β -convergência absoluta e σ -convergência , sendo estes posteriormente contestados por uma segunda geração de trabalhos como Azzoni (1997 a,b), Porto Jr. e Ribeiro (2000), Azzoni e Barossi-Filho (2002), Vergolino e Rocha (2002)

Os resultados empíricos encontrados pela segunda geração de trabalhos apontam para aumento nas desigualdades regionais quando analisado a variável renda. Para o período de 1939 e 1995, Azzoni (1997b) afirma : “ ... *diferentes períodos da história recente da economia brasileira revelaram aumentos ou diminuições na dispersão das rendas per capita estaduais.*” [Azzoni (1997b,pp.367)]

Os aumentos do rigor econométrico e na construção das séries de PIB *per capita*, contribuíram para a revisão dos resultados anteriormente alcançados.

Souza e Porto Jr. (2002) discutem uma série de problemas econométricos incorporados aos modelos clássicos de teste de convergência de renda (β -convergência absoluta e condicional). Entre eles, a ocorrência de convergência condicional pode estar enquadrada numa situação de armadilha de pobreza, onde os estados mais pobres permaneceriam mais pobres por tenderem a níveis inferiores de estado estacionário.

Como afirmam os autores, *“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 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.”* [Souza e Porto Jr. (2002)]

Outro problema comum verificado nestes tipos de regressões é a possibilidade de heterocedasticidade nos parâmetros calculados e na presença de *outliers* pela dispersão do comportamento da renda dos diferentes estados do Brasil.

Os resultados de convergência obtidos neste trabalho, apesar de bastante tímidos, se aproximam bastante dos recentes resultados disponíveis para a literatura brasileira. A verificação da existência de um padrão β -convergência absoluta estatisticamente significativa, para o período 1970-1991,

apresentou uma velocidade de convergência bastante lenta 0,01% e um baixo grau de ajustamento $R^2 = 19\%$, quando excluído o Distrito Federal.

Tal resultado, não parece condizente com a realidade ocorrida entre os estados. A baixa velocidade de convergência associada a um fraco grau de explicação do modelo , não permite assegurar a real ocorrência do fenômeno, mesmo este se apresentando estatisticamente significativa.

Azzoni (1997b, pp.342) , alerta para resultados econométricos espúrios produzidos por séries temporais pouco extensas: “ *Trata-se , em primeiro lugar, de um período pouco extenso, e que, ademais, experimentou um processo de diminuição de desigualdades muito acentuado, condicionando assim os resultados dos estudos, e principalmente, limitando a projeção das conclusões para períodos futuros.*”

A ocorrência de convergência absoluta entre estados não homogêneos, não parece ser realmente possível. A hipótese que todos os estados convergem para um único estado estacionário aparece na literatura brasileira e mundial como uma hipótese não verificada. Os resultados econométricos demonstraram a fragilidade desse argumento e corrobora com a fragilidade dos trabalhos inseridos na primeira geração de análises de convergência de renda.

Para o modelo de convergência condicional, os resultados mostram-se mais convincentes com o comportamento das rendas familiares dos 27 estados brasileiros.

Para o período 1970-1991, foi encontrado uma velocidade β de convergência de 0,043% a.a , bastante baixa, com um ajuste de 35% para o modelo.

A estimação do modelo para o período analisado é respaldada por Azzoni (1997b) quando analisado o comportamento da renda *per capita* nesse período. O autor afirma a ocorrência de convergência de renda para o período de 1974 a 1985 , fato que corrobora com o resultado mostrado na **TABELA 11** , quando estimado uma velocidade de 0,01% para o sub-período de 1970-1980.

A ausência de convergência para o sub-período posterior também pode ser verificada em Azzoni (1997b, pp.372) , *“É relevante destacar a tendência observada a partir de 1985, ano em que se atingiu o pico mais recente na velocidade de convergência, de diminuição dessa velocidade, que finalmente torna-se negativa no último quinquênio analisado, indicando tendência de aumento de desigualdade.”*

Importante observar que o sub-período 1980-1991 utilizado nesse trabalho, não coincide com os sub-períodos utilizados por Azzoni (1997b). A insignificância estatística encontrada aqui , pode ser entendida pelo movimento de reversão de tendência de convergência pós 1985 demonstrada pelo autor, fato que explica a ausência de um padrão de convergência para o sub-período 1980-1991.

O resultado estimado assemelha-se ao encontrado por Porto Jr. e Ribeiro (2000), os quais estimaram uma velocidade de convergência $\beta =$

0,06% a.a , porém com baixo grau de ajuste e claros sinais de heterocedasticidade no modelo.

A ausência de um padrão de σ -convergência é explicada pelo fraco desempenho da renda familiar *per capita* média da região Nordeste , como mostrado pela **FIGURA 4**.

Azzoni (1997b, pp.371) comenta o aumento da desigualdade de renda entre os estados brasileiros :

A partir de 1970, e até 1985, esse processo de diminuição foi muito acentuado, mas após este último ano observa-se uma situação relativamente estável. Um resultado importante refere-se à composição dessa desigualdade : revelou-se que a desigualdade inter-regional vem aumentando sua participação relativa, enquanto a desigualdade intra-regional (diferenças entre rendas per capita de Estados de mesma região) diminui de papel sensivelmente.

Observando os resultados alcançados neste trabalho, percebe-se a fragilidade do teste clássico de convergência de renda *per capita* principalmente quando aplicado em economias heterogêneas entre si. A curta extensão da série utilizada para analisar a renda familiar *per capita* média contribui para que a fragilização na interpretação dos resultados obtidos assim como a instabilidade das regressões em corte transversal.

Souza e Porto Jr. (2002,pp.18) , resumem a dificuldade na interpretação dos resultados gerados por esses modelos: “ Os testes tradicionais de convergência são insuficientes para analisar o comportamento dinâmico da distribuição relativa das rendas per capita entre países ou regiões econômicas dentro do mesmo país, porque o formato dessa distribuição pode ser instável no tempo e isto é captado pelos testes de cross-section.”

A presença de resultados robustos para β -convergência condicional neste trabalho, como anteriormente discutido, está bastante vinculada à escolha da série. Por isso, foi feita uma investigação mais profunda para se confirmar um padrão de convergência.

Os testes para σ -convergência, apontaram também para ausência de um padrão, assim como, Azzoni (1997b) afirma a existência de um aumento das desigualdades regionais de renda para esse período compreendendo as duas décadas, porém a presença de convergência intra-regional.

O capital humano (medido por anos de escolaridade média) incorporado ao modelo de convergência condicional mostrou-se significativo e positivamente relacionado com a taxa de crescimento da renda, ou seja, quanto maior o investimento em educação no estado, maior será a sua renda familiar *per capita*. Esta conclusão é verificada em outros trabalhos de convergência como Vergolino e Rocha (2002) e Porto Jr. e Ribeiro (2000), o que demonstra a necessidade de uma maior atenção por parte das políticas públicas em estimular a formação de capital humano nas regiões brasileiras.

Contudo, a baixa elasticidade ($\epsilon = 0,0000672$) do capital humano em relação à renda familiar *per capita*, pode ser explicada por uma série de fatores conjugados, já descritos anteriormente como responsáveis pela baixa credibilidade dos resultados em testes de convergência *per capita*: (a) série temporal pouco extensa; (b) natureza *cross-section* das regressões; (c) fragilidade do modelo de convergência condicional em captar os efeitos da variável sobre a renda *per capita* familiar.

CONCLUSÃO

A realização de estudos de convergência regional mostra-se bastante vulnerável a composição da base de dados. Este fato deve-se basicamente à natureza *cross-section* das regressões, onde quaisquer diferenças na construção das séries ou estados “*outliers*” produzem resultados finais totalmente diferentes.

Foi verificada a presença de β -convergência absoluta e condicional para a renda familiar *per capita* média dos estados brasileiros no período de 1970-1991, porém com uma velocidade de convergência bastante baixa. Em contrapartida, não foi possível verificar a existência de um padrão σ -convergência para o mesmo período estudado.

Se não foi possível confiar no padrão de convergência para a renda, porém foi identificada uma tendência na diminuição das dispersões do índice de condição de vida - ICV (longevidade, educação, renda, infância e habitação) , o qual reflete um melhoramento para todos os estados brasileiros no período 1970-1991. Esta aproximação demonstra uma tendência na redução das desigualdades regionais qualitativas, principalmente após a intensificação de investimentos públicos nas últimas três décadas.

O bloco educação contribui de forma positiva para a minimização das desigualdades regionais. Apesar da ausência de convergência na taxa de analfabetismo da população, houve uma sensível redução na variância do número médio de anos de estudo, ou seja, verifica-se uma tendência à convergência do capital humano entre os estados.

Os aspectos qualitativos representam uma medida de “bem-estar” social , seu melhoramento pode ser creditado através do crescimento da infraestrutura pelo interior do país e o melhor alcance do sistema público de saúde , melhorando as condições de vida de uma parcela da população anteriormente privada de atendimento.

As desigualdades regionais se estendem além da simples comparação de renda *per capita* entre estados. Seu caráter abrange muitos aspectos qualitativos que juntos determinam o desenvolvimento de uma região. A ausência de um padrão significativo de convergência de renda, não exclui avanços em outras áreas, principalmente na saúde e habitação.

Contudo, as diferenças regionais brasileiras ainda representam graves entraves ao crescimento econômico de forma homogênea, o qual possa beneficiar todas as regiões através de suas potencialidades e especificidades, permitindo assim a superação do subdesenvolvimento regional e uma maior integração nacional.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AZZONI, C.R. **Crescimento econômico e convergência de rendas regionais** : o caso brasileiro à luz da nova teoria de crescimento. Anais do XXII Encontro nacional de Economia, Anpec, Florianópolis, 1994.

_____ **Distribuição pessoal de renda nos estados e desigualdade de renda entre estados no Brasil – 1960,1970,1980 e 1991.** Pesquisa e Planejamento Econômico, v.27 ,n.2 , pp.251-278 , 1997a

_____ **Concentração Regional e Dispersão das Rendas Per Capita Estaduais:** análise a partir das séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995, Estudos Econômicos, v.27, n.3, pp. 341-93, 1997b

AZZONI, C. e BAROSSO FILHO, M. **A Time Series Analysis of Regional Income Convergence in Brazil.** Anais do 2º Encontro Brasileiro de Estudos Regionais e Urbanos, cd rom , 2002.

ABRAMOVITZ, M. **Catching up, forging ahead, and falling behind.**, Journal of Economic History, 46, p. 385-406, 1986.

ABRAMOVITZ ,M E DAVID, P.A. **Convergence and deferred catch-up-productivity leadership and waning of American exceptionalism.** , The Mosaic of Economic Growth, p. 21-62, 1996.

AQUINO, S. **O Impacto de Políticas Públicas sobre a Produtividade da Indústria de Transformação do Nordeste** : Uma Evidência Empírica. , Tese de Mestrado CAEN-UFC, 2000.

BALASSA, B. **The Lessons of East Asian Development: An Overview.** Economic Development and Cultural Change 36, S273-S290, 1988.

BARRO, R., and Lee, J. W. **Sources of Economic Growth.** Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 40, 1-46, 1994.

BARRO, R.J e SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth.** , New York, McGraw-Hill, 1995.

_____ **Economic Growth and Convergence across the United States.** Mimeo, Harvard University, p.404-63, jul. 1990.

_____ **Convergence.** , Journal of Political Economy, 100, 2, 223-251, 1992.

BAUMOL, W. **Productivity Growth, Convergence and Welfare.** American Economic Review. Vol. 76, pp.1072-85, december, 1986.

BAUMOL, W. , BLACKMAN, S. and WOLFF, E. **Productivity and American Leadership, The long View.** Cambridge: MIT Press, 1989.

BAUMOL, W. , NELSON, R. and WOLFF, E. **Convergence of Productivity: Cross-National Studies and Historical Evidence.** Oxford University press, cap.1 , pp.3-19, 1994.

CASELLI, F., ESQUIVEL, G. and LEFORT, F. **Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics.** Journal of Economic Growth,1:363-389, 1996.

CASHIN, PAUL. **Economic Growth and Convergence Across the Seven Colonies of Australia: 1861-1991.** Economic Record, vol. 71, pp.128-140, 1995.

CASHIN, P. and SAHAY, R. **Internal Migration, Center-States Grants, and Economic Growth in the States of India.** International Monetary Fund Working Paper 95/75, 1995.

COLLINS,S.M., and PARK, W. A. **External Debt and Macroeconomic Performance in South Korea.** In J. Sachs and S.Collins (eds.), Developing Country Debt and Economic Performance. Chicago: University of Chicago Press, 1989.

COULOMBE, S. and LEE, F. C **Regional Economic Disparities in Canada.** Unpublished paper, University of Ottawa, july, 1993.

DE LA FUENTE, A . **Convergence across countries and regions: theory and empirics.** Instituto de Análisis Económico (CSIC) working paper nº 447, january, 2000.

DENISON, E. F. **The Sources of Economic Growth in the U.S and the Alternatives before us.** , Supplementary Paper nº 13, NY : Committee for Economic Development, 1962.

DORNBUSCH, R. and PARK, Y. C. **Korea Growth Policy**. Brookings Papers on Economic Activity 2, 389-444, 1987.

DOWRICK, S. e N'GUYEN, D. **OECD comparative economic growth 1950-1985: catch-up and convergence**. American Economic Review, 79, p. 1010-1030, 1989.

ELLERY Jr, R. G e FERREIRA, P.C. **Convergência entre as Rendas Per-capita dos Estados Brasileiros**. Revista de Econometria, abril, 1996.

ELMSLIE, B. and MILBERG, W. **The Productivity Convergence Debate: A Theoretical and Methodological Reconsideration**, Cambridge Journal of Economics, vol. 20, pp.153-82, 1996.

EVANS, P e KARRAS, G. **Do economies converge?** Evidence from panel of U.S states. Review of Economics and Statistics, 78, 1996b.

FABRICANT, S. **Economic Progress and Economic Change**. Cambridge, MA : NBER, 1954.

FAGERBERG, J. **International Competitiveness**. The Economic Journal, 98 june, p.355-374, 1988.

FERREIRA, AFONSO. H. BORGES. **O debate sobre a convergência de rendas per capita**. Nova Economia, v. 05, n.02, dez, 1995.

FERREIRA, AFONSO H. B. e DINIZ, CÉLIO C. **Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil**. Revista de Economia Política, vol. 15, n.4(60), out-dez, 1995.

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

FRIEDMAN, M. **Do old fallacies ever die?** Journal of Economic Literature, vol. xxx, p. 2129-2132, 1992.

FRIEDMAN, and KUZNETS, S. **Income from Independent Professional Practice.**, New York : NBER., 1945.

GRILICHES, Z. **Measuring Inputs in Agriculture : A Critical Survey.**” Journal of farm Economics, XLII : 1411-1433, 1960.

_____ **Notes on the Role of Education in Production Functions and Growth Accounting.** , In Education and Income, vol. 35 of NBER, Studies in Income and Wealth, edited by Lee Hansen, New York : Columbia University Press, 1970.

_____ **Education, Human Capital, and Growth** : A Personal perspective. ,working paper 5426, NBER, Cambridge -Ma, 1996.

HAVRYLYSHYN, O . **Trade Policy and Productivity Gains in Developing Countries.** World Bank Research Observer 5, 1-24, 1990.

HONG, W.T. **Trade Distortions and Employment Growth in Korea.** Seoul: Korea Development Institute, 1979.

JONES, C. I. **Introduction to Economic Growth**. W. W Norton & Company. Inc, 1998.

JORGENSON, D. W. and FRAUMENI, B. **Investment in Education and U.S Economic Growth**. Scandinavian Journal of Economics 94 : S51-70. (a), 1992.

KELLER, W. **On the Relevance of Conditional Convergence Under Diverging Growth Paths**. The Case of East and West German regions, 1955-1988. Mimeo, Yale University, November, 1994.

KENDRICK, J. W. **Productivity Trends: Capital and Labor**. New York : NBER, 1956.

KIM, K.S. and PARK, S. **Analysis of productivity Change and its Causes in the Korean Manufacturing**. Seoul: Korea Institute for Economics and Technology, 1988.

KRUEGER, A . **Foreign Trade Regimes and Economic Development: Liberalization Attempts and Consequences**. New York: National Bureau of Economic Research, 1978.

KRUEGER, A . and LINDAHL, M. **Education for Growth : Why and for Whom ?** . working paper 7591, NBER, Cambridge-MA, 2000.

LEE, J. W. **International Trade, Distortions, and Long - Run Economic Growth**. IMF Staff Papers 40, 299-321, 1993.

_____ **Government Interventions and Productivity Growth.**
Journal of Economic Growth, vol.1, pp.391-414, 1996.

LUCAS, R. E. **On the Mechanics of Economic Development.** Journal of Monetary Economics, 22, 1, July, 3-42, 1988.

MANKIW, N.G. ,ROMER, D. and WEIL, D. N. **A Contribution to the Empirics of Economic Growth.** Quarterly Journal of Economics 107, 407-437, 1992.

MAS-COLELL, A . et al. **Microeconomic Theory.** Oxford University press, New York, 1995.

MASON, E. M., KIM, J. , PERKINS, D., KIM, K.S. and D. Cole. **The Economic and Social Modernization of the Republic of Korea.** Cambridge, MA: Harvard University Press, 1980.

MULLIGAM, C. B. and SALA-I-MARTIN, X. **Measuring Aggregate Human Capital.,** working paper 5016, NBER, Cambridge-MA, 1995.

NELSON, R. and WRIGHT, G. **The Rise and Fall of American Technological Leadership** : The Postwar Era in Historical Perspective. Journal of Economic Literature. Vol. XXX , pp.1931-64, december, 1992.

NISHIMIZU, M. and ROBISON, S. **Trade Policies and Productivity Change in Semi-Industrialized Countries.** Journal of Development Economics 16, 177-206, 1984.

O'NEILL, DONAL . **Education and Income Growth**: Implications for Cross-Country Inequality. *Journal of Political Economy*, vol 103, n.6, 1995.

PACK, H. and WESTPHAL, L. E. **Industrial Strategy and Technological Change**: Theory versus Reality. *Journal of Development Economics* 22, 87-128, 1986.

PERSON, J. **Convergence in *per capita* Income and Migration Across the Swedish Counties 1906-1990**. Mimeo, University of Stockholm , 1994.

PORTO Jr. , SABINO DA SILVA e RIBEIRO, EDUARDO P. **Dinâmica de Crescimento Regional – Uma Análise Empírica da Região Sul**. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v.31, n. especial, pp.454-482,nov, 2000.

QUAH, D. T . **Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis**. *Scandinavian Journal of Economics*, 95, p. 427-443, 1993.

YOUNG, A . **The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience**. *Quarterly Journal of Economics* 110, 641-680, 1995.

ROMER, P. **Human Capital and Growth** : Theory and Evidence. NBER working paper nº3173, november, 1989.

_____. **Increasing returns and long run growth**. *Journal of Political Economy*, vol. 99, june, pp.500-521, 1986.

SALA-I-MARTIN , X. **The classical approach to converge analysis.** Economic Journal, 106, pp.1019-1036, 1996.

SCHULTZ, T. W. **Capital Formation by Education.** Journal of Political Economy 68 :571-583, 1960.

SHIOJI, E. **Regional Growth in Japan.** Working paper m° 138, University Pompeu Fabra, October, 1995.

SILVA, A . B. **A Convergência da Produtividade do Trabalho na Indústria de Transformação Brasileira.** Uma Verificação Empírica para o Período 1950/1985. Tese de Mestrado CAEN-UFC, 2000.

SOUZA, NALI . J e PORTO JÚNIOR, SABINO S. **Crescimento Regional e novos testes de convergência para os municípios da região Nordeste do Brasil.** Anais do 2º Encontro Brasileiro de Estudos Regionais e Urbanos, cd rom , 2002.

SOLOW, R.M. **A Contribution to the Theory of Economic Growth.** Quarterly Journal of Economics, vol 70,p. 65-94, 1956.

_____ **Technical Change and the Aggregate Production Function.** Review of Economics and Statistics 39 :312-320, 1957.

SUMMERS, R. and HESTON, A . **The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988.** Quarterly Journal of Economics 106: 327-368, 1991.

_____ **A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels:** Estimates for 130 countries, 1950-1985. Ver. Income and Wealth, vol. 34, pp.1-25, march, 1988.

TAMURA, ROBERT F. **Income Convergence in an Endogenous Growth Model.** ,J.P.E, 99, june, p. 522-40, 1991(b).

TILAK, J. B. G. **Education and Its relation to Economic Growth, Poverty and Income Distribution:** Evidence and Future Analysis. Washington, World bank, 1989.

VERGOLINO, J. R. e MONTEIRO NETO. **A Hipótese da Convergência da Renda :** Um Teste para o Nordeste do Brasil com Dados Microrregionais, Anais ANPEC, dez. de 1996, Campinas, 1970-1993.

VERGOLINO, J.R e ROCHA, F. J . **Convergência Condicional e Deigualdade de Renda nas Microrregiões do Nordeste Brasileiro :** 1970-1998. Anais do 2º Encontro Brasileiro de Estudos Regionais e Urbanos, cd rom , 2002.

WEI, Y. et al. **Endogenous Innovation Growth Theory and Regional Income Convergence in China.** Journal of International Development, vol. 13, pp.153-168, 2001.

ZINI JR, A.A . **Regional Income convergence in Brazil and its socio-economic determinants,** Economia Aplicada, V.2 , N.2 , 1998.

ANEXO

TABELA I

TESTE DE HETEROCEDASTICIDADE DE WHITE PARA O MODELO DE CONVERGÊNCIA ABSOLUTA (27 ESTADOS), 1970-1980

Teste Heterocedasticidade de White:

Estatística-F	0.705376	Probabilidade	0.503877
Obs* R2	1.498.985	Probabilidade	0.472606

TABELA II

TESTE DE HETEROCEDASTICIDADE DE WHITE PARA O MODELO DE CONVERGÊNCIA ABSOLUTA (27 ESTADOS), 1980-1991

Teste Heterocedasticidade de White:

Estatística-F	0.102849	Probabilidade	0.902659
Obs* R2	0.229443	Probabilidade	0.891614

TABELA III

TESTE DE HETEROCEDASTICIDADE DE WHITE PARA O MODELO DE CONVERGÊNCIA ABSOLUTA (27 ESTADOS), 1970-1991

Teste Heterocedasticidade de White:

Estatística-F	0.728962	Probabilidade	0.492787
Obs* R2	1.546.235	Probabilidade	0.461572

TABELA IV

TESTE DE HETEROCEDASTICIDADE DE WHITE PARA O MODELO DE CONVERGÊNCIA CONDICIONAL (27 ESTADOS), 1970-1980

Teste Heterocedasticidade de White:

Estatística-F	0.732014	Probabilidade	0.579834
Obs* R2	3.171.428	Probabilidade	0.529558

TABELA V

TESTE DE HETEROCEDASTICIDADE DE WHITE PARA O MODELO DE CONVERGÊNCIA CONDICIONAL (27 ESTADOS), 1980-1991

Teste Heterocedasticidade de White:

Estatística-F	0.103056	Probabilidade	0.980247
Obs* R2	0.496606	Probabilidade	0.973831

TABELA VI

TESTE DE HETEROCEDASTICIDADE DE WHITE PARA O MODELO DE CONVERGÊNCIA ABSOLUTA (27 ESTADOS), PERÍODO 1970-1991

Teste Heterocedasticidade de White:

Estatística-F	1.019.152	Probabilidade	0.419180
Obs* R2	4.220.962	Probabilidade	0.376927

QUADRO I

RENDA FAMILIAR PER CAPITA MÉDIA (27 ESTADOS)

ESTADO	UF	RENDA FAMILIAR PER CAPITA MÉDIA (Sal. Min. de set / 91)		
		1970	1980	1991
Acre	AC	0,42	0,81	0,85
Alagoas	AL	0,30	0,62	0,62
Amapá	AP	0,49	0,88	1,10
Amazonas	AM	0,45	1,05	1,03
Bahia	BA	0,36	0,84	0,68
Ceará	CE	0,26	0,64	0,65
Distrito Federal	DF	1,13	2,55	2,67
Espírito Santo	ES	0,43	1,20	1,11
Goiás	GO	0,46	1,21	1,20
Maranhão	MA	0,27	0,49	0,46
Mato Grosso	MT	0,42	1,10	1,17
Mato Grosso do Sul	MS	0,52	1,37	1,26
Minas Gerais	MG	0,47	1,25	1,10
Pará	PA	0,41	0,91	0,82
Paraíba	PB	0,23	0,56	0,59
Paraná	PR	0,51	1,28	1,29
Pernambuco	PE	0,38	0,83	0,81
Piauí	PI	0,19	0,43	0,50
Rio de Janeiro	RJ	1,20	2,25	1,77
Rio Grande do Norte	RN	0,26	0,68	0,72
Rio Grande do Sul	RS	0,69	1,72	1,49
Rondonia	RO	0,68	1,03	0,92
Roraima	RR	0,55	1,28	1,73
Santa Catarina	SC	0,48	1,34	1,33
São Paulo	SP	1,15	2,32	2,17
Sergipe	SE	0,31	0,76	0,73
Tocantins	TO	0,27	0,64	0,73
Brasil	BR	0,63	1,43	1,31

Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

QUADRO II

RENDА FAMILIAR *PER CAPITA* MÉDIA POR REGIÕES

REGIÕES	UF	RENDА FAMILIAR PER CAPITA MÉDIA (Sal. Min. de set / 91)		
		1970	1980	1991
NORTE				
Acre	AC	0,420	0,810	0,850
Amapá	AP	0,490	0,880	1,100
Amazonas	AM	0,450	1,050	1,030
Pará	PA	0,410	0,910	0,820
Rondonia	RO	0,680	1,030	0,920
Roraima	RR	0,550	1,280	1,730
MÉDIA		0,500	0,993	1,075
CENTRO-OESTE				
Distrito Federal	DF	1,130	2,550	2,670
Goiás	GO	0,460	1,210	1,200
Mato Grosso	MT	0,420	1,100	1,170
Mato Grosso do Sul	MS	0,520	1,370	1,260
Tocantins	TO	0,270	0,640	0,730
MÉDIA		0,560	1,374	1,406
NORDESTE				
Bahia	BA	0,360	0,840	0,680
Ceará	CE	0,260	0,640	0,650
Maranhão	MA	0,270	0,490	0,460
Paraíba	PB	0,230	0,560	0,590
Pernambuco	PE	0,380	0,830	0,810
Piauí	PI	0,190	0,430	0,500
Rio Grande do Norte	RN	0,260	0,680	0,720
Sergipe	SE	0,310	0,760	0,730
MÉDIA		0,283	0,654	0,643
SUDESTE				
Espírito Santo	ES	0,430	1,200	1,110
Rio de Janeiro	RJ	1,200	2,250	1,770
São Paulo	SP	1,150	2,320	2,170
MÉDIA		0,927	1,923	1,683
SUL				
Paraná	PR	0,510	1,280	1,290
Rio Grande do Sul	RS	0,690	1,720	1,490
Santa Catarina	SC	0,480	1,340	1,330
MÉDIA		0,560	1,447	1,370

Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

QUADRO III

NÚMERO MÉDIO DE ANOS DE ESTUDO COMO PROXY PARA CAPITAL HUMANO (27 ESTADOS)

ESTADO	UF	NÚMERO MÉDIO DE ANOS DE ESTUDO (POP. DE 25 ANOS E MAIS)		
		1970	1980	1991
Acre	AC	1,3	2,2	3,6
Alagoas	AL	1,1	1,8	3,1
Amapá	AP	2,1	3,4	4,8
Amazonas	AM	2,0	3,1	4,4
Bahia	BA	1,3	2,1	3,3
Ceará	CE	1,3	2,1	3,4
Distrito Federal	DF	4,2	6,1	7,4
Espírito Santo	ES	2,1	3,4	4,8
Goiás	GO	1,8	3,2	4,7
Maranhão	MA	1,0	1,7	2,8
Mato Grosso	MT	1,8	2,8	4,3
Mato Grosso do Sul	MS	1,9	3,1	4,7
Minas Gerais	MG	2,2	3,3	4,6
Pará	PA	2,1	3,0	4,0
Paraíba	PB	1,2	2,1	3,4
Paraná	PR	2,0	3,3	4,8
Pernambuco	PE	1,7	2,7	4,0
Piauí	PI	1,0	1,7	2,9
Rio de Janeiro	RJ	4,0	5,2	6,5
Rio Grande do Norte	RN	1,3	2,3	3,8
Rio Grande do Sul	RS	3,2	4,3	5,5
Rondonia	RO	1,8	2,4	3,9
Roraima	RR	2,1	3,1	4,3
Santa Catarina	SC	2,7	3,9	5,2
São Paulo	SP	3,3	4,4	5,8
Sergipe	SE	1,3	2,2	3,7
Tocantins	TO	0,9	1,6	3,1
Brasil	BR	2,4	3,6	4,9

Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

FIGURA I
COMPORTAMENTO DO ÍNDICE DE CONDIÇÕES DE VIDA (ICV),
1970-1991, POR REGIÕES

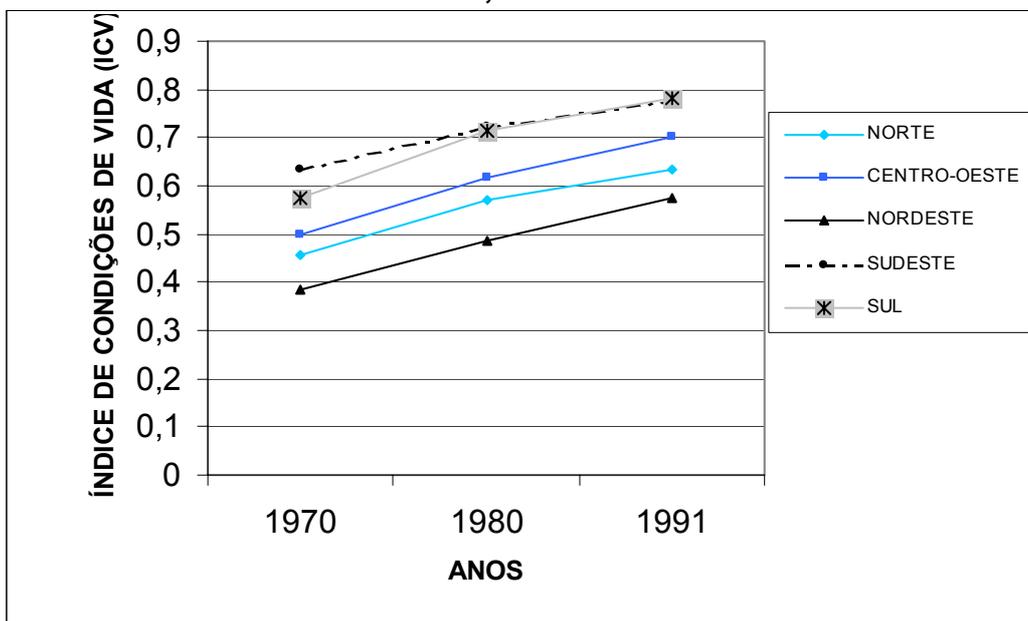
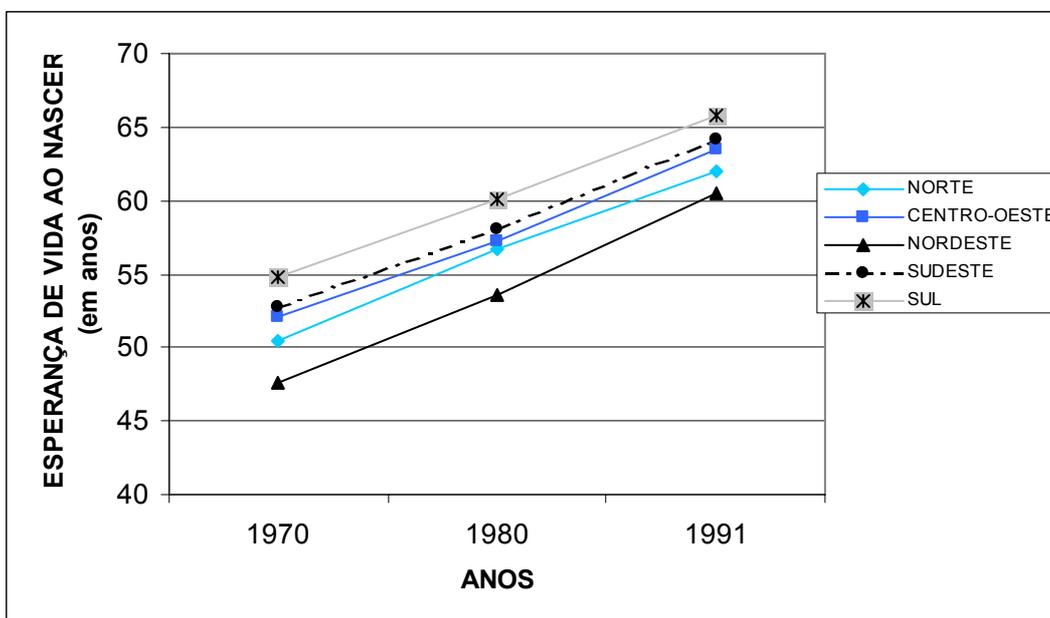
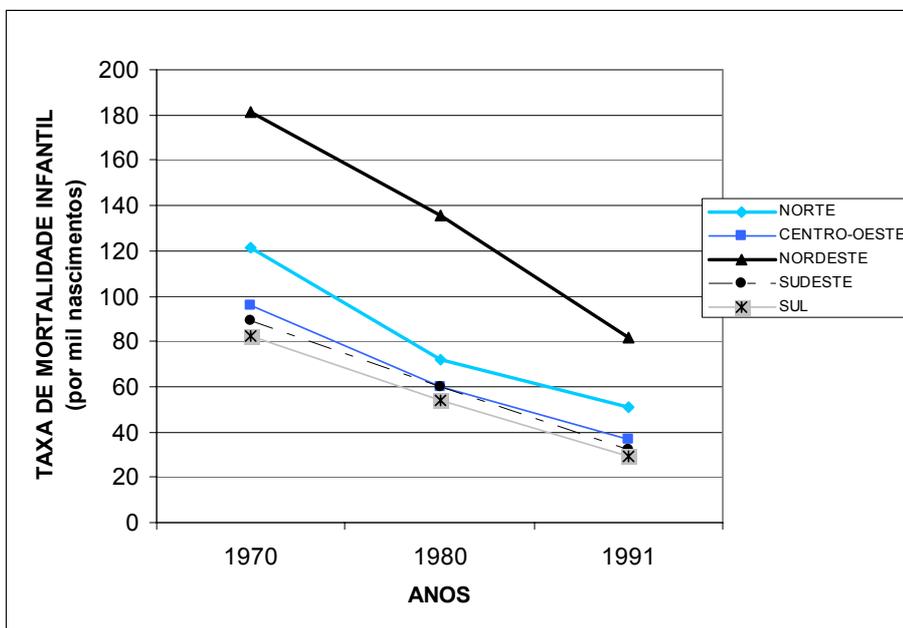


FIGURA II
COMPORTAMENTO DA ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER (EM ANOS),
1970-1991, POR REGIÕES



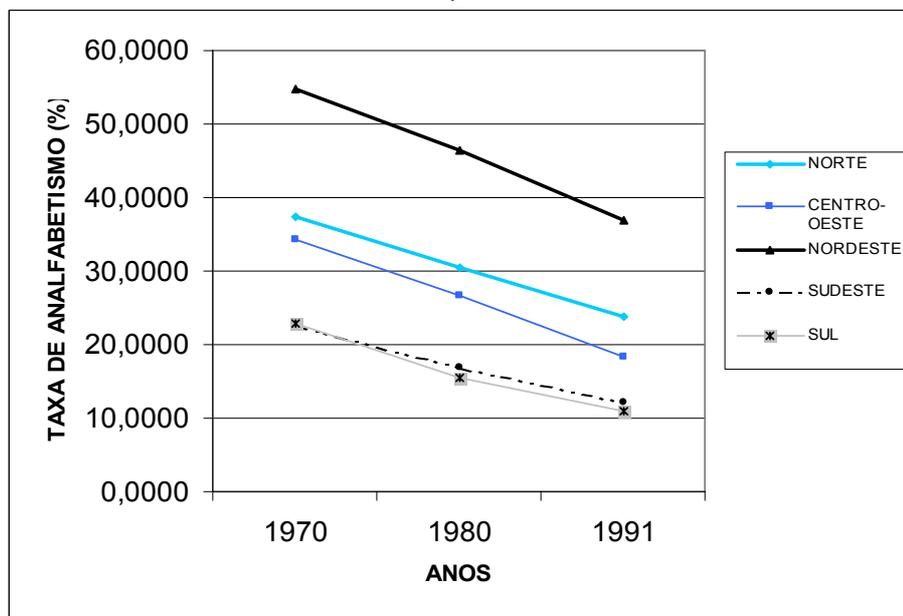
Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

FIGURA III
COMPORTAMENTO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL
(POR MIL NASCIMENTOS), 1970-1991, POR REGIÕES



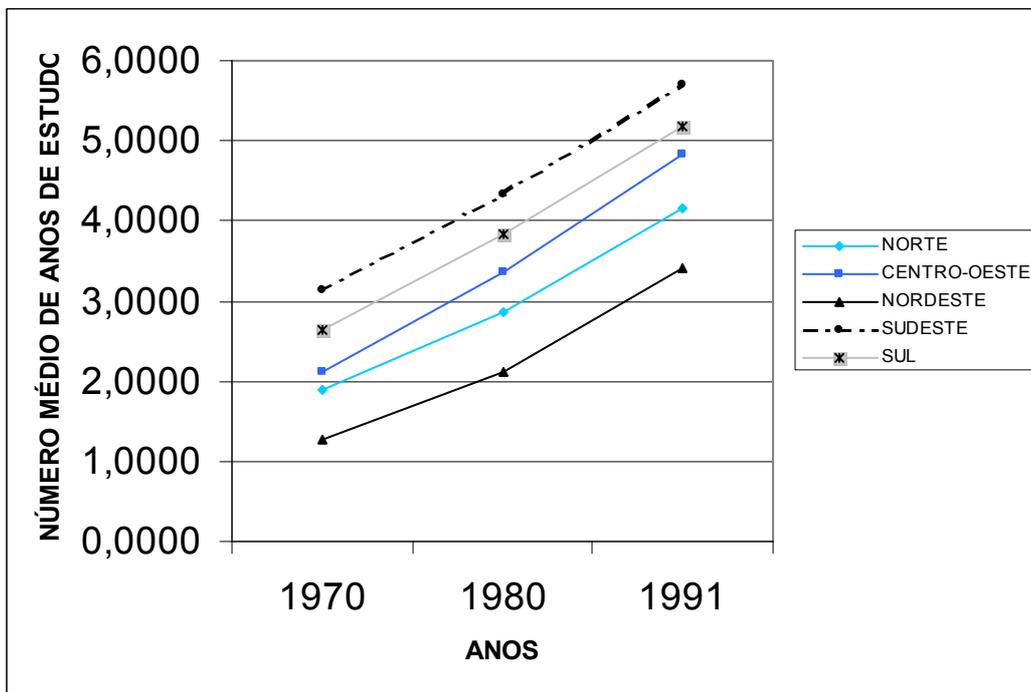
Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

FIGURA IV
COMPORTAMENTO DA TAXA DE ANALFABETISMO (%),
1970-1991, POR REGIÕES



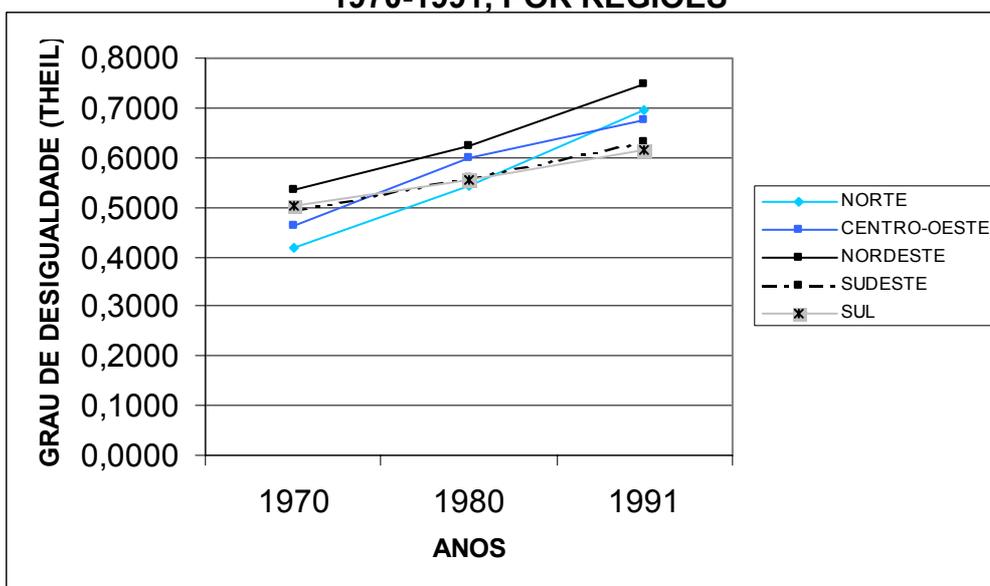
Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

FIGURA V
COMPORTAMENTO DO NÚMERO MÉDIO DE ANOS DE ESTUDO,
1970-1991, POR REGIÕES



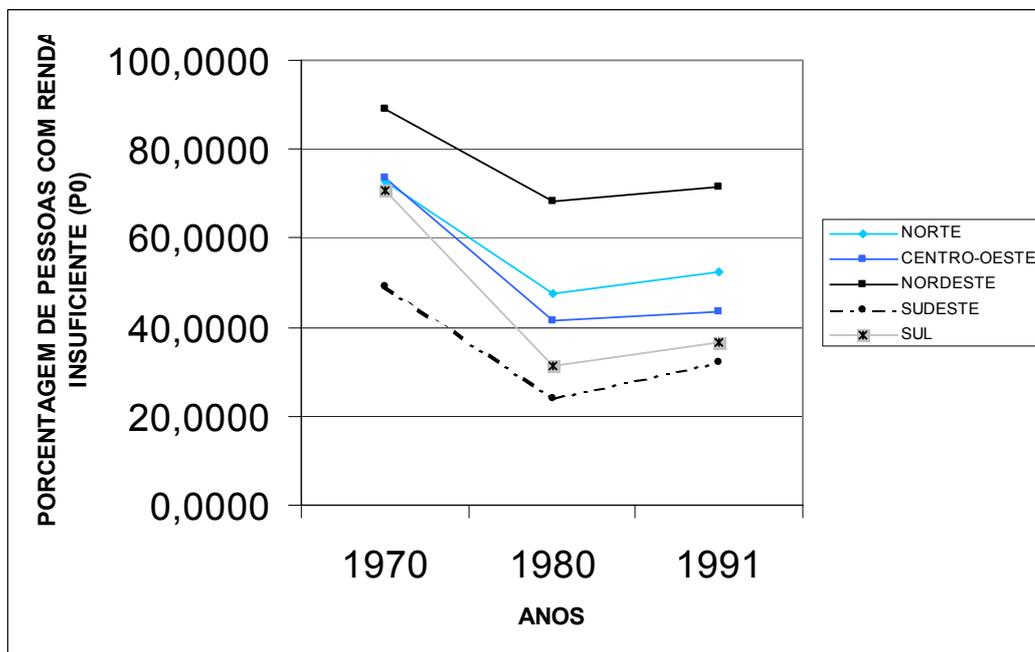
Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

FIGURA VI
COMPORTAMENTO DO GRAU DE DESIGUALDADE (THEIL),
1970-1991, POR REGIÕES



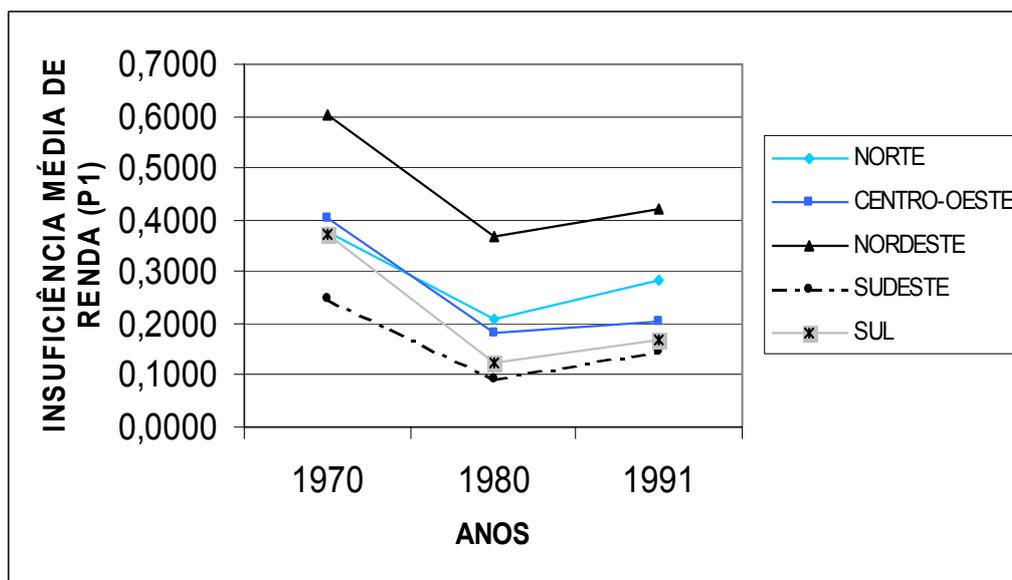
Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

FIGURA VII
COMPORTAMENTO DA PORCENTAGEM DE PESSOAS COM RENDA INSUFICIENTE (P0), 1970-1991, POR REGIÕES



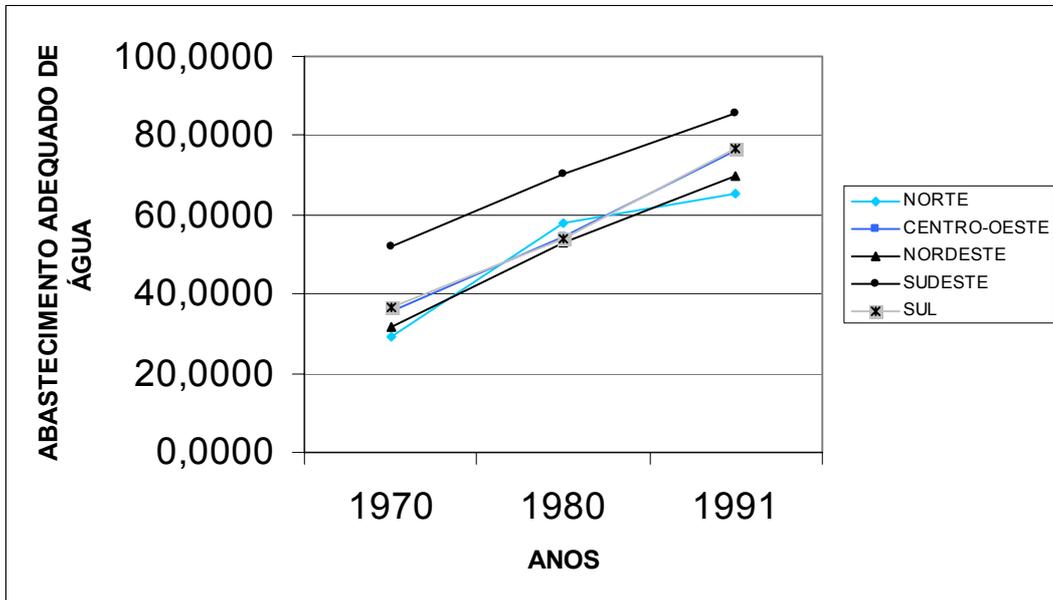
Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

FIGURA VIII
COMPORTAMENTO DA INSUFICIÊNCIA MÉDIA DE RENDA (P1), 1970-1991, POR REGIÕES



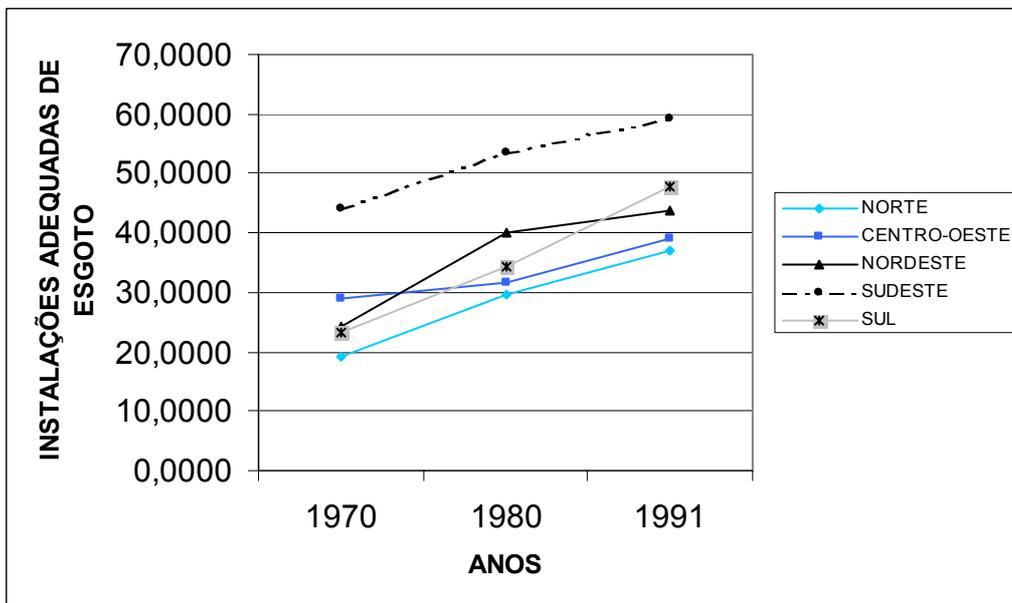
Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

FIGURA IX
COMPORTAMENTO DO ABASTECIMENTO ADEQUADO DE ÁGUA,
1970-1991, POR REGIÕES



Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD

FIGURA X
COMPORTAMENTO DAS INSTALAÇÕES ADEQUADAS DE ESGOTO,
1970-1991, POR REGIÕES



Fonte : Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil / PNUD