

ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - EPGE  
FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS

Leticia Magalhães da Costa

Análise do processo de convergência de renda nos  
estados brasileiros: 1970-2005

Rio de Janeiro - RJ

2009

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Leticia Magalhães da Costa

Análise do processo de convergência de renda nos  
estados brasileiros: 1970-2005

Dissertação submetida à Escola de Pós-  
Graduação em Economia da Fundação Getúlio  
Vargas como requisito de obtenção do título de  
Mestre em Economia

Orientador: Prof. Pedro Cavalcanti Ferreira

Rio de Janeiro - RJ

2009



*Dedico este trabalho aos meus pais, Maria Aparecida e Rivaldo, que são o exemplo que pretendo seguir.*

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço, antes de tudo, a Deus.

Agradeço a todos os meus professores da Fundação Getúlio Vargas, que muito me ensinaram, contribuindo para a minha formação acadêmica. Agradeço, em particular, ao Professor Pedro Cavalcanti, por ter me dado atenção e ter tido disponibilidade para me orientar.

Agradeço a todos os amigos que fiz no mestrado na EPGE. Estes sempre me apoiaram e ajudaram nos momentos de dificuldade, acrescentando tanto para a formação da minha vida profissional como para a pessoal. Devo lembrar também daqueles amigos que apesar de não participarem diretamente da minha vida estudantil sempre me apoiaram e estiveram dispostos a me ajudar.

Em especial agradeço aos amigos Luiz Felipe Maciel e Leonardo Santos Oliveira pela atenção, comentários e sugestões, que foram fundamentais para a elaboração da dissertação.

Um agradecimento também a todos os colegas da Secretaria da Fazenda do Estado do Rio de Janeiro, que sempre me apoiaram na conclusão do mestrado e a Sérgio Guimarães Ferreira, pelos ensinamentos e apoio dedicado.

Por fim, agradeço a minha família, especialmente aos meus pais, aos quais devo tudo que sou hoje. Estes sempre batalharam e fizeram o possível para me dar o melhor, fazendo-me reconhecer e dar valor às pessoas e a tudo aquilo que conquistamos. Agradeço por terem sempre confiado na minha capacidade, incentivando-me a enfrentar novos desafios e, sobretudo, por estarem sempre de braços abertos, oferecendo-me muito amor.

## ÍNDICE DE GRÁFICOS E TABELAS

### GRÁFICOS

|   |    |
|---|----|
| GRÁFICO 1 - RELAÇÃO ENTRE RENDAS <i>PER CAPITA</i> MÁXIMA E MÍNIMA – 1970 A 2005..... | 17 |
| GRÁFICO 2 - ÍNDICE DE THEIL INTER-REGIONAL E INTRA-REGIONAL – 1970 A 2005.....        | 19 |
| GRÁFICO 3 - ÍNDICE DE THEIL INTER-REGIONAL E INTRA-REGIONAL S/ DF – 1970 A 2005 ..... | 20 |
| GRÁFICO 4 - COEFICIENTE DE VARIAÇÃO NORMAL E PONDERADO – 1970 A 2005.....             | 21 |
| GRÁFICO 5 - COEFICIENTE DE VARIAÇÃO NORMAL E PONDERADO S/ DF – 1970 A 2005 .....      | 21 |
| GRÁFICO 6 - MEDIDAS DE DISPERSÃO (1970 ANO BASE) COM E S/ DF – 1970 A 2005 .....      | 22 |
| GRÁFICO 7 - BETA CONVERGÊNCIA SEM DISTRITO FEDERAL – 1970 A 2005.....                 | 25 |

### TABELAS

|  |    |
|--|----|
| TABELA 1 - BETA CONVERGÊNCIA MEDIDA COM MQO - 1970 A 2005 – VARIÁVEL<br>DEPENDENTE: TAXA MÉDIA DE CRESCIMENTO DO PIB <i>PER CAPITA</i> ..... | 26 |
| TABELA 2 - BETA CONVERGÊNCIA MEDIDA COM MQO - 1970 A 2005 – VARIÁVEL<br>DEPENDENTE: LOG DO PIB <i>PER CAPITA</i> ( $\ln y_t$ ).....          | 28 |
| TABELA 3 - BETA CONVERGÊNCIA MEDIDA COM ARELLANO BOND- 1970 A 2005 –<br>VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DO PIB <i>PER CAPITA</i> ( $\ln y_t$ )..... | 29 |
| TABELA 4 - TESTES PARA VALIDADE DO MODELO.....   | 30 |
| TABELA 5 - SITUAÇÃO DO ESTADO EM RELAÇÃO AO PERÍODO ANTERIOR – 1970 A 2005 .....   | 32 |
| TABELA 6 - MATRIZ DE TRANSIÇÃO DE MARKOV – 1970 A 2005.....  | 32 |
| TABELA 7 - DISTRIBUIÇÃO DE RENDA ENTRE GRUPOS EM 1970, 2005 E NO LONGO PRAZO .....   | 32 |
| TABELA 8 - SITUAÇÃO DO ESTADO EM RELAÇÃO AO PERÍODO ANTERIOR – 1970 A 2005 .....   | 33 |
| TABELA 9 - MATRIZ DE TRANSIÇÃO DE MARKOV – 1970 A 2005.....  | 34 |
| TABELA 10 - DISTRIBUIÇÃO DE RENDA ENTRE GRUPOS EM 1970, 2005 E NO LONGO PRAZO .....  | 34 |
| TABELA A.1 - ÍNDICE DE THEIL INTER-REGIONAL E INTRA-REGIONAL C/ DF – 1970 A 2005 ....  | 43 |
| TABELA A.2 - ÍNDICE DE THEIL INTER-REGIONAL E INTRA-REGIONAL S/ DF – 1970 A 2005.....  | 44 |
| TABELA A.3 - COEFICIENTE DE VARIAÇÃO NORMAL E PONDERADO– 1970 A 2005 .....   | 45 |
| TABELA A.4 - PIB <i>PER CAPITA</i> POR UF – R\$ MIL – 1970 A 2005 .....  | 46 |

## SUMÁRIO

|  |           |
|--|-----------|
| <b>1. INTRODUÇÃO .....</b>                                       | <b>9</b>  |
| <b>2. RESULTADOS DA LITERATURA NACIONAL.....</b>                 | <b>11</b> |
| <b>3. DADOS UTILIZADOS .....</b>                                 | <b>15</b> |
| <b>4. INDICADORES DE DESIGUALDADE E SIGMA CONVERGÊNCIA .....</b> | <b>16</b> |
| 4.1 – RELAÇÃO ENTRE RENDAS PER CAPITA.....                       | 16        |
| 4.2 – ÍNDICE DE THEIL .....                                      | 17        |
| 4.3 – COEFICIENTE DE VARIAÇÃO .....                              | 20        |
| <b>5. O CONCEITO DE BETA-CONVERGÊNCIA .....</b>                  | <b>22</b> |
| 5.1 – METODOLOGIA .....  | 22        |
| 5.2 – RESULTADOS .....   | 25        |
| <b>6. DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO LONGO PRAZO.....</b>              | <b>31</b> |
| <b>7. CONCLUSÃO.....</b>   | <b>35</b> |
| <b>REFERÊNCIAS .....</b>   | <b>37</b> |
| <b>APÊNDICE A – O MODELO TEÓRICO .....</b>                       | <b>40</b> |
| <b>APÊNDICE B - TABELAS.....</b>                                 | <b>43</b> |

## RESUMO

Este artigo examina a hipótese de convergência de renda *per capita* entre os estados brasileiros no período de 1970 a 2005. Comentam-se os resultados encontrados para sigma-convergência medida através de indicadores de desigualdade, como o índice de Theil e coeficiente de variação. Para testar a existência ou não de convergência aplica-se além da metodologia tradicional de beta convergência baseada em regressões de *cross-section*, a técnica de estimação de GMM em primeira diferença para painel dinâmico. Além disso, com a finalidade de obter a distribuição de renda de longo prazo da economia, utiliza-se a metodologia de cadeia de *Markov* proposta por Quah (1993). A conclusão do estudo é de que os estados brasileiros já estão muito próximos ao seu *steady-state*. A velocidade de convergência quando se utiliza o método de GMM eleva-se para 15%, enquanto os resultados obtidos para estudos de *cross-section* giram por volta de 1%.

**Palavras-chave:** Modelo de Crescimento, Convergência, Indicadores de Desigualdade, Painel Dinâmico, GMM, Cadeia de Markov.

## ABSTRACT

This paper examines the assumption of per capita income convergence between the Brazilian States between 1970 and 2005. The results found for sigma-convergence, as the index of Theil and coefficient of variation, are commented. Additionally to the traditional beta convergence methodology based on cross-section regressions, we applied the GMM in first-difference for dynamic panel to test convergence. With the purpose of obtaining income distribution long-term economy, we estimate the Markov chain methodology proposed by Quah (1993). The conclusion of this paper is that the Brazilian states are very close to its steady-state. Convergence speed when using the GMM method raise to 15%, while the results of studies on cross-section are around 1%.

**Keywords:** model of growth, convergence, inequality indicators, dynamic panel, GMM, Markov chain.

## 1. Introdução

Na década de 1990 muito se discutiu a respeito das desigualdades regionais e do processo de convergência entre os estados e países. O estudo sobre convergência de renda *per capita* foi desenvolvido inicialmente por Mankiw *et al.* (1992) e Barro e Sala-i-Martin (1992), tendo por base o modelo proposto por Solow (1956) e Swan (1956). Sabe-se que o modelo neoclássico de crescimento econômico assume taxas de poupança exógenas e uma função de produção baseada em retornos marginais decrescentes associados ao estoque de capital, além de retornos constantes de escala. Tais hipóteses apontam para uma tendência de convergência de renda *per capita* entre as regiões, quando, no longo prazo, os países estariam todos caminhando para um mesmo nível de *steady-state*, com países mais pobres crescendo a uma taxa mais rápida que os mais ricos. A esse tipo de convergência deu-se o nome de  $\beta$ -convergência absoluta.

Primeiramente o modelo de convergência foi concebido com o objetivo de analisar convergência entre os diversos países. No entanto, verificou-se que há grande heterogeneidade entre as nações, já que estas apresentam instituições e estruturas muito diferente entre si. Sendo assim, o conceito de convergência é melhor aplicado quando estamos trabalhando com um grupo de países semelhantes ou então estudando convergência dentro de determinada nação. Em seu artigo Barro e Sala-i-Martin (1995) falam explicitamente: “*Absolute convergence is more likely to apply across regions within countries than across countries*”. Os autores examinaram a convergência de renda *per capita* para 48 estados americanos no período de 1840 a 1963, obtendo evidências a favor de convergência absoluta, a uma taxa de 2%. Também fizeram o exercício para um grupo de 98 países no período de 1960 a 1985, porém, neste caso, só foi possível verificar convergência condicional, ou seja, quando controlado por características iniciais individuais de cada país.

Diversas críticas surgiram à teoria de  $\beta$ -convergência, alegando que por esta ser baseada em regressões de corte transversal, estaria assumindo que o coeficiente estimado é igual para todas as economias. Além disso, Friedman (1992) e Quah, (1993) levantaram o problema que é conhecido como “Falácia de Galton<sup>1</sup>”, onde o coeficiente negativo, que na

---

<sup>1</sup> A Falácia de Galton tem um significado histórico particular no caso referente aos estudos originais de Francis Galton, primo de Charles Darwin, devido a uma inferência incorreta que é feita a partir de suas observações. Galton avaliou a altura dos pais contra a altura dos filhos. O resultado de sua investigação é que filhos de pais altos tendem a ser altos, mas menores que seus pais, e que filhos de pais baixos tendem a ser também baixos,

teoria de  $\beta$ -convergência é necessário para que haja convergência, pode não significar que esta esteja ocorrendo, e sim representar um sintoma de uma regressão à média.

Desenvolveu-se, portanto, outras formas de se medir convergência entre as diferentes regiões. Um método que passou a ser muito utilizado foi o introduzido por Quah (1993) e é baseado na matriz de transição de *Markov*, onde é possível determinar uma distribuição estacionária de renda *per capita* para a qual o sistema deve convergir ao longo do tempo. O trabalho de Jones (1997) emprega outro método que também determina a distribuição de renda de longo prazo e mede a convergência entre 1960 e 1988 para 121 países.

Outros trabalhos foram desenvolvidos na linha de métodos não-paramétricos como o artigo de Durlauf e Johnson (1995), que utiliza o procedimento de *regression tree* e encontra quatro grupos de países com dinâmicas de crescimento totalmente diferentes.

A análise com séries temporais também foi praticada por uma série de autores, como Oxley e Greasley (1995) e Li e Papell (1999), que não encontraram forte sustentação para a hipótese de convergência de renda. No mais, ainda há estudos que testaram convergência com dados em painel, como em Islam (1995) e Caselli *et al.* (1996).

A atividade econômica no Brasil é muito concentrada. A região Sudeste que ocupa apenas 10,87% do território nacional possui 42% da população e é responsável por mais da metade da renda nacional. No entanto, ao se comparar os anos de 1970 e 2005 constatou-se que houve redução da participação da região Sudeste no PIB de 65,5% para 56,5%, em favor das outras regiões. Neste sentido, estaria ocorrendo um processo de desconcentração regional.

Este artigo pretende analisar o processo de convergência entre os estados brasileiros. Sua contribuição para o tema decorre ao considerar na regressão de convergência fatores específicos de cada estado que elevam a velocidade de convergência, baseando-se na metodologia de painel dinâmico com método generalizado de momento (GMM), utilizada por Caselli *et al.* (1996) e desenvolvida por Arellano e Bond (1991). Além disso, estende-se o período de análise até o ano de 2005.

Os resultados encontrados apontam para a desconcentração do PIB *per capita*, que foi verificada pela melhora nos indicadores de desigualdade. Ainda, constatou-se a existência de

---

mas maiores que seus pais e, desta forma, a altura da população tenderia a convergir para a média. A falácia ocorre porque a seleção de observações tomando seus extremos levaria naturalmente a essa tendência.

beta-convergência absoluta para o período, numa velocidade de 1% quando utilizamos a metodologia tradicional de beta convergência. No entanto, ao considerarmos fatores específicos de cada região, verifica-se que esta velocidade eleva-se para 15%, ou seja, há fortes evidências de que os estados brasileiros estão muito perto de seu estado estacionário. Quando analisada a distribuição de longo prazo, através da cadeia de *Markov*, as análises acima são confirmadas, já que houve redução da concentração nas faixas de renda nos extremos da distribuição.

Este texto está estruturado em outras seis seções, além dessa introdução. Na seção seguinte fazemos uma revisão dos resultados para a literatura nacional a respeito do tema. Logo após, na terceira seção, serão apresentados os dados. Na seção quatro será feita uma análise dos indicadores de desigualdades regionais, dentre eles o coeficiente de variação, normal e ponderando, e o índice de Theil. Estes estão ligados ao conceito de sigma convergência, que se refere à tendência de redução da dispersão dos níveis de renda *per capita* entre regiões. Em seguida, apresentam-se os resultados encontrados para o conceito de beta-convergência, que nos diz que economias mais pobres tenderiam a crescer a taxas mais elevadas que economias mais ricas. Na sexta seção, será analisada a distribuição de renda de longo prazo para economia brasileira através da utilização da cadeia de *Markov*. Finalmente, na seção sete serão apresentadas as principais conclusões e considerações.

## 2. Resultados da Literatura Nacional

No Brasil, há vasta literatura a respeito do tema. Ellery e Ferreira (1994), seguindo a metodologia proposta por Barro e Sala-i-Martin (1992), investigaram a convergência de renda *per capita* para os estados brasileiros no período de 1970-1990 utilizando o conceito de  $\beta$ -convergência e  $\sigma$ -convergência. Eles concluem a favor de convergência absoluta, tanto em termos de diminuição do grau de dispersão dessas rendas, como da verificação de uma correlação negativa entre a taxa de crescimento de um determinado estado e o seu nível de renda no início do período em análise. No entanto, a velocidade de convergência obtida foi menor do que a observada para os estados americanos e regiões européias.

Há também os artigos de Ferreira e Diniz (1995) e Schwartzman (1996) que encontram beta convergência absoluta para as rendas *per capita* dos estados brasileiros para o período entre 1970 e 1985. Uma crítica a este resultado foi feita por Azzoni (1997), que

questionou o período em que foi realizado o estudo e também mostrou alguns problemas com a construção dos dados. Azzoni alega que se trata, “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” (Azzoni, 1997, pág. 342).

Em outro trabalho, Azzoni (1996) propõe metodologia desenvolvida para compatibilizar as distintas séries de PIB disponíveis desde 1939, tornando possível o estudo de convergência para os estados brasileiros em um período de 56 anos. Desta forma o autor analisa como evoluiu a concentração econômica e a dispersão das rendas *per capita* no Brasil no período de 1939-1995, chegando à conclusão de que existe uma tendência geral a diminuição da dispersão das rendas *per capita* regionais, embora tenha havido períodos de crescimento e redução de desigualdade. Azzoni, utilizando o índice de Theil conclui que entre 1970 e 1985 o processo de diminuição foi muito acentuado e a partir do último ano a situação apresentou-se relativamente estável. Utilizando a velocidade de convergência derivada do coeficiente de variação de rendas *per capita* entre os Estados, o autor destaca a tendência observada a partir de 1985 de diminuição de velocidade, tornando-se essa negativa no último quinquênio analisado, indicando que não houve convergência nesse período.

Como resposta à Azzoni (1997), Ferreira (1999) refez o exercício de convergência para os estados brasileiros utilizando a série mais extensa proposta pelo primeiro, fazendo algumas ressalvas quanto a sua utilização. O autor argumenta que existem dúvidas fundamentadas sobre a qualidade dos dados referentes a épocas mais remotas e sobre a compatibilidade destes dados com as informações mais recentes. Ferreira calculou o conceito de  $\beta$ -convergência para o período de 1939-1995, obtendo coeficiente negativo e estaticamente significativo a 1%, o que evidencia a ocorrência de convergência entre os estados brasileiros. O mesmo exercício foi feito para o período 1947-1995 e novamente não foi rejeitada a hipótese de  $\beta$ -convergência. Portanto, Ferreira (1999) conclui que a utilização de dados para o período mais amplo não obriga a uma revisão das conclusões dos testes realizados para o período pós-70, que parecem ser relativamente robustos.

Em outro artigo, Ferreira (2000) utiliza outros métodos para medir a convergência entre os estados brasileiros no período 1970-1995. O autor além da convergência absoluta, também testa a convergência condicional, controlando pela taxa de investimento, nível médio

de escolaridade, taxa de participação e taxa de crescimento da força de trabalho. Neste caso também se observou convergência, porém condicional, ou seja, apenas estados com características estruturais semelhantes estariam convergindo para o mesmo nível de *steady-state*. Além disso, Ferreira também procurou determinar o perfil de longo prazo da distribuição interestadual da renda no Brasil utilizando tanto o procedimento sugerido por Jones (1997) como a análise de transição de *Markov*, proposta por Quah (1993).

No caso do primeiro método, Ferreira (2000) obteve estimativas para as rendas *per capita* relativas no estado estacionário presumindo-se valores para a velocidade de convergência de 4%, 5% e 6%. Utilizando o valor de 5% verificou-se que as estimativas praticamente coincidiam com os valores observados para o ano de 1995. Já para analisar a matriz de transição de *Markov*, o autor definiu que de acordo com sua renda *per capita* o estado poderia se encontrar em seis situações possíveis. Os resultados obtidos foram de que no longo prazo tende a haver desaparecimento das categorias de estados “ricos” e “muito ricos”, e apesar de uma substancial redução adicional das desigualdades de renda entre os estados seja predita, o exercício não antecipa a ocorrência de convergência absoluta no longo prazo, com a proporção de estados “pobres” e “muito pobres” apresentando distribuições de longo prazo muito semelhantes as já observadas em 1995.

Artigos mais recentes utilizaram técnicas alternativas para medir a convergência de renda *per capita* entre os estados brasileiros. Azzoni *et al* (2000) trabalharam com dados em painel (1981-1996), buscando identificar o papel de variáveis geográficas para explicar diferença de renda *per capita* entre os estados brasileiros e de que forma estas variáveis afetariam a tendência de convergência e divergência entre as UFs. Os resultados obtidos indicam que as variáveis geográficas parecem ter importante papel na determinação do nível de renda e crescimento. No mais, não foi observado sinal de convergência absoluta para o período analisado. Por outro lado, quando se controlou por capital humano, infra-estrutura e variáveis geográficas houve evidências a favor da hipótese de convergência condicional.

A técnica de séries temporais, nunca antes empregada para medir convergência no Brasil, foi utilizada por Barossi-Filho e Azzoni (2002) para avaliar a convergência estocástica entre os estados brasileiros. Os autores utilizaram o período de 1947-1998, trabalhando com a base de dados construída por Azzoni (1996). Os resultados apontaram para existência de convergência estocástica da renda em um nível macro regional, com exceção da região Norte. Também foi testada a convergência dentro de cada região brasileira, onde se pode constatar

que esta não é homogênea para todas as regiões. Ela está presente para todos os estados da região Norte, Centro-Oeste e Sudeste, porém no Nordeste, de nove estados analisados, dois não apresentaram convergência, e no Sul, um de três estados também não convergiu.

Existem, também, muitos estudos no que se refere à matriz de transição de *Markov* e núcleos estocásticos, desenvolvidos inicialmente por Quah (1993). Como já abordado acima, Ferreira (2000) explorou essa técnica em seu trabalho. Godim e Barreto (2004) analisam como a distribuição da renda entre estados e municípios evolui ao longo do tempo utilizando três tipos de estimação: densidades estimadas pelo método de suavização por núcleo, estimação de núcleos estocásticos e estimação de núcleos estocásticos condicionados à localização geográfica, escolaridade, abertura comercial e desigualdade de renda. O emprego de tais metodologias permitiu aos autores identificarem que embora seja observada uma tendência de convergência para os municípios brasileiros no período de 1970 a 2000, há também um movimento divergente, que está levando a formação de dois clubes de convergência entre os municípios. Andrade, Laurini e Pereira (2003) chegam ao mesmo resultado para o período 1970-1996 utilizando a metodologia de matrizes de transição e núcleo estocástico.

Mossi *et al* (2003) implementam estatística espacial para examinar a dependência espacial da renda *per capita* regional no Brasil. Além disso, constroem a matriz de transição de *Markov* e núcleos estocásticos para avaliar a dinâmica da distribuição de renda e o impacto que a geografia tem sobre a determinação da trajetória de crescimento. O período analisado é de 1939-1998, sendo utilizada novamente a base de dados construída por Azzoni (1996). Os autores encontraram evidências de formação de dois *clusters* espaciais no Brasil, um de baixa renda situado no Nordeste e outro de alta renda situado no Sudeste. Além disso, os autores constataram que a trajetória de crescimento dos estados brasileiros é de certa forma determinada pelo ambiente, ou seja, estados com vizinhos mais ricos têm maior chance de crescer.

Como visto acima, a técnica de econometria espacial também passou a ser bastante empregada para avaliar convergência. Azzoni e Silveira-Neto (2005) testaram para o período 1981-1997 convergência utilizando produto por trabalhador, ao invés de produto *per capita*, e verificaram que não há muita diferença entre ambos. Além disso, também dividiram a economia em setores para avaliar se havia convergência e concluíram que apenas a manufatura convergia.

Outro trabalho, escrito por Silveira Neto e Campelo (2003), faz uso de regressões quantílicas para medir as disparidades regionais no Brasil para os anos de 1992 e 2001. Os autores concluem que, embora as disparidades estejam presentes para todos os quantis, elas são mais acentuadas para os indivíduos com menores faixas de renda.

Como pode ser visto não há um consenso a respeito do processo de convergência no Brasil. Os períodos analisados nos estudos são diferentes e as técnicas aplicadas também. Neste trabalho buscaremos avaliar convergência sem condicionar por variáveis explicativas, através de metodologias tradicionais, e controlando por efeitos específicos de cada estado, através do método desenvolvido por Caselli *et al.* (1996), que trabalha com dados em painel e utiliza GMM para estimar a velocidade de convergência. Além disso, estende-se a análise para o período que vai até 2005.

### 3. Base de Dados

A variável que foi utilizada nesse estudo para medir a convergência entre os estados brasileiros refere-se ao PIB *per capita*<sup>2</sup>, que foi construída com base em consultas ao site do IPEADATA, utilizando a série de PIB estadual a preços constantes<sup>3</sup> de 2000 e a população estimada medidos pelo IBGE. Como já dito acima, existe série de PIB construída por Azzoni que data desde 1939, no entanto, optou-se por trabalhar apenas com o período que vai de 1970-2005, já que os dados para o PIB, anteriores a ele, são questionáveis por serem obtidos de diversas fontes que aplicam metodologias diferentes para medi-lo.

No período de 1970 a 1985 os dados do PIB possuem um intervalo de cinco anos e são apresentados a custo de fatores, que é igual à soma dos setores: agropecuária, indústria e serviços. A partir de 1985 os dados são anuais e o conceito do PIB utilizado é o de preços de mercado, devendo ser acrescentado neste período a *dummy* financeira e os impostos sobre produtos.

Convém lembrar que para evitar que eventuais variações na divisão geopolítica influenciassem os resultados de maneira espúria, em todo o trabalho foi adotada a divisão política do ano de 1970, onde os estados de Tocantins e Goiás formavam um único estado, assim como Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Os valores referentes a estes quatro estados

---

<sup>2</sup> Os dados de PIB per capita encontram-se no Apêndice.

<sup>3</sup> Deflacionado pelo deflator implícito do PIB.

foram atribuídos à região Centro-Oeste. Dessa forma trabalhamos com um total de 25 estados, sendo que a segunda parte do estudo, quando se realiza a análise econométrica e a cadeia de *Markov*, o Distrito Federal é excluído da amostra devido ao fato deste, por se tratar da capital nacional, apresentar desempenho e atividade econômica muito distinta das outras unidades de federação, alterando os resultados como será visto na seção seguinte.

## 4. Indicadores de Desigualdades Regionais e $\sigma$ -convergência

Antes de aplicarmos a metodologia econométrica para medir a convergência entre os estados brasileiros iremos apresentar alguns indicadores de desigualdades regionais, sendo esta uma forma de avaliarmos se há sinais de sigma-convergência. Iremos medir a relação entre as rendas *per capita* do estado mais rico em relação ao mais pobre, o coeficiente de variação normal e ponderado pela população, além do índice de Theil<sup>4</sup>, que é decomposto em intra e inter-regional. Além disso, será feita uma comparação entre esses indicadores<sup>5</sup>.

### 4.1. Relação entre Rendas *per Capita*

A relação entre rendas *per capita* é dada pelo quociente entre a renda *per capita* do estado mais rico e a renda *per capita* do estado mais pobre, como pode ser visto na fórmula ao

lado:  $R_{RC} = \frac{\left(\frac{Y_i}{P_i}\right)_{MAX}}{\left(\frac{Y_i}{P_i}\right)_{MIN}}$ , onde  $Y_i$  é a renda do estado  $i$  e  $P_i$  é a população do estado  $i$ .

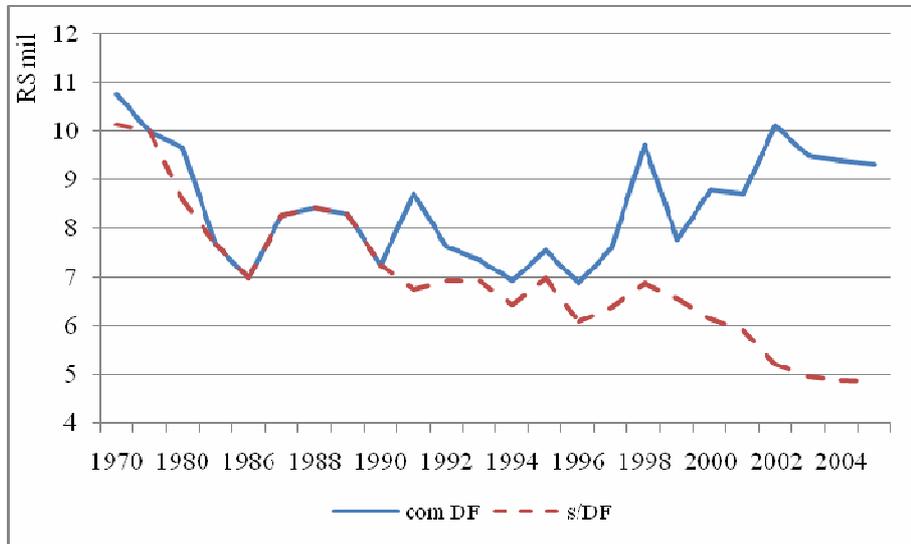
Esta relação, porém, apesar de ser bem intuitiva, não é capaz de medir o movimento de concentração e desconcentração que acontece entre os demais estados, já que se focaliza nos extremos entre riqueza e pobreza.

---

<sup>4</sup> Para os Índice de Theil e Coeficiente de Variação os dados apresentados nos gráficos possuem um intervalo de cinco anos, para facilitar a visualização. Os valores anuais, a partir de 1985 podem ser conferidos nas tabelas no apêndice.

<sup>5</sup> Análise semelhante para o período de 1985-1999 pode ser encontrada em Cavalcante, L. R. M. T. (2003) e para o período 1970-1995 e 1950-1985 em Ferreira, A. F. B. (1998) e Ferreira, A. F. B. (1996), respectivamente.

**Gráfico 1 – Relação entre Rendas *per capita* máxima e mínima – 1970 a 2005**



Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

Através do gráfico acima podemos constatar que se fizermos a análise para toda a amostra, a distância entre o estado que possui a maior renda *per capita* e aquele de menor renda se reduz até 1995 e passa a aumentar desde então. A partir do ano de 1991 o Distrito Federal torna-se o estado mais rico e é o grande responsável por essa diferença. Caso analisemos retirando a capital federal, verificamos que a distância entre o estado de menor renda *per capita* e aquele mais rico, no caso São Paulo, estaria diminuindo, ou seja, em 1970 SP possuía quase 10 vezes a renda *per capita* do Piauí, já em 2005 esta diferença se reduz praticamente à metade.

#### 4.2. Índice de Theil

O próximo indicador a ser apresentado é o índice de Theil, que além de apontar a dispersão de renda *per capita* entre os estados, é capaz de captar tanto a desigualdade inter-região como a intra-região. A fórmula do índice é dada por:

$$J = \sum_{i=1}^n \left( \frac{P_i}{P_{BR}} \right) \ln \left[ \frac{\left( \frac{P_i}{P_{BR}} \right)}{\left( \frac{Y_i}{Y_{BR}} \right)} \right], \text{ onde}$$

$P$  se refere à população,  $Y$  à renda, o subscrito  $i$  ao estado e  $BR$  ao Brasil e  $n$  é o número de estados considerados. Uma distribuição de renda perfeitamente igualitária seria obtida quando o índice fosse zero, já a desigualdade extrema é representada por  $\log(n)$ .

A decomposição do índice de Theil nos permite visualizar de melhor forma o que estaria explicando a desigualdade entre os estados, ou seja, se o problema seria o diferencial de renda entre as regiões ou dentro das regiões.

O índice de desigualdade inter-regional é calculado da seguinte forma:

$$J_R = \sum_{g=1}^R \left( \frac{P_g}{P_{BR}} \right) \ln \left[ \frac{\left( \frac{P_g}{P_{BR}} \right)}{\left( \frac{Y_g}{Y_{BR}} \right)} \right], \text{ onde } R \text{ representa o número de regiões, } P_g \text{ a população da}$$

região  $g$  e  $Y_g$  a renda da região  $g$ . Desta forma podemos ver o quanto da diferença de rendas *per capita* é explicada pela desigualdade entre as regiões.

Já, para observarmos como evoluiu o comportamento dentro de uma região específica

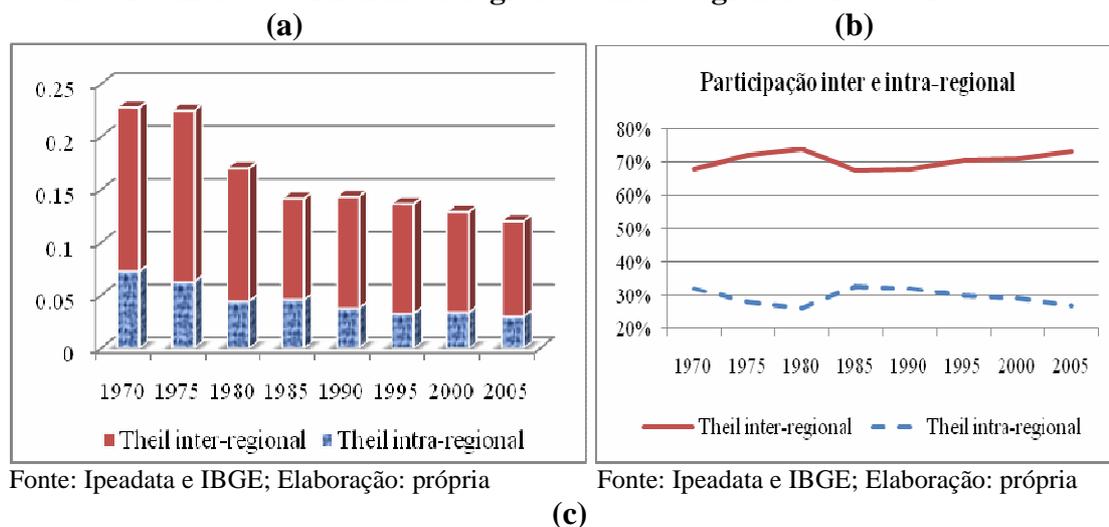
$$\text{fazemos o cálculo para o Theil intra-regional: } J_g = \sum_{i \in g}^N \left( \frac{P_i}{P_g} \right) \ln \left[ \frac{\left( \frac{P_i}{P_g} \right)}{\left( \frac{Y_i}{Y_g} \right)} \right], \text{ onde } N \text{ se refere ao}$$

número de estados que compõem determinada região e os outros elementos são os mesmos especificados acima.

Sendo assim, o índice de Theil possui a propriedade de decomposição aditiva, podendo ser expresso em duas parcelas:  $J = J_R + \bar{J}$ , onde  $\bar{J} = \sum_{g=1}^R \left( \frac{P_g}{P_{BR}} \right) J_g$ , ou seja, a média ponderada pelas frações da população nacional representada por cada região  $g$  de seus respectivos índices de Theil intra-regionais.

Pelos gráficos abaixo, percebe-se que a desigualdade inter-regional explica a maior parte da desigualdade medida pelo índice de Theil. Temos, portanto, que a maior parte da desigualdade observada no país deve-se a diferenças entre as regiões, e não dentro destas. No período observamos também uma queda no índice, que foi acentuada até o ano de 1985, e desde então apresenta queda moderada, como destacado por Azzoni (1996). Além disso, verificou-se no gráfico 2.b redução na participação do componente intra-regional, indicando que a redução no índice de Theil, deve-se em grande parte, à diminuição nas dispersões internas de renda *per capita* dentro das regiões, principalmente a partir de 1985.

**Gráfico 2 – Índice de Theil inter-regional e intra-regional – 1970 a 2005**



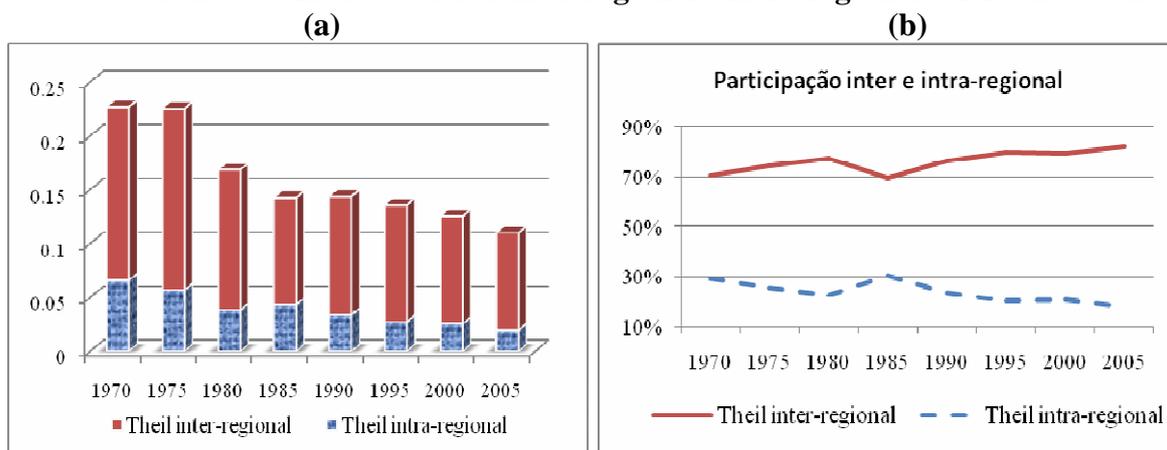
Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

No gráfico 2.c temos o índice de Theil medido para cada região e, de fato, ao analisá-lo podemos concluir que quando comparamos os anos de 2005 e 1970 houve uma redução na desigualdade dentro de três regiões. A região Sul é a que apresenta os melhores resultados, com um índice próximo à zero. As regiões Norte e Nordeste mostraram comportamento semelhante, com aumento do índice até o ano de 1985 e redução desde então. A região Sudeste teve queda acentuada até 1985 e moderada após este ano. Já a região Centro-Oeste, como era esperado, possui o pior nível de desigualdade medido pelo índice a partir de 1990, reflexo da alta renda *per capita* do Distrito Federal.

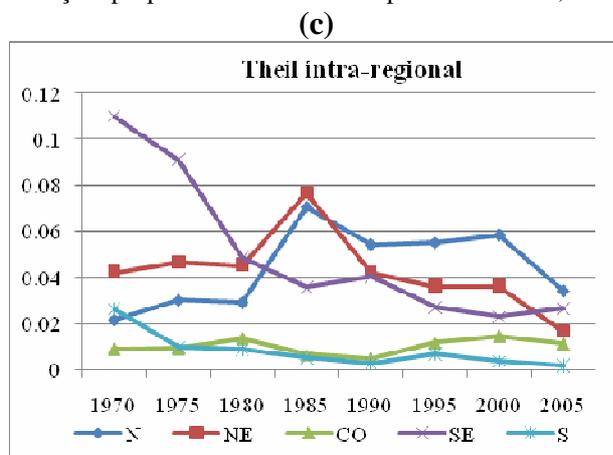
Foi repetido o exercício anterior excluindo Brasília da amostra. Assim como ocorre no caso de comparação entre o máximo e mínimo de rendas *per capita*, a desigualdade entre os estados diminui ainda mais. O gráfico 3.c nos mostra claramente como o índice de Theil intra-regional para a região Centro-Oeste decai ao trabalharmos sem a capital federal, sendo uma das regiões mais igualitárias, apresentando desigualdade acima apenas da região Sul.

Gráfico 3 – Índice de Theil inter-regional e intra-regional s/ DF – 1970 a 2005



Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria



Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

### 4.3. Coeficiente de Variação

O próximo índice a ser apresentado é o coeficiente de variação<sup>6</sup>, muito relacionado ao conceito de sigma-convergência, que consiste em observar a dispersão das rendas *per capita* dos estados por sucessivos anos. O índice é dado pela divisão do desvio padrão da amostra pela sua média:  $CV = \frac{\sigma}{\mu}$ . Iremos trabalhar com o coeficiente de variação padrão e com o ponderado de Williamson<sup>7</sup>, que leva em conta a participação da população do estado sobre a

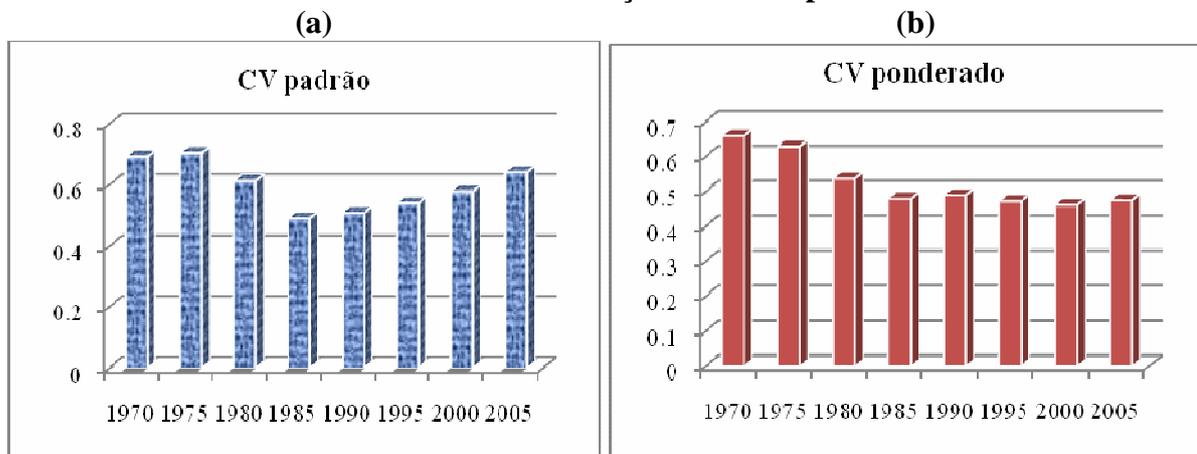
população nacional:  $CV_w = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i}{P_i} - \frac{Y_{BR}}{P_{BR}} \right)^2 \frac{P_i}{P_{BR}}}}{\frac{Y_{BR}}{P_{BR}}}$ . O índice ponderado é mais comparável ao

<sup>6</sup> O desvio padrão também poderia ser utilizado para avaliar o conceito de sigma convergência. Porém, um desvio padrão pode ser considerado grande ou pequeno dependendo da ordem de grandeza da variável. Uma maneira de se expressar a variabilidade dos dados tirando a influência da ordem de grandeza da variável é através do coeficiente de variação.

<sup>7</sup> Do original em inglês “Weighted Coefficient of Variation” (Williamson, 1965, p.111)

índice de Theil medido anteriormente, já que considera o tamanho relativo dos estados em seu cálculo.

**Gráfico 4 – Coeficiente de Variação normal e ponderado – 1970 a 2005**



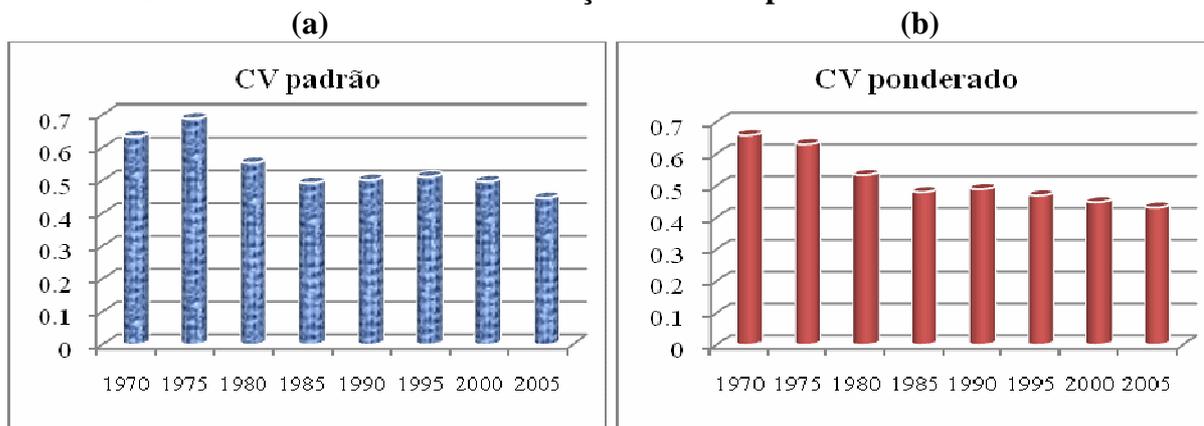
Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

Através do gráfico 4.a acima pode-se concluir que houve uma redução da desigualdade entre os estados brasileiros até o ano de 1985 e um aumento desde então, representado pela elevação do coeficiente de variação padrão, ou seja, não se constatou convergência no período posterior. No entanto, se trabalharmos com o coeficiente de variação ponderado, verifica-se que a dispersão entre as unidades de federação apresentou redução de 1970 para 2005.

Assim como nos índices anteriores iremos repetir o procedimento retirando o Distrito Federal da amostra. Examinando os gráficos 5.a e 5.b constatamos que a oscilação no coeficiente da variação sem Brasília foi bem menor e o ano de 2005 apresentou queda em relação a 1970.

**Gráfico 5 – Coeficiente de Variação normal e ponderado s/ DF – 1970 a 2005**

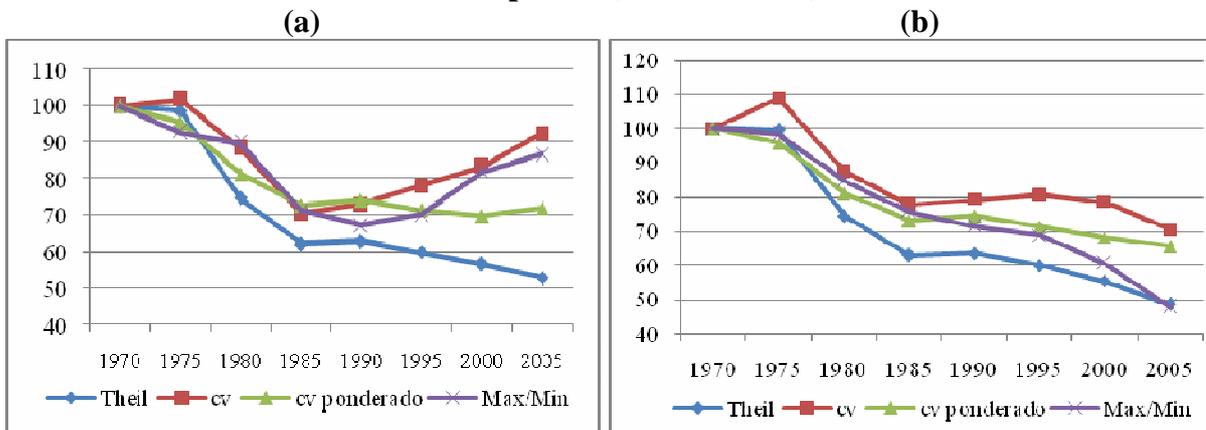


Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

Para finalizar essa seção iremos fazer uma comparação entre os três índices apresentados acima, considerando o ano de 1970 como ano base.

**Gráfico 6 – Medidas de Dispersão (1970 ano base) com e s/ DF – 1970 a 2005**



Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

Até o ano de 1990 as séries se comportaram de maneira semelhante, porém, do ano de 1990 em diante, a relação entre o máximo e o mínimo das rendas *per capita* e o coeficiente de variação apresentaram direções opostas às verificadas pelo índice de Theil e o coeficiente de variação ponderado (Gráfico 6.a). A partir do ano de 1991 o Distrito Federal superou o estado de São Paulo em termos de renda *per capita*, assumindo a primeira colocação no ranking nacional, o que é uma possível explicação para o afastamento observado. De fato, no gráfico 6.b sem o Distrito Federal, os índices passam a seguir comportamento sem grandes distorções. Indicando que há evidências de um processo de desconcentração regional conforme mencionado por diversos autores.

## 5. O conceito de $\beta$ -convergência

### 5.1. Metodologia

Tradicionalmente a hipótese de beta-convergência diz respeito à existência de uma relação negativa entre a taxa de crescimento do PIB *per capita* e o seu valor inicial, sendo causada pela presença de retornos decrescentes na função de produção utilizada nos modelos de crescimento neoclássico<sup>8</sup>. Logo, este tipo de convergência ocorre quando as economias mais pobres crescem a taxas mais rápidas do que as mais ricas na transição para o estado estacionário, tendendo assim, todos para o mesmo nível de produto *per capita*. Este último

<sup>8</sup> O modelo teórico de crescimento de Solow é apresentado do apêndice.

conceito diz respeito à beta convergência absoluta, que considera a existência de um único estado estacionário para onde todas as economias convergiriam. Exemplos nesse contexto são Barro e Sala-i-Martin (1991, 1992).

Temos também a beta-convergência condicional, que ocorre quando há convergência para um mesmo nível das rendas *per capita* dos estados com taxas idênticas de investimento em capital físico e humano e idênticas taxas de crescimento da população. Mankiw *et al.* (1992) condicionam por algumas variáveis explicativas. Portanto, os estados podem convergir para diferentes *steady-state* e apenas aqueles com características semelhantes tenderiam para o mesmo nível de renda *per capita*. Neste caso a taxa de crescimento de cada economia será tanto maior quanto mais afastada ela estiver de seu próprio estado estacionário. Uma consequência desta definição é a de que as economias pobres não necessariamente alcançariam o nível de renda *per capita* das mais ricas. Sendo assim, observaríamos convergência dentro do grupo com características semelhantes e divergência entre os diferentes grupos, o que aponta para a formação de clubes de convergência.

A beta convergência é um fator necessário, mas não suficiente para a existência de sigma convergência. Se economias mais pobres crescerem mais rápido que as mais ricas a ponto de ultrapassá-las, pode ocorrer um aumento na dispersão da renda *per capita*, e não convergência. Logo, a análise dos indicadores de desigualdade realizada na seção anterior é de extrema importância para verificarmos se de fato estaria ocorrendo convergência entre os estados brasileiros.

Inicialmente iremos utilizar o procedimento tradicional, realizando através do método de Mínimos Quadrados Ordinários uma regressão linear simples, onde se estima a taxa de crescimento da renda *per capita* em função da renda *per capita* inicial da região, dada pela seguinte equação:

$$\left(\frac{1}{T}\right) \ln\left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}}\right) = a + b \ln(Y_{i0}) + \varepsilon_{it},$$

onde  $y_{iT}$  e  $y_{i0}$  são as rendas *per capita* nos períodos  $T$  e no período inicial,  $T$  é o número de períodos,  $a$  e  $b$  são constantes e  $\varepsilon_{it}$  é o erro médio entre as datas  $0$  e  $T$  para a taxa de crescimento. A existência de um  $b$  negativo corrobora a hipótese de beta convergência.

A velocidade de convergência  $\beta$  pode ser inferida a partir do parâmetro  $b$  estimado na equação acima e será dado pela seguinte expressão:  $b = -\left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T}\right)$ .

Esta especificação, no entanto, não é a mais correta. Supõe-se que todos os estados possuem a mesma função de produção. No entanto, sabe-se que existem efeitos específicos de cada estado que não são considerados na regressão e podem estar viesando o coeficiente estimado devido a existência de variáveis omitidas. A regressão em *cross-section* só seria consistente se assumíssemos os efeitos individuais como não correlacionados com as outras variáveis explicativas. No entanto, esta condição é violada nas regressões de crescimento. Islam (1995) propõe que se utilize a metodologia de dados em painel dinâmico<sup>9</sup>, através da utilização de estimadores de efeito fixo, onde é permitido que haja diferenças na função de produção agregada entre as unidades de federação. A regressão estimada passa a ser:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \gamma \ln y_{it-1} + \eta_t + \mu_i + v_{it}$$

onde:  $\gamma_{it} = e^{-\lambda T}$ , sendo  $\lambda = -\frac{\ln \gamma}{T}$  a velocidade de convergência,  $\mu_i$  é o efeito específico de cada estado e  $\eta_t$  efeito temporal específico de cada ano.

Caselli, Esquivel e Lefort (1996) levantaram o problema de endogeneidade das variáveis explicativas, que não foi reportado por Islam (1995). Para resolver o problema os autores aplicam um estimador de método de momentos generalizados na equação acima, onde tiram a primeira diferença da equação e utilizam como instrumento para o regressor a própria variável em nível defasada. De acordo com essa metodologia tanto o problema de variável omitida causada pela presença de efeitos-específicos como a questão de endogeneidade seriam solucionados.

O trabalho de Caselli, Esquivel e Lefort (1996) foi criticado por Bond, Hoeffler e Temple (2001), que questionam o uso do instrumento utilizado pelos autores acima. Eles argumentam que quando a série de tempo é persistente, o estimador de GMM em primeira diferença, aplicado pelos primeiros autores, não teria um bom comportamento, já que a utilização do nível defasado da série seria um instrumento fraco para a equação em primeira diferença. Desta forma, propõem a utilização do *system* GMM, que consiste na utilização da

---

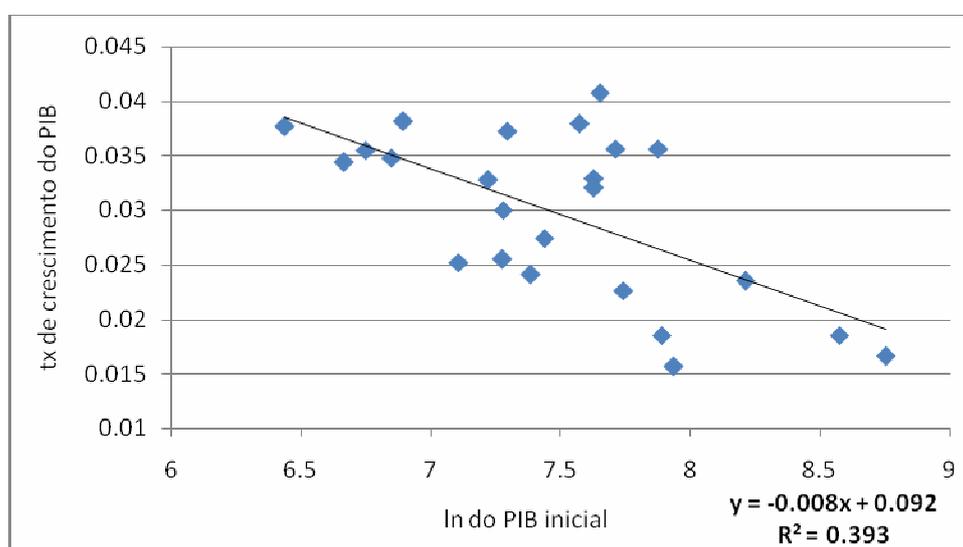
<sup>9</sup> O apêndice apresenta o modelo teórico com maiores detalhes.

defasagem da primeira diferença da variável como instrumento para a equação em nível. Neste trabalho iremos nos focar na metodologia desenvolvida por Caselli *et al.* (1996), já que os testes, realizados ao fim da seção, indicaram bons instrumentos.

## 5.2. Resultados

De acordo com Barro and Sala-i-Martin (1992) uma relação negativa entre a renda *per capita* inicial e a taxa média de crescimento do PIB *per capita* é uma evidência de que estaria ocorrendo convergência. Como pode ser observado pelo gráfico abaixo, constatamos que essa relação é verificada para os estados brasileiros no período de 1970 a 2005.

**Gráfico 7 – Beta Convergência sem Distrito Federal – 1970 a 2005**



Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

Os resultados para a regressão acima estão apresentados na tabela 1. O sinal negativo e significativo<sup>10</sup> do coeficiente estimado para o PIB inicial é um indicativo de que está ocorrendo convergência absoluta no período analisado. A regressão (1), que não possui nenhum tipo de controle, sugere uma velocidade de convergência de 1% para os estados brasileiros. Este resultado está em linha com o encontrado na literatura brasileira. Ferreira (2000) encontrou valor semelhante (1,02%) quando analisou o período 1970-1995. Ellery e Ferreira (1994) chegaram a uma velocidade de 1,32% entre 1970 e 1990. Na regressão (2), assim como fazem Barro e Sala-i-Martin (1992) para os estados norte-americanos e Ellery e Ferreira (1994) para os estados brasileiros, incluímos *dummies* para cada região, que servem como *proxy* para diferenças no estado estacionário, além de absorverem efeitos regionais

<sup>10</sup> Na análise que se segue são apresentados p-valores corrigidos para heterocedasticidade.

específicos. Constatase que a velocidade de convergência aumenta para 2,35%, reduzindo a meia-vida<sup>11</sup> de 70 para 30 anos. Esta velocidade está em linha com a literatura internacional e nacional. Barro e Sala-i-Martin (1992) estimam velocidade de 2,1% para os estados norte-americanos e Ellery e Ferreira (1994) 2,9% para os estados brasileiros. Percebemos também que o R<sup>2</sup> da regressão eleva-se para 0.79 ao fazermos essa correção.

**Tabela 1 – Beta Convergência medida com MQO - 1970 a 2005 – variável Dependente: taxa média de crescimento do PIB *per capita***

|                            | Cross-section       |                     |
|----------------------------|---------------------|---------------------|
|                            | (1)                 | (2)                 |
| Log pib inicial (1970)     | -0,00841<br>(0.000) | -0,01602<br>(0.000) |
| N                          | -                   | 0,002455<br>(0.477) |
| CO                         | -                   | 0,012821<br>(0.007) |
| SE                         | -                   | 0,013655<br>(0.032) |
| S                          | -                   | 0,014764<br>(0.001) |
| R <sup>2</sup>             | 0.3937              | 0.7858              |
| Nº de observações          | 24*                 | 24*                 |
| Velocidade de convergência | 1,00%               | 2,35%               |
| meia-vida                  | 69,55 anos          | 29,48 anos          |

Obs1: O resultado do p-valor está entre parênteses

Obs2: A regressão (1) não apresenta controles. A regressão (2) controla para as regiões, tendo como referência a região Nordeste.

\* O Distrito Federal foi excluído da amostra; Mato Grosso e Mato Grosso do Sul formam um único estado, assim como Goiás e Tocantins.

A utilização de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para medir beta-convergência não é a metodologia mais adequada, conforme foi levantado por Islam (1995) e Caselli *et al* (1996). O estimador só seria consistente se os efeitos individuais de cada estado fossem capturados pelo termo de erro e, este, não correlacionado com as variáveis explicativas. No entanto, o efeito individual não observado é positivamente correlacionado com o nível inicial de renda *per capita*. Logo, a omissão desses efeitos específicos leva a um viés positivo no coeficiente estimado para o nível de renda *per capita* defasado, gerando um viés negativo na velocidade de convergência estimada, ou seja, a velocidade de convergência verdadeira seria superior a que foi obtida.

<sup>11</sup> O conceito de meia-vida corresponde ao tempo necessário para que se reduza à metade a distância entre economias mais pobres e as mais ricas. A fórmula é dada por meia-vida =  $\frac{\ln 2}{\beta}$ .

Para corrigir o problema iremos rodar um modelo que utiliza dados em painel<sup>12</sup> que inclui efeitos específicos para cada estado, permitindo que as unidades de federação apresentem diferentes interceptos. Desta forma, o nível de eficiência de cada estado, por exemplo, que obviamente é um dos determinantes do crescimento, será captado neste modelo. Incluímos, também, *dummies* que medem o efeito temporal específico de cada ano na regressão<sup>13</sup>. A inclusão dos efeitos temporais controla diferenças de um período para o outro que afetam o resultado independentemente do estado – uma recessão econômica que tenha ocorrido em alguns dos anos, por exemplo.

A primeira vantagem e mais importante ao utilizarmos dados em painel ao invés de modelos *cross-sections* foi mencionada no parágrafo anterior. É possível controlar os efeitos individuais específicos não observados de cada estado, que devem estar correlacionados com a variável explicativa, gerando coeficientes inconsistentes. A segunda vantagem é que o maior número de observações e o maior grau de liberdade permitem que tenhamos estimativas mais eficientes.

Existem diversos estimadores que controlam para efeitos específicos não observados, como os aplicados por Islam (1995) - *Minimum Distance* (MD) e *Least Square and Dummy Variable* (LSDV)-, além do estimador de GMM em primeira diferença desenvolvido por Arellano e Bond (1991), utilizado por Caselli *et al.*(1996) e o *system* GMM de Blundell e Bond (1998).

Menezes e Azzoni (1999) utilizaram dados em painel para estimar a convergência de nove regiões metropolitanas brasileiras. O estudo foi realizado com base na renda *per capita* do trabalho total para o período de 1981 a 1996, utilizando microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE. Ao controlar por efeito fixo, a velocidade de convergência apresenta aumento considerável, passando de 7,8% quando estimado por *pooling*, para 47,3% quando se utiliza o estimador de efeito fixo. Em extensão do trabalho acima, Azzoni *et al.* (2000) estimaram a convergência de renda agora para os estados brasileiros. Além do mais, a metodologia aplicada utilizou a estimação por MQO. Nesse caso, não foi observado sinal de convergência absoluta para o período analisado, sendo esta de 0,9%, porém com coeficiente não significativamente diferente de zero. Ao adicionarem

---

<sup>12</sup> Uma abordagem mais detalhada a respeito de dados em painel pode ser vista em DEATON, A. (1985) e WOOLDRIDGE, J. (2001).

<sup>13</sup> A inclusão de *dummies* de tempo é equivalente a transformar as variáveis em desvio da média de tempo (ou seja, a média entre os *i* estados para cada período).

*dummies* de tempo e de variáveis geográficas os autores obtiveram uma velocidade de 2,6%. Por outro lado, quando se controlou por capital humano, infra-estrutura e variáveis geográficas houve evidências a favor da hipótese de convergência condicional, chegando a uma velocidade de convergência superior a 60%.

A passagem de uma estrutura de simples *cross-section* para uma estrutura de dados em painel consiste em dividir a amostra em intervalos de tempo. Neste trabalho, a equação de crescimento será estimada para sete períodos de cinco anos de 1970 a 2005, ou seja, 1970-1975, 1975-1980, 1980-1985, 1985-1990, 1990-1995, 1995-2000 e 2000-2005. Optou-se por trabalhar com intervalos de cinco anos já que a utilização de dados anuais poderia captar variações nas taxas de crescimento de curto prazo, o que não é desejado no estudo. Ao mesmo tempo, este intervalo de cinco anos é padrão na literatura que trabalha com dados em painel.

Abaixo apresentamos nossos resultados quando estimamos por MQO, *pooling*, os dados em painel com intervalo de cinco anos. Convém lembrar que uma comparação direta entre estes resultados e os de Menezes e Azzoni (1999) e Azzoni *et al.* (2000) não é adequada, já que a base de dados e intervalo de tempo são diferentes.

**Tabela 2 – Beta Convergência medida com MQO - 1970 a 2005 – variável Dependente: log do pib per capita ( $\ln y_t$ )**

|                            | Pooling           |                     |
|----------------------------|-------------------|---------------------|
|                            | (1)               | (2)                 |
| ( $\ln y_{t-1}$ )          | 0,8352<br>(0.000) | 0,782166<br>(0.000) |
| N                          | -                 | 0,060876<br>(0.146) |
| CO                         | -                 | 0,133723<br>(0.003) |
| SE                         | -                 | 0,215809<br>(0.000) |
| S                          | -                 | 0,223897<br>(0.001) |
| dummies de tempo           | -                 | sim                 |
| R <sup>2</sup>             | 0.8545            | 0.9258              |
| Nº de observações          | 168*              | 168*                |
| Velocidade de convergência | 3,60%             | 4,91%               |
| meia-vida                  | 19,24 anos        | 14,11 anos          |

Obs1: O resultado do p-valor está entre parênteses

Obs2: A regressão (1) não apresenta controles. A regressão (2) controla para as regiões e tempo.

\* O Distrito Federal foi excluído da amostra; Mato Grosso e Mato Grosso do Sul formam um único estado, assim como Goiás e Tocantins.

A partir dos resultados apresentados acima, a hipótese de que estaria ocorrendo convergência absoluta é confirmada. Obtivemos velocidades de 3,6% sem controles, e de 4,9%, quando controlamos para regiões e incluímos *dummies* de ano. Ainda, ambas as regressões apresentaram coeficiente significativo para o coeficiente de  $\ln y_{t-1}$ .

Contudo, a regressão acima ainda dispõe de problemas. Não estamos considerando os efeitos fixos de cada estado, que estariam viesando a velocidade de convergência para baixo.

Uma maneira de eliminar os efeitos individuais seria através do estimador de efeito fixo, utilizado por Menezes e Azzoni (1999). Este calcula o desvio em relação às médias individuais. Porém, no contexto de um painel dinâmico, a estimação direta da regressão segundo essa maneira gera estimadores inconsistentes. Isto ocorre, pois, por construção, a variável dependente defasada é correlacionada com a média dos erros individuais. Logo, a melhor maneira de proceder é estimar através do estimador GMM, proposto por Arellano e Bond (1991).

**Tabela 3 – Beta Convergência medida com Arellano Bond- 1970 a 2005 – variável Dependente: log do pib per capita ( $\ln y_t$ )**

|                            | Arellano-Bond     |                   |
|----------------------------|-------------------|-------------------|
|                            | (1)               | (2)               |
| $(\ln y_{t-1})$            | 0,5776<br>(0.000) | 0,4601<br>(0.002) |
| dummies de tempo           | não               | sim               |
| Nº de observações          | 144*              | 144*              |
| Velocidade de convergência | 10,98%            | 15,53%            |
| Meia-vida                  | 6,31 anos         | 4,46 anos         |

Obs1: O resultado do p-valor está entre parênteses

Obs2: A regressão (1) não apresenta controles. A regressão (2) apresenta *dummies* de tempo.

\* O Distrito Federal foi excluído da amostra; Mato Grosso e Mato Grosso do Sul formam um único estado, assim como Goiás e Tocantins.

Ao rodarmos a regressão através da metodologia proposta por Caselli *et al.* (1996), através do GMM em primeira diferença, que controla para efeitos específicos não observados como nível inicial de tecnologia, condições climáticas e instituições, a velocidade de convergência apresenta valores bem superiores aos reportados nas regressões anteriores, confirmando que ao estimarmos através de MQO temos um viés negativo. Na tabela (3), regressão (1), a velocidade de convergência passa a ser de 11%, sendo a meia-vida 6,31 anos. Já na regressão dois, quando incluímos as *dummies* temporais, a velocidade é de 15,5%. Os

resultados encontrados estão em linha com o que foi observado por Caselli *et al.* (1996) para um grupo de países. Ao incluir efeitos específicos, a velocidade de convergência passou de 2% para 10%.

É importante checarmos a validade de algumas condições de momento exigidas para que nosso estimador de GMM seja consistente. Por exemplo, a ausência de autocorrelação serial de primeira ordem dos erros é uma hipótese crucial para que nossas estimativas sejam boas. Desta forma, realizou-se teste<sup>14</sup> de autocorrelação serial da primeira diferença dos erros para as regressões (1) e (2). Em ambas, a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial de primeira ordem na primeira diferença foi rejeitada, portanto, a existência de correlação serial de primeira ordem na primeira diferença nos diz que não há correlação serial de primeira ordem entre os erros, sendo estes independentes e identicamente distribuídos (*i.i.d.*). Também foi realizado o teste de Sargan para testar as restrições de sobreidentificação do modelo, que avalia o conjunto de instrumentos utilizados e a especificação do modelo. No caso da regressão (1) o teste de Sargan foi rejeitado, ou seja, precisamos reconsiderar o modelo ou nossos instrumentos. Ao repetimos o teste para a regressão (2), este não foi rejeitado, logo, acreditamos que os resultados desta sejam mais consistentes que os da regressão (1).

**Tabela 4 – Testes para validade do modelo**

|                           | Arellano-Bond       |                     |
|---------------------------|---------------------|---------------------|
|                           | (1)                 | (2)                 |
| Sargan*                   | 59.04796<br>(0.000) | 13.44617<br>(0.857) |
| Teste de autocorrelação** | -2.9067<br>(0.004)  | -2.5377<br>(0.011)  |

Obs1: O resultado do p-valor está entre parênteses

\*H<sub>0</sub> : restrições de sobreidentificação são válidas

\*\* H<sub>0</sub>: não tem autocorrelação nos erros em primeira diferença

Logo, há fortes evidências a favor da hipótese de convergência de renda *per capita* entre os estados brasileiros, ou seja, estes estariam muito próximos de seu *steady-state* quando controlamos para fatores específicos. Mais à frente, buscaremos calcular qual seria a distribuição de renda de longo prazo para a economia brasileira.

<sup>14</sup> O teste realizado para medir autocorrelação serial da primeira diferença foi o teste *estat abound* disponível no *software* STATA 10.

## 6. Distribuição de renda no longo prazo

Nesta seção iremos fazer uso de outra técnica estatística que vem sendo muito aplicada ultimamente para testar a hipótese de convergência entre os PIBs *per capita* dos estados brasileiros. A análise nesse caso será feita através da cadeia de *Markov* pelo método proposto por Quah (1993), que tem a vantagem de permitir uma análise da distribuição limite sem a necessidade de depender de todas as informações do passado. Além disso, esse método analisa a dinâmica da distribuição da renda entre os estados e não supõe, portanto, que a distribuição é constante no tempo e bem-comportada, como faz a análise tradicional de regressões lineares de crescimento.

Podemos definir uma cadeia de *Markov* como um processo estocástico<sup>15</sup>, onde a probabilidade de um estado estar na situação  $j$  em  $t+1$  depende apenas da situação  $i$  que ele estava no período imediatamente anterior. A partir daí construímos a matriz de transição  $M$ , que é representada por  $n^2$  elementos  $m_{ij}$ , onde  $n$  é o número de situações possíveis, e diz respeito à probabilidade de um estado estar na situação  $i$  e migrar para a situação  $j$ . Deve-se lembrar que cada linha dessa matriz deve somar um.

Nós estamos interessados em encontrar a distribuição invariante  $s$ , que faz com que  $s = sM$ <sup>16</sup>. Esta irá caracterizar a distribuição de renda de longo-prazo para os estados brasileiros.

A estratificação aplicada aqui é arbitrária e segue a literatura na escolha de cinco estratos de renda distintos. Para realizar o exercício seguimos Ferreira (2000) e dividimos o nível de renda *per capita* nos seguintes estratos de renda: “muito pobre” (estados com renda *per capita* inferior a 50% da renda *per capita* nacional), “pobre” (estados com renda *per capita* entre 50% e 80% da renda *per capita* nacional), “médio” (estados com renda *per capita* entre 80% e 120% da renda *per capita* nacional), “rico” (estados com renda *per capita* entre 120% e 150% da renda *per capita* nacional) e “muito rico” (estados com renda *per capita* superior a 150% da renda *per capita* nacional). Cabe lembrar que todo este exercício foi realizado com a exclusão do Distrito Federal da amostra.

---

<sup>15</sup> Processo estocástico é um sistema que evolui ao longo do tempo de acordo com uma determinada lei de probabilidades. Para uma apresentação mais formal ver Stokey, L. e Lucas, R. (1989).

<sup>16</sup> Busca-se resolver:  $(I - M)*s=0$ , onde  $I$  é a matriz identidade, acrescentando-se a restrição de que o somatório das variáveis do vetor  $M$  é um, o que corresponde a encontrar o autovetor de  $M$  associado ao autovalor 1.

O primeiro passo para a análise da matriz de transição é a construção da tabela abaixo, onde temos o número de estados, que estavam na situação  $i$  em 1970 e foram para a situação  $j$  em 2005. Podemos constatar que quatorze, das vinte e quatro unidades de federação analisadas, alteraram sua situação durante estes trinta e cinco anos. Nas linhas apresentamos a que estrato de renda o estado pertencia no ano de 1970 e na coluna para o qual migrou em 2005.

**Tabela 5 – Situação do estado em relação ao período anterior – 1970 a 2005**

|             | Muito pobre | Pobre | Médio | Rico | Muito Rico |
|-------------|-------------|-------|-------|------|------------|
| Muito pobre | 6           | 4     | -     | -    | -          |
| Pobre       | -           | 3     | 5     | -    | -          |
| Médio       | -           | 2     | -     | 1    | -          |
| Rico        | -           | -     | 1     | -    | -          |
| Muito rico  | -           | -     | -     | 1    | 1          |

Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

O passo seguinte é derivar a partir das freqüências observadas na tabela acima as estimativas para as probabilidades  $m_{ij}$  da matriz de transição, que é apresentada abaixo. Agora, através do uso da matriz de transição, encontramos a distribuição invariante que representa a distribuição de longo prazo para os estados brasileiros.

**Tabela 6 – Matriz de transição de Markov – 1970 a 2005**

|             | Muito pobre | Pobre | Médio | Rico  | Muito Rico |
|-------------|-------------|-------|-------|-------|------------|
| Muito pobre | 0.6         | 0.4   | 0     | 0     | 0          |
| Pobre       | 0           | 0.375 | 0.625 | 0     | 0          |
| Médio       | 0           | 0.667 | 0     | 0.333 | 0          |
| Rico        | 0           | 0     | 1     | 0     | 0          |
| Muito rico  | 0           | 0     | 0     | 0.5   | 0.5        |

Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

**Tabela 7 – Distribuição de renda entre grupos em 1970, 2005 e no longo prazo**

|             | 1970 | 2005 | Longo Prazo |
|-------------|------|------|-------------|
| Muito pobre | 42%  | 25%  | 0%          |
| Pobre       | 33%  | 38%  | 44%         |
| Médio       | 13%  | 25%  | 42%         |
| Rico        | 4%   | 8%   | 14%         |
| Muito rico  | 8%   | 4%   | 0%          |

Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

A tabela acima sugere a tendência de os estados brasileiros se dirigirem para categorias de renda intermediária e pobre, desaparecendo a faixa relativa a estados muito pobres e muito ricos. Comparando o ano de 1970 com 2005 percebemos que houve uma diminuição de estados que se encontravam na situação muito pobre e uma elevação de estados pobres, médios e ricos, o que corresponde ao previsto para a distribuição de longo prazo. Sendo assim, concluímos que há uma redução da desigualdade entre os estados como foi observado analisando o índice de Theil e o Coeficiente de Variação, evidenciando a hipótese de beta convergência da seção anterior. O resultado encontrado se assemelha ao verificado por Ferreira (2000) em seu exercício para os anos de 1970-1995, que constatou a existência de duas faixas de convergência, onde a distribuição de longo prazo seria dada por 52% pobre e 48% média.

Um problema que pode ser levantado no exercício realizado acima diz respeito ao pequeno número de observações. Buscando solucioná-lo iremos repetir a análise considerando períodos de transição de cinco anos apenas e não trinta e cinco anos como no caso anterior. Sendo assim, teremos um número de observação maior. Logo, os dois exercícios diferem tanto no número de observações (24 no primeiro caso, contra 168 no segundo) quanto no horizonte de tempo para as mudanças observadas. O intervalo de tempo considerado aqui também é semelhante ao utilizado nas regressões em dados em painel.

Além disso, seguindo Ferreira (2000), um novo estrato de renda passou a ser considerado, dividindo o grupo de renda médio em dois: abaixo da média nacional e acima da média nacional. Abaixo apresentamos a situação de cada estado em relação ao período anterior.

**Tabela 8 – Situação do estado em relação ao período anterior – 1970 a 2005**

|                        | <b>Muito pobre</b> | <b>Pobre</b> | <b>Abaixo da média</b> | <b>Acima da média</b> | <b>Rico</b> | <b>Muito rico</b> |
|------------------------|--------------------|--------------|------------------------|-----------------------|-------------|-------------------|
| <b>Muito pobre</b>     | 47                 | 12           | 1                      | 0                     | 0           | 0                 |
| <b>Pobre</b>           | 7                  | 38           | 7                      | 0                     | 0           | 0                 |
| <b>Abaixo da média</b> | 2                  | 3            | 11                     | 5                     | 0           | 0                 |
| <b>Acima da média</b>  | 0                  | 0            | 1                      | 7                     | 3           | 0                 |
| <b>Rico</b>            | 0                  | 0            | 0                      | 3                     | 12          | 0                 |
| <b>Muito rico</b>      | 0                  | 0            | 0                      | 0                     | 1           | 8                 |

Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

O mesmo procedimento descrito no exercício acima foi realizado para obter a matriz de transição que pode ser analisada abaixo. Pode-se constatar que a maioria dos estados permaneceu na mesma situação que se encontrava um período antes.

**Tabela 9 – Matriz de transição de Markov – 1970 a 2005**

|                 | Muito pobre | Pobre | Abaixo da média | Acima da média | Rico  | Muito Rico |
|-----------------|-------------|-------|-----------------|----------------|-------|------------|
| Muito pobre     | 0.783       | 0.2   | 0.0167          | 0.000          | 0.000 | 0.000      |
| Pobre           | 0.135       | 0.731 | 0.135           | 0.000          | 0.000 | 0.000      |
| Abaixo da média | 0.095       | 0.143 | 0.524           | 0.238          | 0.000 | 0.000      |
| Acima da média  | 0.000       | 0.000 | 0.091           | 0.636          | 0.273 | 0.000      |
| Rico            | 0.000       | 0.000 | 0.000           | 0.2            | 0.8   | 0.000      |
| Muito rico      | 0.000       | 0.000 | 0.000           | 0.000          | 0.111 | 0.889      |

Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

Por fim, encontramos a distribuição de longo prazo para a economia e comparamos com sua evolução do ano de 1970 para 2005. Assim, como observado quando trabalhamos com um espaço de tempo de 35 anos, o estrato de renda referente ao grupo muito rico tende a desaparecer no longo prazo. Contudo, uma diferença diz respeito ao aumento da participação do grupo de renda rico e acima da média na distribuição, ou seja, a economia estaria caminhando para uma situação onde os estados estariam numa conjuntura mais favorável. Pode-se dizer que a desigualdade entre eles estaria diminuindo, já que a concentração de faixas de renda nos extremos da distribuição estaria se reduzindo. Porém, não há evidências que sustentem a hipótese de beta-convergência absoluta, já que os estados estariam convergindo para níveis distintos de renda, sustentando a idéia de clubes de convergência.

**Tabela 10 – Distribuição de renda entre grupos em 1970, 2005 e no longo prazo**

|                 | 1970 | 2005 | Longo Prazo |
|-----------------|------|------|-------------|
| Muito pobre     | 42%  | 25%  | 14%         |
| Pobre           | 33%  | 38%  | 16%         |
| Abaixo da média | 13%  | 8%   | 10%         |
| Acima da média  | 0%   | 17%  | 26%         |
| Rico            | 4%   | 8%   | 35%         |
| Muito rico      | 8%   | 4%   | 0%          |

Fonte: Ipeadata e IBGE; Elaboração: própria

## 7. Conclusão

Este artigo teve como principal objetivo analisar a convergência de renda *per capita* entre os estados brasileiros para o período de 1970 a 2005. Com este fim foram apresentados diversos conceitos de convergência utilizados na literatura, dentre eles o de sigma-convergência, que estuda como evolui a dispersão de renda *per capita* entre as unidades de federação e o de beta convergência, que nos diz que economias mais pobres tendem a crescer mais que economias mais ricas, e, portanto, no longo prazo todas estariam no mesmo *steady-state*. Além disso, aplicou-se metodologia derivada da cadeia de *Markov* para calcular a distribuição de longo prazo da economia.

Pode-se inferir pelo que foi apresentado, que houve queda significativa da desigualdade entre os estados brasileiros. O coeficiente de variação e a relação entre rendas *per capita* apresentaram índices melhores aos verificados para o ano de 1970, após a exclusão do Distrito Federal. Observou-se também que redução expressiva da desigualdade ocorreu até o ano de 1985, apresentando diminuição moderada a partir de então. O índice de Theil proporcionou uma melhora quando comparada com o início do período, todavia a diminuição da desigualdade entre os estados deveu-se principalmente à redução da diferença entre as rendas *per capita* dentro de cada região específica e não entre as regiões.

Do mesmo modo, testando o conceito de beta-convergência, verificamos que esta ocorre a uma velocidade bem inferior quando utilizamos metodologia tradicional de mínimos quadrados ordinários, em torno de 1%. Já, ao corrigirmos pelos efeitos específicos de cada estado através do GMM em primeira diferença, a velocidade de convergência passa ser de 15%. Portanto, diferenças de tecnologia ou instituições são de extrema importância para explicar a convergência de renda *per capita* entre os estados brasileiros.

Por último foi calculada através da utilização da cadeia de *Markov* a distribuição de renda de longo prazo. Esta é uma técnica que vem sendo muito utilizada ultimamente, pois tem a vantagem de permitir uma análise da distribuição limite sem a necessidade de depender de todas as informações do passado e além do mais possibilita visualizar de que forma seria a distribuição no longo prazo.

Após a análise chegou-se a conclusão de que as unidades de federação estariam caminhando no sentido de sua distribuição de longo prazo, onde a maioria dos estados estaria concentrada em níveis de renda mais baixos, quando da segmentação em cinco níveis de

renda e horizonte de tempo maior. No entanto se trabalharmos com seis níveis de renda e um horizonte de tempo de cinco anos para analisar a transição, os estados tendem a se concentrar em dois níveis de renda, um rico e outro pobre. Observamos, portanto, uma tendência à formação de clubes de convergência nesse caso.

Nesse sentido, pode-se concluir a favor da ocorrência de convergência da renda *per capita* entre os estados brasileiros, já que além de verificarmos beta convergência, observou-se também melhora nos indicadores de desigualdade regionais, sendo este um indício de sigma-convergência. Ao mesmo tempo, constatou-se redução da concentração nas faixas de renda nos extremos da distribuição de renda de longo prazo da economia brasileira.

Vale ressaltar que durante todo o trabalho o Distrito Federal, por se tratar da capital federal e apresentar atividade econômica muito distinta das outras unidades de federação, foi tratado de maneira diferenciada. A partir do ano de 1991 a capital brasileira ultrapassou o estado de São Paulo tornando-se a unidade de federação com a maior renda *per capita* e se distanciou ainda mais dos outros estados.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrade, E.; Laurini, M; Pereira, P. L. Vals. (2003). “Clubes de Convergência de Renda para os Municípios Brasileiros: Uma Análise Não-Paramétrica”. *Ibmec Working Papers* n°6.
- Azzoni, C. R. (1996). “Economic growth and regional income inequalities in Brazil (1939-1992)”, FEA-USP, mimeo.
- Azoni, C., (1997). “Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB. 1939-1995”. *Estudos Econômicos* 27(3), pág. 341-393.
- Azzoni, C. R.; Barossi-Filho, M. (2002). “A time series analysis of regional income convergence in Brazil”. *Anais do XXX Encontro Nacional da ANPEC*, Nova Friburgo-RJ.
- Azzoni, C.; Silveira-Neto, R. (2005). “Decomposing regional growth: Labor force participation rates, structural changes, and sectoral factor reallocation”. *The Annals of Regional Science*, 39(2):221–239.
- Azzoni, C. R., Menezes-Filho, N., Menezes, T. and Silveira-Neto, R. (2000) “Geography and income convergence among Brazilian states”, *Inter-American Development Bank*, Washington DC, Research Network Working Paper R-395, May 2000
- Barro, R.; Sala-i-Martin, X. (1991). “Convergence across states and regions”, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, p. 107-182.
- Barro, R.; Sala-i-Martin, X. (1992). “Convergence”, *Journal of Political Economy* 100(2), p. 223-251.
- Barro, R.; Sala-i-Martin, X., (1995). “Economic Growth”. McGraw-Hill, Inc.
- Bond, S.; Hoeffler, A.; Temple, J. (2001). “GMM Estimation of Empirical Growth Models”. University of Oxford, Institute for Fiscal Studies.
- Caselli, F., Esquivel, G.; Lefort, F. (1996). "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics". *Journal of Economic Growth* 1, no. 3, p. 363–389.
- Cavalcante, L. R. M. T. (2003). “Desigualdades Regionais no Brasil: Uma análise do período 1985-1999”. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza: BNB, v. 34, n. 3, p. 466-481.
- Durlauf, S.N.; Johnson; P.A. (1995). “Multiple regimes and cross-country growth behavior”, *Journal of Applied Econometrics*, 10, p. 365-384.
- Deaton, A. (1985). “Panel Data from Time Series of Cross-Sections.” *Journal of Econometrics*. 30, p.109-126.
- Ellery Jr., R.; Ferreira, P. C, (1994) “Crescimento econômico e convergência entre as rendas dos estados brasileiros”. *Anais do XVI Encontro Brasileiro de Econometria (SBE)*, p. 264-286.

- Ferreira, A. H. B.; Diniz, C. (1995). “Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil”, *Revista de Economia Política*, 15(4), p.38-56.
- Ferreira, A. H. B. (1996). “A distribuição interestadual da renda no Brasil (1950-85)”. *Revista Brasileira de Economia*, 50, p. 469-485.
- Ferreira, A. H. B. (1998). “Evolução recente das rendas per capita estaduais no Brasil”. *Revista de Economia Política*, 18, p.90-97.
- Ferreira, A. H. B. (1999). “Concentração Regional e Dispersão das Rendas per capita Estaduais:um Comentário”, *Estudos Econômicos*, v. 29, n° 1, p. 47-63.
- Ferreira, A. H. B. (2000). “Convergence in Brazil: recent trends and long-run Prospects”, *Applied Economics*, 32, p. 479-489.
- Friedman, M. (1992). “Do old fallacies ever die?” *Journal of Economic Literature*, v. 30, p. 2129-2132,
- Gondim, J. L. B. ; Barreto, F. A. F. D.(2004) . “O Uso do Núcleo Estocástico para Identificação de Clubes de Convergência entre Estados e Municípios Brasileiros”. In: XXXII Encontro Nacional de Economia, 2004, João Pessoa-PB. Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia, 2004.
- Islam, N. (1995). “Growth Empirics: A Panel Data Approach.” *Quarterly Journal of Economics*. 110 (4), p.1127-1170.
- Jones, C, (1997) “On the evolution of the world income distribution”. *Journal of Economic Perspectives*, 11(3), p.19-36.
- Li, Q.; D. Papell (1999): “Convergence of international output Time series evidence for 16 OECD countries,”*International Review of Economics and Finance*, 8, p. 267–280.
- Mankiw, G., Romer, P.; Weil, D. N., (1992). “A contribution to the empirics of economic growth”. *Quarterly Journal of Economics*, 107, p.407-437.
- Menezes, T.; Azzoni, C. (1999) "Convergência de renda real e nominal entre as regiões metropolitanas brasileiras: uma análise de dados de painel" FEA/USP, Departamento de Economia, mimeo.
- Mossi, M. B.; Aroca, P.; Fernández, I. J.; Azzoni, C. R. (2003) “Growth dynamics and space in Brazil”. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 3, p. 393-418, July 2003.
- Oxley, L.; Greasley, D. (1995). “A time series perspective on convergence: Australia, UK and the US since 1870”, *Economic Record*, 71, p. 259–270.
- Quah, D. (1993) “Empirical cross-section dynamics in economic growth”. *European Economic Review*, 37. p. 426-434.
- Schwartzman, A., (1996). “Convergence across Brazilian States”. Discussion Paper, n 02/96. IPE, Universidade de São Paulo, 1996.

Silveira Neto, R. M. ; Campelo, A. K. (2003). “Radiografando as Disparidades Regionais de Renda no Brasil: Evidências a Partir de Regressões Quantílicas”. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 34, n. jul-set, p. 359-378.

Solow, R. (1956). “A Contribution to the Theory of Economic Growth”. *Quarterly Journal of Economics* 70, p. 65-94.

Stokey, L.; Lucas Jr, R. (1989). “Métodos recursivos em economia dinâmica”. Cambridge: Harvard University Press.

Swan, T. W. (1956), "Economic Growth and Capital Accumulation", *Economic Record*, 32, p. 334-361.

Williamson, J. (1965). “Regional inequality and process of national development: a description of the patterns”. *Economic Development and Cultural Change* Vol 13 N° 4 Part II, p. 2-84.

Wooldridge, J. (2001). “Econometric analysis of cross section and panel data”. Cambridge: The MIT Press. 735 p.

Zini, A.; Sachs, J. (1996). “Regional inequality in Brazil”, FEA-USP, mimeo.

## Apêndice A – O Modelo Teórico

Nesse apêndice iremos apresentar o modelo de crescimento de Solow (1956), que é baseado numa função de produção neoclássica com retornos decrescentes do capital. O modelo de Solow assume a taxa de poupança, crescimento da população e progresso tecnológico como exógenos. Capital e trabalho são os dois fatores de produção e pagam suas produtividades marginais. Considere então a seguinte função:

$$(1) \quad Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}$$

onde,  $Y$  é o produto,  $K$  capital,  $L$  trabalho e  $A$  o nível de tecnologia. Assume-se que  $A$  e  $L$  crescem exogenamente a taxas  $n$  e  $g$ :

$$(2) \quad L_t = L_0 e^{nt}$$

$$(3) \quad A_t = A_0 e^{gt}$$

O número efetivo de unidades de trabalho,  $A_t L_t$ , cresce à taxa  $n + g$ .

A acumulação de capital por trabalhador efetivo em *steady state* será dada por:

$$(4) \quad \frac{d\hat{k}_t}{dt} = s\hat{y}_t - (n + g + \delta)\hat{k}_t = s\hat{k}_t^\alpha - (n + g + \delta)\hat{k}_t$$

onde,  $\hat{k}_t = K_t / AL_t$ ,  $\hat{y}_t = Y_t / AL_t$  e  $\delta$  a taxa de depreciação. O valor de *steady state* de  $\hat{k}$  é dado por:

$$(5) \quad \hat{k}^* = \left( \frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

Como o produto por trabalhador efetivo é dado por  $\hat{y}_t = \hat{k}_t^\alpha$ , podemos aproximar sua variação em torno do *steady state* para obter (em logs):

$$(6) \quad \frac{d \ln \hat{y}_t}{dt} = \lambda [\ln(\hat{y}^*) - \ln(\hat{y}_t)]$$

onde  $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha)$ .

A equação acima implica que:

$$(7) \quad \ln(\hat{y}_2) = (1 - e^{-\lambda T}) \ln(\hat{y}^*) + e^{-\lambda T} \ln(\hat{y}_1)$$

onde  $\hat{y}_1$  é a renda por trabalhador efetivo em algum ponto inicial do tempo e  $T = (t_2 - t_1)$ .

Subtraindo  $\ln \hat{y}_1$  de ambos os lados temos:

$$(8) \quad \ln(\hat{y}_2) - \ln(\hat{y}_1) = (1 - e^{-\lambda T}) \ln(\hat{y}^*) - (1 - e^{-\lambda T}) \ln(\hat{y}_1)$$

Vamos reformular a equação acima para a obtermos em termos de produto *per capita*, em vez de produto por trabalhador efetivo:

$$(9) \quad \hat{y}_t = \frac{Y_t}{A_t L_t} = \frac{Y_t}{L_t A_0 e^{gt}}$$

Logo,

$$(10) \quad \ln(\hat{y}_t) = \ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) - \ln(A_0) - gt = \ln(y_t) - \ln(A_0) - gt,$$

onde  $y_t$  é a renda *per capita*. Substituindo em (8) temos:

$$(11) \quad \ln(y_2) - \ln(y_1) = (1 - e^{-\lambda T}) \ln(\hat{y}^*) - (1 - e^{-\lambda T}) \ln(y_1) + (1 - e^{-\lambda T}) \ln(A_0) + g(t_2 - e^{-\lambda T} t_1).$$

Alternativamente, se agruparmos todos os termos com  $\ln y_1$  do lado direito da equação temos:

$$(12) \quad \ln(y_2) = (1 - e^{-\lambda T}) \ln(\hat{y}^*) + e^{-\lambda T} \ln(y_1) + (1 - e^{-\lambda T}) \ln(A_0) + g(t_2 - e^{-\lambda T} t_1).$$

Claramente a equação acima representa um painel dinâmico com o termo  $(1 - e^{-\lambda T}) \ln(A_0)$  sendo os efeitos específicos de cada estado. Escrevendo na notação convencional de dados em painel temos:

$$(13) \quad \ln y_{it} = \beta_0 + \gamma \ln y_{it-1} + \eta_t + \mu_i + v_{it},$$

onde

$\gamma = e^{-\lambda T}$ , sendo  $\lambda$  a velocidade de convergência;

$\eta_t = g(t_2 - e^{-\lambda T} t_1)$ , o efeito temporal específico de cada ano;

$\mu_i = (1 - e^{-\lambda T}) \ln(A_0)$ , o efeito específico de cada estado;

$\beta_0 = (1 - e^{-\lambda T}) \ln(\hat{y}^*)$ , a constante que representa o *steady state*

$v_{it}$ , o termo de erro que varia entre os estados e no tempo.

A especificação acima foi aplicada por Islam (1995), que ainda substituiu os valores correspondentes ao estado estacionário, verificando, portanto, convergência condicional à taxa de crescimento da população e à taxa de poupança. As metodologias aplicadas por Islam (1995) para estimar a regressão acima foram os estimadores de mínima distância e o de efeitos fixos.

Caselli, Equivel e Lefort (1996) argumentam que a metodologia acima não é a mais adequada, já que Islam (1995) ignora o problema de endogeneidade presente na regressão. Ainda, a estimação direta de uma regressão por efeito fixo no contexto de um painel dinâmico leva a estimadores inconsistentes. Isso ocorre, pois por construção, a variável dependente defasada é correlacionada com a média dos erros individuais. Desta forma, os autores usam uma aplicação do método generalizado de momentos (GMM) proposto por Arellano e Bond (1991). O procedimento consiste em tirar a primeira diferença da equação (13), eliminando os efeitos específicos de cada estado.

$$(14) \quad \ln y_{it} - \ln y_{it-1} = \tilde{\gamma}(\ln y_{it-1} - \ln y_{it-2}) + (\eta_{it} - \eta_{it-1}) + (v_{it} - v_{it-1})$$

Agora surge um novo problema, a variável dependente defasada está correlacionada com o termo de erro composto através do termo contemporâneo no período  $t-1$ . Para solucioná-lo utiliza-se como variável instrumental o valor passado da variável explicativa, por exemplo,  $\ln y_{it-2}$  no lugar de  $(\ln y_{it-1} - \ln y_{it-2})$ . No mais, a hipótese de que os erros não são autocorrelacionados em primeira ordem é necessária (i.e.  $E[v_{it}v_{it-1}] = 0$ ) para a consistência da estimação. Esta será a especificação utilizada no decorrer do estudo.

## APÊNDICE B - Tabelas

**Tabela A.1 – Índice de Theil inter-regional e intra-regional c/ DF – 1970 a 2005**

|             | Theil |                |                | Theil intra-regional |       |       |       |       |
|-------------|-------|----------------|----------------|----------------------|-------|-------|-------|-------|
|             | Theil | inter-regional | intra-regional | N                    | NE    | CO    | SE    | S     |
| <b>1970</b> | 0,228 | 0,155          | 0,073          | 0,021                | 0,042 | 0,142 | 0,110 | 0,026 |
| <b>1975</b> | 0,225 | 0,162          | 0,063          | 0,030                | 0,047 | 0,111 | 0,091 | 0,010 |
| <b>1980</b> | 0,170 | 0,126          | 0,045          | 0,029                | 0,045 | 0,113 | 0,049 | 0,009 |
| <b>1985</b> | 0,142 | 0,096          | 0,046          | 0,071                | 0,077 | 0,052 | 0,036 | 0,006 |
| <b>1986</b> | 0,131 | 0,089          | 0,042          | 0,073                | 0,063 | 0,046 | 0,035 | 0,007 |
| <b>1987</b> | 0,150 | 0,106          | 0,045          | 0,075                | 0,062 | 0,057 | 0,041 | 0,005 |
| <b>1988</b> | 0,156 | 0,111          | 0,046          | 0,084                | 0,059 | 0,059 | 0,043 | 0,006 |
| <b>1989</b> | 0,159 | 0,116          | 0,043          | 0,050                | 0,052 | 0,081 | 0,042 | 0,005 |
| <b>1990</b> | 0,143 | 0,106          | 0,038          | 0,054                | 0,042 | 0,063 | 0,040 | 0,003 |
| <b>1991</b> | 0,134 | 0,097          | 0,037          | 0,050                | 0,042 | 0,115 | 0,031 | 0,004 |
| <b>1992</b> | 0,144 | 0,106          | 0,038          | 0,057                | 0,043 | 0,098 | 0,031 | 0,009 |
| <b>1993</b> | 0,136 | 0,100          | 0,036          | 0,053                | 0,042 | 0,081 | 0,031 | 0,012 |
| <b>1994</b> | 0,127 | 0,098          | 0,029          | 0,036                | 0,035 | 0,070 | 0,023 | 0,010 |
| <b>1995</b> | 0,137 | 0,104          | 0,033          | 0,055                | 0,036 | 0,087 | 0,027 | 0,007 |
| <b>1996</b> | 0,128 | 0,097          | 0,031          | 0,070                | 0,031 | 0,090 | 0,023 | 0,004 |
| <b>1997</b> | 0,132 | 0,100          | 0,033          | 0,061                | 0,033 | 0,106 | 0,025 | 0,004 |
| <b>1998</b> | 0,134 | 0,098          | 0,036          | 0,057                | 0,038 | 0,137 | 0,027 | 0,003 |
| <b>1999</b> | 0,131 | 0,098          | 0,033          | 0,050                | 0,036 | 0,102 | 0,026 | 0,002 |
| <b>2000</b> | 0,129 | 0,095          | 0,034          | 0,059                | 0,036 | 0,123 | 0,023 | 0,004 |
| <b>2001</b> | 0,126 | 0,092          | 0,034          | 0,052                | 0,038 | 0,115 | 0,024 | 0,004 |
| <b>2002</b> | 0,128 | 0,094          | 0,034          | 0,037                | 0,019 | 0,151 | 0,034 | 0,002 |
| <b>2003</b> | 0,126 | 0,095          | 0,031          | 0,035                | 0,016 | 0,133 | 0,031 | 0,001 |
| <b>2004</b> | 0,122 | 0,094          | 0,027          | 0,034                | 0,017 | 0,127 | 0,024 | 0,001 |
| <b>2005</b> | 0,120 | 0,090          | 0,030          | 0,034                | 0,017 | 0,146 | 0,027 | 0,002 |

Fonte: IPEADATA; Elaboração: Própria

**Tabela A.2 – Índice de Theil inter-regional e intra-regional s/ DF – 1970 a 2005**

|             | Theil |                |                | Theil intra-regional |       |       |       |       |
|-------------|-------|----------------|----------------|----------------------|-------|-------|-------|-------|
|             | Theil | inter-regional | intra-regional | N                    | NE    | CO    | SE    | S     |
| <b>1970</b> | 0,227 | 0,161          | 0,066          | 0,021                | 0,042 | 0,009 | 0,110 | 0,026 |
| <b>1975</b> | 0,225 | 0,168          | 0,057          | 0,030                | 0,047 | 0,009 | 0,091 | 0,010 |
| <b>1980</b> | 0,169 | 0,130          | 0,038          | 0,029                | 0,045 | 0,014 | 0,049 | 0,009 |
| <b>1985</b> | 0,143 | 0,099          | 0,043          | 0,071                | 0,077 | 0,007 | 0,036 | 0,006 |
| <b>1986</b> | 0,131 | 0,092          | 0,040          | 0,073                | 0,063 | 0,008 | 0,035 | 0,007 |
| <b>1987</b> | 0,151 | 0,109          | 0,042          | 0,075                | 0,062 | 0,012 | 0,041 | 0,005 |
| <b>1988</b> | 0,157 | 0,115          | 0,043          | 0,084                | 0,059 | 0,014 | 0,043 | 0,006 |
| <b>1989</b> | 0,160 | 0,121          | 0,038          | 0,050                | 0,052 | 0,018 | 0,042 | 0,005 |
| <b>1990</b> | 0,144 | 0,110          | 0,034          | 0,054                | 0,042 | 0,005 | 0,040 | 0,003 |
| <b>1991</b> | 0,131 | 0,102          | 0,030          | 0,050                | 0,042 | 0,003 | 0,031 | 0,004 |
| <b>1992</b> | 0,143 | 0,111          | 0,032          | 0,057                | 0,043 | 0,008 | 0,031 | 0,009 |
| <b>1993</b> | 0,136 | 0,105          | 0,031          | 0,053                | 0,042 | 0,010 | 0,031 | 0,012 |
| <b>1994</b> | 0,127 | 0,102          | 0,025          | 0,036                | 0,035 | 0,012 | 0,023 | 0,010 |
| <b>1995</b> | 0,136 | 0,108          | 0,028          | 0,055                | 0,036 | 0,012 | 0,027 | 0,007 |
| <b>1996</b> | 0,127 | 0,102          | 0,025          | 0,070                | 0,031 | 0,010 | 0,023 | 0,004 |
| <b>1997</b> | 0,131 | 0,105          | 0,026          | 0,061                | 0,033 | 0,013 | 0,025 | 0,004 |
| <b>1998</b> | 0,130 | 0,102          | 0,027          | 0,057                | 0,038 | 0,013 | 0,027 | 0,003 |
| <b>1999</b> | 0,129 | 0,102          | 0,027          | 0,050                | 0,036 | 0,021 | 0,026 | 0,002 |
| <b>2000</b> | 0,125 | 0,100          | 0,026          | 0,059                | 0,036 | 0,015 | 0,023 | 0,004 |
| <b>2001</b> | 0,122 | 0,096          | 0,026          | 0,052                | 0,038 | 0,011 | 0,024 | 0,004 |
| <b>2002</b> | 0,118 | 0,094          | 0,023          | 0,037                | 0,019 | 0,002 | 0,034 | 0,002 |
| <b>2003</b> | 0,116 | 0,095          | 0,021          | 0,035                | 0,016 | 0,007 | 0,031 | 0,001 |
| <b>2004</b> | 0,112 | 0,094          | 0,019          | 0,034                | 0,017 | 0,014 | 0,024 | 0,001 |
| <b>2005</b> | 0,110 | 0,090          | 0,020          | 0,034                | 0,017 | 0,011 | 0,027 | 0,002 |

Fonte: IPEADATA; Elaboração: Própria

**Tabela A.3- Coeficiente de Variação normal e ponderado– 1970 a 2005**

|             | CV normal |       | CV ponderado |       |
|-------------|-----------|-------|--------------|-------|
|             | s/ DF     | c/ DF | c/ DF        | s/ DF |
| <b>1970</b> | 0,694     | 0,634 | 0,660        | 0,658 |
| <b>1975</b> | 0,705     | 0,689 | 0,630        | 0,630 |
| <b>1980</b> | 0,613     | 0,554 | 0,538        | 0,533 |
| <b>1985</b> | 0,490     | 0,492 | 0,479        | 0,480 |
| <b>1986</b> | 0,479     | 0,478 | 0,462        | 0,462 |
| <b>1987</b> | 0,509     | 0,512 | 0,499        | 0,500 |
| <b>1988</b> | 0,526     | 0,529 | 0,510        | 0,511 |
| <b>1989</b> | 0,532     | 0,532 | 0,509        | 0,509 |
| <b>1990</b> | 0,507     | 0,502 | 0,489        | 0,489 |
| <b>1991</b> | 0,558     | 0,487 | 0,474        | 0,466 |
| <b>1992</b> | 0,551     | 0,518 | 0,484        | 0,481 |
| <b>1993</b> | 0,539     | 0,516 | 0,469        | 0,467 |
| <b>1994</b> | 0,522     | 0,499 | 0,451        | 0,448 |
| <b>1995</b> | 0,541     | 0,511 | 0,472        | 0,469 |
| <b>1996</b> | 0,541     | 0,505 | 0,458        | 0,454 |
| <b>1997</b> | 0,556     | 0,505 | 0,468        | 0,462 |
| <b>1998</b> | 0,596     | 0,497 | 0,475        | 0,460 |
| <b>1999</b> | 0,548     | 0,501 | 0,462        | 0,457 |
| <b>2000</b> | 0,578     | 0,497 | 0,461        | 0,448 |
| <b>2001</b> | 0,573     | 0,486 | 0,456        | 0,442 |
| <b>2002</b> | 0,664     | 0,446 | 0,493        | 0,448 |
| <b>2003</b> | 0,647     | 0,449 | 0,482        | 0,439 |
| <b>2004</b> | 0,635     | 0,454 | 0,468        | 0,427 |
| <b>2005</b> | 0,642     | 0,447 | 0,475        | 0,431 |

Fonte: IPEADATA; Elaboração: Própria

**Tabela A.4- PIB per capita por UF – R\$ mil – 1970 a 2005**

|             | <b>AC</b> | <b>AL</b> | <b>AM</b> | <b>AP</b> | <b>BA</b> | <b>CE</b> | <b>DF</b> | <b>ES</b> | <b>GO+TO</b> |
|-------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------------|
| <b>1970</b> | 1.698     | 1.222     | 2.055     | 2.797     | 1.449     | 0.942     | 6.713     | 2.100     | 1.474        |
| <b>1975</b> | 1.431     | 1.703     | 3.009     | 1.977     | 2.117     | 1.297     | 7.768     | 2.781     | 2.176        |
| <b>1980</b> | 2.932     | 2.537     | 5.908     | 3.525     | 3.482     | 2.212     | 12.877    | 5.512     | 3.680        |
| <b>1985</b> | 3.023     | 3.177     | 7.181     | 4.324     | 4.183     | 2.464     | 8.195     | 6.188     | 3.419        |
| <b>1986</b> | 3.285     | 3.003     | 8.426     | 4.115     | 4.137     | 2.569     | 8.982     | 6.520     | 3.928        |
| <b>1987</b> | 3.094     | 3.255     | 8.729     | 4.224     | 3.890     | 2.439     | 8.800     | 5.574     | 3.514        |
| <b>1988</b> | 3.248     | 2.747     | 9.012     | 4.967     | 4.066     | 2.541     | 9.116     | 5.907     | 3.571        |
| <b>1989</b> | 3.301     | 2.444     | 9.042     | 6.733     | 4.045     | 2.562     | 10.286    | 6.961     | 3.449        |
| <b>1990</b> | 3.066     | 2.597     | 7.997     | 5.148     | 3.498     | 2.349     | 9.301     | 5.892     | 3.575        |
| <b>1991</b> | 2.924     | 2.592     | 7.273     | 5.015     | 3.398     | 2.643     | 13.193    | 5.830     | 3.830        |
| <b>1992</b> | 3.052     | 2.600     | 6.586     | 5.207     | 3.358     | 2.582     | 11.089    | 5.784     | 3.430        |
| <b>1993</b> | 3.045     | 2.466     | 7.982     | 4.782     | 3.438     | 2.642     | 10.774    | 5.810     | 3.662        |
| <b>1994</b> | 3.421     | 2.644     | 7.241     | 5.210     | 3.544     | 2.830     | 11.093    | 6.642     | 4.026        |
| <b>1995</b> | 3.111     | 2.283     | 6.784     | 5.051     | 3.241     | 2.730     | 10.898    | 6.800     | 3.562        |
| <b>1996</b> | 2.973     | 2.420     | 7.206     | 4.449     | 3.377     | 2.872     | 11.339    | 6.612     | 3.659        |
| <b>1997</b> | 3.071     | 2.520     | 6.648     | 4.487     | 3.485     | 2.953     | 12.368    | 6.554     | 3.657        |
| <b>1998</b> | 3.168     | 2.549     | 6.497     | 4.043     | 3.465     | 2.986     | 14.600    | 6.623     | 3.745        |
| <b>1999</b> | 3.042     | 2.430     | 5.995     | 3.761     | 3.430     | 2.806     | 11.637    | 6.483     | 3.492        |
| <b>2000</b> | 3.048     | 2.471     | 6.663     | 4.216     | 3.666     | 2.774     | 14.224    | 6.880     | 3.875        |
| <b>2001</b> | 3.071     | 2.415     | 6.538     | 4.248     | 3.610     | 2.600     | 14.240    | 6.496     | 4.057        |
| <b>2002</b> | 4.040     | 2.798     | 6.051     | 5.391     | 3.754     | 3.101     | 21.373    | 6.856     | 5.498        |
| <b>2003</b> | 3.987     | 2.777     | 5.941     | 4.755     | 3.671     | 3.026     | 20.645    | 6.880     | 5.511        |
| <b>2004</b> | 4.289     | 2.922     | 6.505     | 4.747     | 3.904     | 3.123     | 20.938    | 8.106     | 5.618        |
| <b>2005</b> | 4.440     | 2.954     | 6.511     | 4.841     | 4.145     | 3.186     | 21.752    | 8.731     | 5.436        |

Fonte: IPEADATA; Elaboração: Própria

|             | <b>MA</b> | <b>MG</b> | <b>MS+MT</b> | <b>PA</b> | <b>PB</b> | <b>PE</b> | <b>PI</b> | <b>PR</b> | <b>RJ</b> |
|-------------|-----------|-----------|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| <b>1970</b> | 0.785     | 2.057     | 1.947        | 1.446     | 0.853     | 1.610     | 0.624     | 2.236     | 5.288     |
| <b>1975</b> | 1.012     | 3.291     | 2.872        | 1.785     | 1.306     | 2.309     | 0.910     | 4.370     | 7.315     |
| <b>1980</b> | 1.605     | 5.351     | 5.140        | 3.464     | 1.793     | 3.130     | 1.333     | 5.736     | 9.244     |
| <b>1985</b> | 1.386     | 5.505     | 4.315        | 3.038     | 2.005     | 3.292     | 1.392     | 6.139     | 8.786     |
| <b>1986</b> | 1.548     | 5.614     | 5.057        | 3.516     | 2.214     | 3.682     | 1.557     | 6.437     | 8.338     |
| <b>1987</b> | 1.417     | 6.034     | 4.799        | 3.617     | 2.187     | 3.730     | 1.497     | 6.705     | 8.310     |
| <b>1988</b> | 1.577     | 6.128     | 4.985        | 3.513     | 2.135     | 3.648     | 1.446     | 6.898     | 8.518     |
| <b>1989</b> | 1.673     | 6.428     | 5.031        | 4.489     | 2.296     | 3.742     | 1.534     | 7.801     | 8.487     |
| <b>1990</b> | 1.495     | 5.452     | 4.360        | 3.844     | 2.438     | 3.445     | 1.602     | 6.933     | 7.827     |
| <b>1991</b> | 1.514     | 5.567     | 4.529        | 3.739     | 2.435     | 3.736     | 1.622     | 6.429     | 8.847     |
| <b>1992</b> | 1.472     | 5.469     | 4.433        | 3.142     | 2.116     | 3.392     | 1.452     | 6.265     | 8.527     |
| <b>1993</b> | 1.467     | 5.577     | 4.874        | 4.283     | 2.247     | 3.395     | 1.635     | 6.533     | 8.591     |
| <b>1994</b> | 1.602     | 6.115     | 5.464        | 4.425     | 2.514     | 3.549     | 1.757     | 6.998     | 8.611     |
| <b>1995</b> | 1.443     | 5.648     | 4.849        | 3.255     | 2.420     | 3.503     | 1.769     | 6.427     | 8.256     |
| <b>1996</b> | 1.649     | 5.941     | 4.892        | 3.115     | 2.523     | 3.625     | 1.836     | 6.738     | 8.121     |
| <b>1997</b> | 1.629     | 6.041     | 5.057        | 3.004     | 2.482     | 3.649     | 1.828     | 6.844     | 8.390     |
| <b>1998</b> | 1.502     | 5.870     | 5.149        | 2.981     | 2.455     | 3.665     | 1.813     | 6.966     | 8.195     |
| <b>1999</b> | 1.496     | 5.594     | 5.278        | 2.877     | 2.455     | 3.505     | 1.775     | 6.889     | 8.484     |
| <b>2000</b> | 1.616     | 5.888     | 5.459        | 3.007     | 2.670     | 3.655     | 1.863     | 6.847     | 9.513     |
| <b>2001</b> | 1.635     | 5.703     | 5.483        | 3.105     | 2.704     | 3.614     | 1.771     | 6.843     | 9.261     |
| <b>2002</b> | 2.189     | 5.731     | 6.236        | 3.243     | 2.938     | 3.593     | 2.112     | 7.425     | 9.582     |
| <b>2003</b> | 2.271     | 5.793     | 7.037        | 3.237     | 2.918     | 3.484     | 2.173     | 7.982     | 9.134     |
| <b>2004</b> | 2.424     | 6.307     | 7.878        | 3.507     | 2.844     | 3.572     | 2.228     | 8.161     | 9.907     |
| <b>2005</b> | 2.616     | 6.311     | 7.352        | 3.526     | 2.956     | 3.739     | 2.332     | 7.779     | 10.119    |

Fonte: IPEADATA; Elaboração: Própria

|             | <b>RN</b> | <b>RO</b> | <b>RR</b> | <b>RS</b> | <b>SC</b> | <b>SE</b> | <b>SP</b> |
|-------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| <b>1970</b> | 0.987     | 2.669     | 2.301     | 3.684     | 2.634     | 1.368     | 6.3311    |
| <b>1975</b> | 1.646     | 1.884     | 2.601     | 5.728     | 4.188     | 1.895     | 9.082014  |
| <b>1980</b> | 2.536     | 4.173     | 3.975     | 7.751     | 6.888     | 2.592     | 11.44669  |
| <b>1985</b> | 3.016     | 4.868     | 3.802     | 7.766     | 6.744     | 5.822     | 10.63442  |
| <b>1986</b> | 2.909     | 5.407     | 4.462     | 8.313     | 7.386     | 5.509     | 10.81563  |
| <b>1987</b> | 2.933     | 4.913     | 4.428     | 8.394     | 7.390     | 4.437     | 11.73093  |
| <b>1988</b> | 2.852     | 4.579     | 4.499     | 8.834     | 7.806     | 4.257     | 12.19426  |
| <b>1989</b> | 3.321     | 5.192     | 5.382     | 9.466     | 9.806     | 3.878     | 12.71377  |
| <b>1990</b> | 2.747     | 4.008     | 4.779     | 8.220     | 7.595     | 3.562     | 10.82793  |
| <b>1991</b> | 2.976     | 3.314     | 3.819     | 7.799     | 7.051     | 3.917     | 10.22626  |
| <b>1992</b> | 2.673     | 3.010     | 3.276     | 8.503     | 7.616     | 3.782     | 10.06364  |
| <b>1993</b> | 2.981     | 3.415     | 2.616     | 9.173     | 7.196     | 4.025     | 10.17271  |
| <b>1994</b> | 2.982     | 3.484     | 2.645     | 9.518     | 7.665     | 3.704     | 10.31186  |
| <b>1995</b> | 2.746     | 3.423     | 2.579     | 8.379     | 7.178     | 3.249     | 10.06885  |
| <b>1996</b> | 2.873     | 3.522     | 2.463     | 8.342     | 7.529     | 3.317     | 10.03789  |
| <b>1997</b> | 2.985     | 3.698     | 2.500     | 8.384     | 7.441     | 3.404     | 10.41537  |
| <b>1998</b> | 2.897     | 3.819     | 2.773     | 8.104     | 7.142     | 3.331     | 10.31601  |
| <b>1999</b> | 2.942     | 3.760     | 2.697     | 7.900     | 7.122     | 3.258     | 9.82208   |
| <b>2000</b> | 3.319     | 3.888     | 3.347     | 8.302     | 7.844     | 3.283     | 9.919389  |
| <b>2001</b> | 3.178     | 3.784     | 3.238     | 8.325     | 7.766     | 4.101     | 9.678865  |
| <b>2002</b> | 3.515     | 4.294     | 5.369     | 8.348     | 8.276     | 4.200     | 11.00654  |
| <b>2003</b> | 3.377     | 4.643     | 5.404     | 8.571     | 8.587     | 4.174     | 10.79428  |
| <b>2004</b> | 3.554     | 4.870     | 4.973     | 8.682     | 9.055     | 4.249     | 10.91621  |
| <b>2005</b> | 3.750     | 5.103     | 5.084     | 8.380     | 9.165     | 4.300     | 11.3282   |

Fonte: IPEADATA; Elaboração: Própria

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)