

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA**

**CRESCIMENTO ECONÔMICO E DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL:
UMA ANÁLISE DE PAINEL DINÂMICO PARA O PERÍODO 1985-2002**

Pablo Urano de Carvalho Castelar

**Fortaleza
Maio de 2007**

Pablo Urano de Carvalho Castelar

**CRESCIMENTO ECONÔMICO E DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL:
UMA ANÁLISE DE PAINEL DINÂMICO PARA O PERÍODO 1985-2002**

Dissertação apresentada ao programa de Pós-graduação em Economia, Mestrado em Economia, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Dr. Marcelo Lettieri

**UFC
Fortaleza
Maio de 2007**

AGRADECIMENTO

Agradeço aos meus pais, Ivan e Ana, professores durante toda a minha vida e orientadores para todos os momentos. Agradeço também à minha irmã Marina, pelo companheirismo e o carinho.

Agradeço ao Dr. Marcelo Lettieri, pela orientação, disponibilidade para consultas e ensino de uma forma geral, ajudando sempre a melhor compreender a ciência econômica.

Agradeço ao Professor Edinaldo Tebaldi, que forneceu a idéia inicial para o trabalho e orientação fundamental para que este fosse completado.

Agradeço à CNPq, Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico, pelo apoio financeiro, fornecendo bolsa de estudos durante todo o curso de mestrado.

Agradeço à Viviane Ribeiro, pela ajuda em todos os momentos difíceis e alegres, dando apoio e incentivo, sempre ao meu lado.

Agradeço aos professores do CAEN, principalmente os professores Fabrício Linhares e Flávio Ataliba, por todos os ensinamentos e paciência.

Agradeço aos amigos do CAEN, todos os colegas de turmas passadas e posteriores, em especial Hélio Berni, Guilherme Irffi, Christiano Penna, Victor Hugo, Bruno Wichmann, Leandro Oliveira, Daniel Coelho, cuja amizade e assistência foram fundamentais e muito apreciadas.

Agradeço especialmente a Luciano Cezar, a quem dedico este trabalho, amigo que infelizmente não pode estar conosco nesta conclusão de curso, mas sem seu apoio e ajuda, certamente eu não estaria realizando esta conquista.

RESUMO

Esta dissertação estuda a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda nos 26 estados brasileiros, durante o período de 1985 a 2002. O método utilizado foi o de dados em painel, devido às suas vantagens, como a possibilidade de lidar com a heterogeneidade em micro-unidades, fornecendo maior variabilidade ao combinar a variação nas micro-unidades com a variação no tempo, aliviando os problemas de multicolinearidade e permitir uma melhor análise de ajustamento dinâmico. A formulação utilizada foi a proposta pelos trabalhos de FORBES (2000), BANERJEE e DUFFLO (2003) e PANIZZA (2002), utilizando dados do IPEA para crescimento econômico, desigualdade de renda, anos de estudo e investimento público. Através de regressões que utilizaram o método Arellano-Bond de 2 estágios, que corrige não apenas o viés introduzido pela variável endógena defasada, como também permite certo grau de endogeneidade nos outros regressores, foi constatado que a desigualdade afeta negativamente o crescimento, significando que quanto maior a desigualdade inicial, menor a taxa de crescimento do período. Outros resultados importantes encontrados são a relação positiva e extremamente robusta entre educação e os níveis de crescimento econômico e a relação negativa do investimento público e renda com o crescimento.

ABSTRACT

This dissertation studies the relationship between economic growth and income inequality in the 26 Brazilian states, during the 1985 to 2002 period. The method utilized here was panel data, due to its many advantages, like the possibility of dealing with heterogeneity in micro-units, providing greater variability in micro-units in relation to time, minimizing multicollinearity problems and allowing better analysis of dynamic adjustment. The formulation follows the ones proposed by such works as FORBES (2000), BANERJEE and DUFFLO (2003) and PANIZZA (2002), using data from IPEA for economic growth, income inequality, years of schooling and public investment. Through regressions that utilized the Arellano-Bond 2-step algorithm, which corrects not only the bias originated from the introduced lagged variable, but also allows a certain degree of endogeneity, it has been observed that inequality affects growth negatively, i.e., the greater the initial income inequality, the lesser the economic growth rate of the corresponding period. Other important results were the positive and robust relationship between schooling and growth and the negative relationship between income and investment with economic growth.

SUMÁRIO

1 - INTRODUÇÃO	7
2 - REVISÃO DA LITERATURA	11
2.1 - LITERATURA NACIONAL E EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA O BRASIL	23
3 - ANÁLISE DOS DADOS	25
4 - METODOLOGIA DE PESQUISA	28
4.1 - DISCUSSÃO DE RESULTADOS	36
4.2 – ANÁLISE DE SENSITIVIDADE	40
5 – CONCLUSÃO	46
6 - REFERENCIA BIBLIOGRÁFICA	49
7 - APÊNDICE	57

1. INTRODUÇÃO

No Brasil, a desigualdade de renda é tal que a posição do país em termos de justiça social está muito distante de qualquer padrão reconhecível como razoável no cenário mundial. A razão de se colocar a desigualdade como o foco de estudos como este é a intenção de compreender os efeitos do crescimento econômico na distribuição de renda e, em contrapartida, como este crescimento pode afetar a desigualdade. Dependendo do resultado de tais estudos, seria possível analisar as políticas econômicas vigentes no país, além de desmistificar certas crenças em relação às tentativas de redistribuição de renda. O objetivo do trabalho, portanto, é analisar a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda nos estados brasileiros no período de 1985 a 2002.

O propósito de estudar a relação entre crescimento e desigualdade nos estados brasileiros tem duas justificativas básicas. Em primeiro lugar, tal estudo poderá agregar novas evidências empíricas sobre uma relação em si controversa, já que parte da literatura afirma haver uma relação negativa entre a desigualdade de renda e o crescimento, enquanto um outro grupo de estudos, mais recentes, questiona tal relação. Em segundo lugar, tais constatações empíricas poderão ser relevantes na orientação de políticas públicas.

Portanto, torna-se fundamental estudar a desigualdade de renda, pois, como afirma ZILBERMAN (2004), independente de seus efeitos sobre o crescimento econômico, uma profunda desigualdade social, em que muitos são condenados à

miséria, já é um mal em si, quando julgada sob um prisma ético-moral. Sob um ponto de vista mais pragmático, a desigualdade poderia ser justificada na medida em que proporcionasse um maior crescimento econômico. De forma análoga, o seu combate seria justificável uma vez provado os seus efeitos para o bem-estar da sociedade.

KUZNETS (1955), pioneiro nos estudos que investigam a relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico, propondo uma curva, na forma de um “U invertido”, que relaciona renda e desigualdade. Posteriormente, vários autores analisam empiricamente a denominada Curva de Kuznets, verificando, em alguns casos, a sua regularidade empírica.¹

Tanto na literatura nacional (BARRETO, NETO, TEBALDI 2001, ZILBERMAN 2004) como na internacional (ZOU e LI 1998, BARRO 2000), a hipótese de que a desigualdade afeta negativamente o crescimento subsequente havia sido corroborada com frequência.

FORBES (2000), iniciando uma nova série de estudos que desafia esta crença de que a desigualdade de renda tem uma relação negativa com o crescimento econômico, através de uma análise com dados de painel encontra resultados os quais indicam que no curto e médio prazo, um aumento no nível de desigualdade de renda de um país tem uma relação significativamente positiva com o subsequente crescimento econômico.

BANERJEE e DUFFLO (2003) também realizaram um estudo *cross-country* visando avaliar a correlação entre desigualdade e crescimento, apresentando resultados

¹ Ver o artigo com dados *cross-country* de BARROS (2000)

para todos os métodos utilizados anteriormente na literatura, e chegam à conclusão que há forte evidência que põe em dúvida a validade da hipótese de linearidade do efeito da desigualdade no crescimento.

PANIZZA (2002), analisando dados dos estados norte-americanos, descobre uma relação negativa entre desigualdade de renda e crescimento econômico, mas observa que tal relação não é robusta para diferentes medidas de desigualdade, o que levou, neste trabalho, a também utilizar-se outra medida além do índice de Gini.

Desta forma, o que tem sido observado na literatura é uma divergência entre dois grupos de trabalhos: em um destes grupos, que tem sido por muito tempo aceito como a linha tradicional dos artigos de crescimento, encontra-se uma relação negativa entre desigualdade e crescimento - países com maior desigualdade teriam, em consequência disso, piores resultados nas taxas de crescimento. O outro grupo, tendo como expoentes FORBES (2000) e BANERJEE e DUFFLO (2003), questiona esta relação, ou a linearidade da relação entre desigualdade e crescimento, encontrando evidências empíricas que não corroboram uma relação negativa, pelo menos no curto e médio prazo.

Nessa dissertação, pretende-se utilizar da formulação teórica destes trabalhos citados, para fazer uma análise da economia brasileira, buscando compreender as diferenças regionais existentes na relação entre desigualdade e crescimento econômico. Ou seja, partir da equação de crescimento econômico que foi utilizada por FORBES (2000) e, através da técnica de dados de painel, construir regressões para compreender a relação de causalidade entre crescimento e desigualdade. Neste processo, fazer uso de

diversas técnicas econométricas, como os modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios, OLS *pooled*, e os modelos Arellano-Bond e Arellano-Bond de 2 estágios.

Através de dados oriundos do IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), as variáveis inseridas no modelo consistem da taxa de crescimento do PIB per capita, o PIB per capita, anos de estudos de indivíduos com 25 anos ou mais, índice de Gini e 3º Quintil da participação da renda.

A principal contribuição deste trabalho, portanto, é demonstrar qual aparenta ser o melhor método para analisar a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda, qual é exatamente a causalidade desta última nos níveis de crescimento, e como o Brasil pode direcionar suas políticas públicas para beneficiar a sociedade.

Assim, após a introdução, o segundo capítulo da dissertação apresenta uma revisão da literatura, tanto internacional quanto nacional, buscando compreender como o referido tema tem sido analisado até então e o que mostram as evidências empíricas. Posteriormente são apresentados os dados e a metodologia de pesquisa, em que se discute o modelo a ser utilizado e as técnicas econométricas que serão empregadas. No quarto capítulo, são apresentados os resultados das regressões e uma análise do significado dos coeficientes observados, quais métodos foram mais produtivos, além da realização de uma análise de sensibilidade para checar a possibilidade de *outliers*. Finalmente, no último capítulo, apresentam-se as principais conclusões.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Neste capítulo, será apresentada uma breve revisão de literatura, enfocando primeiramente o início e posterior evolução da teoria de crescimento econômico e a eventual introdução do estudo da relação entre crescimento e desigualdade de renda, com a apresentação dos resultados dos principais estudos empíricos já realizados.

A teoria tradicional de crescimento, como aponta SANT'ANNA (2004), começa com o modelo apresentado por SOLOW (1956) no artigo seminal "A Contribution to the Theory of Economic Growth", através das hipóteses de haver existência de mercados competitivos de fatores, funções de produção com perfeita mobilidade de fatores e retornos constantes de escala. Assumindo o argumento de que os indivíduos poupam uma fração constante da renda, no longo prazo a distribuição de renda tenderia a se tornar igualitária. Não havendo a não-linearidade do retorno do capital, uma maior distribuição da riqueza proporcionaria maior crescimento econômico.

Posteriormente, surgem os modelos que relacionam eficiência e distribuição por meio de imperfeições nos mercados de capital, que buscam formalizar uma idéia antiga e presente no senso comum: pessoas pobres não conseguem tomar emprestado e, por isso, não conseguem realizar plenamente seu potencial produtivo. Em virtude disso, a desigualdade surge como um fator de restrição ao crescimento, uma vez que é responsável por oportunidades de investimento não exploradas (BOURGUIGNON, 2002). GALOR e ZEIRA (1993), BANERJEE e NEWMAN (1993), PIKETTY (1997) e BERTOLA (2000) são expoentes desta literatura.

KUZNETS (1955) foi o responsável pelo grande salto no desenvolvimento das teorias de crescimento econômico, quando apresentou em seu trabalho a relação do “U invertido” entre renda e desigualdade, onde afirma que o processo de desenvolvimento econômico gera inevitavelmente um período inicial de concentração de renda quando da migração de pessoas e recursos da agricultura para a indústria e áreas urbanas. Posteriormente essa tendência se reverteria na medida em que fosse se reduzindo o processo de migração. BARRO (2000) mostrou que a curva de Kuznets apresenta certa regularidade empírica ao longo do tempo, mas explica relativamente pouco a variação na desigualdade entre países.

Nos últimos anos, muitos economistas tentaram medir a relação descrita por KUZNETS (1955), adicionando a desigualdade como uma variável independente a alguma variante da regressão *cross-country* de BARRO (2000). Estes estudos geralmente encontram um coeficiente negativo e pouco significativo para a desigualdade, levando a maioria dos economistas a concluir que a desigualdade tem um impacto negativo no crescimento. Apesar de a maioria desses artigos basearem-se nas teorias que estabelecem o efeito negativo da desigualdade no crescimento, uma leitura cuidadosa desta literatura sugere que esta relação negativa está longe de ser definitiva, da forma como é comumente aceito.

O que se observa nos estudos empíricos realizados, principalmente a partir de 1996, é que a desigualdade inicial afeta negativamente o crescimento econômico posterior. A maior parte da literatura encontra que um decréscimo de uma unidade no desvio padrão da desigualdade aumenta a taxa anual de crescimento per capita do PIB de 0,5 a 0,8 pontos.

Usando dados em painel, encontra-se, entretanto, uma relação mais fraca entre desigualdade de renda e crescimento econômico. Isto leva a crer que esta regularidade empírica, expressa pela famosa curva de Kuznets, é muito robusta em dados “*cross section*”, mas desaparece quando efeitos fixos de países são introduzidos. Exemplos de tais trabalhos são os de FIELDS e JAKUBSON (1994), FISHLOW (1995), DEINEGER e SQUIRE (1998) e BARRETO, NETO, TEBALDI (2001).

Em muitos desses modelos, a relação negativa depende de fatores exógenos, como a renda agregada, instituições políticas ou o nível de desenvolvimento. Vários artigos predizem equilíbrios múltiplos, tal que sob certas condições iniciais a desigualdade pode ter uma relação positiva com o crescimento econômico. Por exemplo, SAINT-PAUL e VERDIER (1993) argumentam que em sociedades mais desiguais, o eleitor mediano irá eleger uma taxa maior de tributação para financiar a educação pública, o que irá aumentar o capital humano agregado e o crescimento econômico. BENABOU (1996) desenvolve um modelo baseado em indivíduos heterogêneos e mostra que se o nível de complementaridade entre o capital humano dos indivíduos é mais forte localmente do que em interações globais, então as sociedades segregadas e mais desiguais podem ter maiores taxas de crescimento, pelo menos no curto prazo. GALOR e TSIDDON (1997) desenvolvem duas teorias explicando porque a desigualdade pode ter uma relação positiva com o crescimento. Em um dos modelos, o ambiente local ajuda externamente a determinar o nível individual de capital humano e, se esta externalidade é forte o bastante, um nível alto de desigualdade pode ser necessário para o crescimento deslanchar em uma economia menos desenvolvida. Num segundo modelo, os autores argumentam que a desigualdade aumenta durante períodos

de maior quantidade de invenções tecnológicas, o que, por aumentar a mobilidade e a concentração de trabalhadores de grande habilidade nos setores tecnologicamente avançados, gera maiores taxas de progresso tecnológico e de crescimento. (FORBES, 2000)

Outro artigo que tem sido um importante ponto de referência no estudo da relação entre desigualdade e crescimento é o de BARRO (2000). O autor faz um estudo *cross-country* para 98 países (uma amostra relativamente grande) e encontra evidências empíricas que demonstram haver pouca relação entre desigualdade de renda e as taxas de crescimento e investimento. Em relação ao crescimento, uma maior desigualdade tende a retardar o crescimento em países pobres e estimulá-lo em países ricos. A curva de Kuznets aparece então como uma regularidade empírica clara. O autor alerta, no entanto, que esta relação não explica a maior parte das variações entre a desigualdade entre países no tempo.

FORBES (1997), num trabalho inicial não-publicado, usando efeitos fixos e variáveis aleatórias para um painel para 5 anos com 35 países, obtém uma relação positiva e significativa entre desigualdade de renda e crescimento. Esta relação é robusta a variações nas amostras, inclusão de variáveis diferentes, medidas de desigualdades diferentes e divisão da amostra por regiões, renda inicial e outros testes específicos. Similarmente, ZOU e LI (1998), para uma amostra de 35 países com médias de 5 anos, encontram que a relação negativa entre desigualdade de renda e crescimento desaparece em dados em painel. BARRO (2000), baseado em dados em painel e usando uma amostra expandida de 84 países com médias de 40 anos, sugere que o impacto negativo da desigualdade sobre o crescimento dependerá do nível de riqueza do país, embora os

efeitos totais sejam fracos e a relação não seja robusta. (BARRETO, NETO, TEBALDI 2001).

FORBES (2000) desafia a crença de que a desigualdade de renda tem uma relação negativa com o crescimento econômico e, através de uma análise com dados de painel, conclui que, no curto e médio prazo, um aumento no nível de desigualdade de renda de um país tem uma relação significativamente positiva com o subsequente crescimento econômico. Utilizando dados em painel, FORBES (2000) estimou o crescimento econômico per capita como função da desigualdade inicial, da renda inicial, dos capitais humanos masculino e feminino, das distorções de mercado e das variáveis *dummies* temporais e regionais, a fim de controlar para efeitos fixos. As *dummies* regionais foram utilizadas para controlar a existência de efeitos específicos omitidos de cada país, ao passo que as *dummies* temporais foram usadas para controlar os choques globais que possam ter afetado o crescimento em um determinado período.

GOMEZ e FOOT (2003) partem dos resultados mais recentes da literatura que observa esta relação positiva entre crescimento e desigualdade, e incluem canais demográficos para levar em consideração os diferenciais *cross-country* no crescimento econômico e na desigualdade de renda. Analisando três regularidades que têm sido confirmadas na literatura, primeiramente é encontrado que quando se controla fatores como o nível inicial de PIB per capita e a educação, a desigualdade de renda é negativamente relacionada com o crescimento de longo prazo. Posteriormente, os autores encontram que a distribuição de renda é afetada pela estrutura etária, onde a porcentagem da população mais jovem está positivamente relacionada com a desigualdade. A conclusão dos autores é de que, mesmo independentemente do efeito na

desigualdade, a estrutura etária da população têm efeitos diretos no desempenho econômico.

PANIZZA (2002) apresenta um trabalho semelhante ao que será desenvolvido nesta dissertação. Analisando dados dos estados norte-americanos, o autor procura descobrir se a relação entre crescimento e desigualdade é negativa, como sugere a maior parte dos estudos *cross-country*, ou se a relação é positiva, como os estudos mais recentes de dados em painel vêm demonstrando. Seu artigo utiliza um painel de dados para 48 estados durante o período de 1940-1980 e, utilizando tanto o método de efeitos fixos padrão, quanto estimações por GMM, não encontra evidências de uma relação positiva entre desigualdade e crescimento. Embora encontre evidência de uma relação negativa, tal relação não é robusta, e pequenas diferenças na medida de desigualdade utilizada pode resultar em grandes diferenças na relação estimada.

BANERJEE e DUFLO (2003) descrevem as correlações entre desigualdade e crescimento para uma base de dados *cross-country* e, utilizando dados não-paramétricos, mostram que a taxa de crescimento é uma função, no formato de um U-invertido, de mudanças na desigualdade de renda. Mudanças na desigualdade em qualquer direção estão associadas à queda na taxa de crescimento.

Os autores utilizam o procedimento padrão que vem sendo utilizado na literatura de referência, assumindo uma relação linear entre desigualdade e crescimento econômico, na seguinte forma:

$$(y_{it+a} - y_{it})/a = \alpha y_{it} + X_{it}\beta + \gamma g_{it} + v_i + e_{it}$$

Na equação, a variável dependente é a taxa de crescimento econômico, sendo a o período escolhido, 5 ou 10 anos; X_{it} , o conjunto de variáveis de controle e g_{it} , o coeficiente de Gini. V_i e e_{it} são os erros.

Alertando para o fato de que a estimação de mínimos quadrados ordinários desta equação provavelmente é viesada, em função de uma provável correlação entre a desigualdade e o erro, BANERJEE e DUFFLO (2003) se voltam para a técnica de dados em painel para solucionar os eventuais problemas de identificação. Médias de período das variáveis são calculadas para retirar o efeito aditivo do efeito fixo “país”, permitindo assim a interpretação dos coeficientes estimados como um efeito casual da desigualdade no crescimento, sob a hipótese de que inovações no termo do erro não são correlacionadas com mudanças na desigualdade.

Os autores também diferenciam esta equação em primeira ordem, além de também utilizar o algoritmo de Arellano-Bond para avaliar a relação entre crescimento e desigualdade. Para um período de 5 anos, assim como em FORBES (2000), os resultados da estimação são consistentes, mas os efeitos aleatórios são insignificantes. Com a equação em diferença de primeira ordem, com efeitos fixos e o algoritmo de Arellano-Bond, os coeficientes são positivos e significantes.

Outro trabalho importante que analisa o assunto é o de CASTELLÓ-CLIMENT (2005), que parte dos artigos de PEROTTI (1996) e FORBES (2000), onde a investigação da relação entre desigualdade e crescimento apresentou conclusões pouco robustas às diferenças de métodos e variáveis. Seguindo o método diferenciado de

CASTELLÓ-CLIMENT-DOMÉNECH (2001), que considera as medidas de desigualdade como *proxies* ineficientes para a desigualdade de renda (alertando para a pouca variação dentro de cada país dos valores do índice de Gini), questionando também a qualidade e quantidade de dados de desigualdade de renda, analisam o efeito da desigualdade do capital humano no crescimento econômico em regressões *cross-section*. Partindo dessa medida diferente de desigualdade, que considera a desigualdade de capital humano, o trabalho expande a base de dados utilizada por FORBES (2000) e utiliza um novo estimador GMM que, além de controlar melhor os efeitos “país-específico”, funciona melhor nas regressões de crescimento. A idéia por trás desta técnica é combinar um sistema de equações que inclui regressões em diferenças, com regressões em níveis. CASTELLÓ-CLIMENT (2005) encontram que a desigualdade de renda é prejudicial ao crescimento econômico tanto no longo prazo, entre países, quanto no curto prazo, dentro de um país, contrariando as conclusões de FORBES (2000).

O sistema de equações estimado é o seguinte:

$$\Delta \ln y_{i,t} = \beta \Delta \ln y_{i,t-1} + \gamma \Delta \text{Inequality}_{i,t-1} + \Delta X_{i,t-1} + \Delta \zeta_t + \Delta e_{i,t}$$

$$\ln y_{i,t} = \beta \ln y_{i,t-1} + \gamma \text{Inequality}_{i,t-1} + X_{i,t-1} + \zeta_t + a_i + e_{i,t}$$

A relação negativa ocorre, segundo os autores, principalmente devido ao efeito desestimulante da desigualdade sobre as taxas de investimento. Além disso, a análise empírica apresenta congruência com as vertentes que ligam a desigualdade com decisões de fertilidade e mecanismos que relacionam as taxas de investimento e desigualdade quando os indivíduos têm restrições de crédito.

Uma pergunta fundamental é proposta no trabalho de ATTANASIO e BINELLI (2003): a desigualdade proporciona crescimento?

A visão de que a desigualdade favorece crescimento econômico é baseada em três argumentos. O primeiro advém da antiga tradição do pensamento econômico iniciado com a hipótese de Kaldor, segundo a qual a propensão marginal a poupar dos ricos é maior do que a dos pobres; sob a hipótese de que a taxa de crescimento do PIB é positivamente relacionada à poupança nacional agregada, economias mais desiguais devem crescer de forma mais rápida.

Tal argumento foi criticado por várias razões, pois implica a monotonicidade na relação entre propensão a poupar e nível de renda, enquanto que tal relação pode ser não-monotônica e seguir o formato de um U invertido.

Uma segunda classe de explicações para um efeito positivo da desigualdade de renda no crescimento econômico enfatiza a existência de indivisibilidades de investimento: projetos de investimento, montar uma nova firma ou a implantação de inovações envolvem custos fixos do passado significantes. Como foi demonstrada no modelo teórico de GALOR e TSIDDON (1997), a polarização da renda é necessária para iniciar novas atividades industriais e promover a difusão de inovações tecnológicas que são o cerne de um processo de desenvolvimento bem sucedido.

O terceiro argumento em favor dos efeitos estimulantes da desigualdade para o crescimento é baseado em considerações de incentivos e foi formalizado inicialmente por MIRRLEES (1971). Na presença de *moral hazard*, quando o produto depende do

esforço não-observável dos empregados, uma renda constante, independente de resultados, irá desencorajar esforços, enquanto que aplicar prêmios ao resultado do produto final irá incentivar os trabalhadores a maximizar a produção agregada.

Existe também uma outra teoria: a de que existe uma relação negativa entre a desigualdade e o crescimento. Esta vertente pode ser dividida em três categorias. A primeira sublinha a difusão da instabilidade social e política no advento de uma distribuição desigual dos recursos. A polarização da renda aumenta a violência e a insatisfação social, atividades ilegais têm maior probabilidade de ocorrer e protestos podem se transformar em badernas e até golpes de estado (ver HIBBS, 1973; VENIERIS-GUPTA, 1983, 1986; GUPTA, 1990 e ALESINA-PEROTTI, 1996).

Sociedades muito desiguais tendem a acumular baixos níveis de capital social e a enfatizar a divisão entre os pobres com pouca educação e os ricos altamente educados. A pobreza, assim, é transmitida de geração a geração, num círculo vicioso de desigualdades persistentes e exclusão social que geram um impacto de longo prazo negativo no crescimento econômico.

A segunda categoria de modelos que predizem um impacto redutor de crescimento da desigualdade foca a política fiscal e a tributação. BERTOLA (1993), ALESINA e RODRIK (1994) e PERSSON e TABELLINI (1994) desenvolveram modelos de política econômica que estabelecem uma ligação entre desigualdade e crescimento por meio do efeito combinado de um mecanismo político e um econômico. Na presença de uma distribuição desigual de recursos, a demanda por uma redistribuição da renda torna-se alta, e o nível preferido de tributação progressiva, num

sistema de votação majoritária, tende a aumentar. Altas taxas de impostos impostas aos ricos desestimulam investimentos e a acumulação de capital, baixando assim a taxa de crescimento econômico.

A terceira classe de modelos que predizem um efeito negativo da desigualdade sobre o crescimento considera economias em que os mercados de capital são imperfeitos. A desigualdade de renda é apresentada como redutora de crescimento, porque diminui as oportunidades de investimento e piora os incentivos daqueles que emprestam. Quando imperfeições no mercado de crédito estão presentes, a capacidade de empréstimo de um indivíduo é condicionada pela disponibilidade de colaterais e um nível alto de renda. A distribuição de riqueza afeta negativamente o investimento agregado e a taxa de crescimento econômico, porque os agentes pobres não conseguem obter empréstimos para financiar projetos potencialmente lucrativos.

DURLAUFF (2004) apresenta em seu trabalho sobre econometria do crescimento econômico as técnicas mais recentes para a abordagem de dados em painel, na forma do estimador GMM desenvolvido por ARELLANO e BOVER (1995) e BLUNDELL e BOND (1998), que também é discutido em AHN e SCHMIDT (1995) e HAHN (1999). Nesta espécie de estimadores, além dos níveis defasados serem utilizados como instrumentos para as primeiras diferenças, estas, defasadas, também são utilizadas para os níveis, o que corresponde a um conjunto extra de condições de momento. BLUNDELL e BOND (1998) apresentam evidências, através de experimentos de Monte Carlo, de que tal estimador é mais robusto do que o do método Arellano-Bond na presença de séries altamente persistentes.

No trabalho de BLUNDELL e BOND (1998), os autores consideram a estimação do modelo denominado “autoregressive error components”, assim descrito:

$$y_{it} = ay_{i,t-1} + \eta_i + v_{it}$$

Onde $\eta_i + v_{it} = u_i$ é a decomposição usual de efeitos fixos do erro.

Quando o parâmetro a é moderadamente grande e o número de observações de séries temporais é moderadamente pequeno, o estimador GMM usual, obtido depois da diferenciação de primeira ordem, mostrou-se fraco. No trabalho, os autores consideram estimadores lineares alternativos que foram designados para melhorar as propriedades do estimador GMM de primeira diferença habitual. O estimador encontrado apresenta-se estritamente mais eficiente do que o estimador GMM não-linear, quando uma restrição adicional é válida, ou seja,

$$y_0 = \frac{c}{1-\beta} + u = \frac{c}{1-\beta} + \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \varepsilon_{-t}$$

HAHN (1998) analisa o método de estimação desenvolvido por BLUNDELL e BOND (1995), que faz uso da estacionaridade dos níveis iniciais e compara numericamente os limites semiparamétricos de informação para os casos em que se incorpora ou não a estacionaridade da condição inicial. O autor descobre que o ganho de eficiência pode ser substancial.

Portanto, agora que foi feita uma revisão da literatura internacional, assim como a nacional, que aborda a relação da desigualdade de renda com o crescimento econômico, apresentar-se-ão os dados utilizados no trabalho.

Analisada a literatura internacional, onde se observa que parte dos estudos recentes questiona os resultados mais freqüentes ao longo dos anos, e outra parte corrobora a hipótese de que a desigualdade é prejudicial ao crescimento, será abordado, a seguir, quais as evidências para esta relação no Brasil.

2.1 LITERATURA NACIONAL E EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA O BRASIL

O estudo da distribuição de renda no Brasil começa a partir da constatação dos elevados índices de concentração de renda na década de 60. Durante a década de 70, autores como LANGONI (1973), BRANCO (1979) e SENNA (1976) baseavam-se em um modelo que conectava a curva em U-invertido de Kuznets à Teoria do Capital Humano (TCH), de modo que o acelerado crescimento econômico em um país de renda per capita relativamente baixa e a mudança da estrutura econômica de agrária para industrial teriam desencadeado efeitos concentradores da renda (GANDRA, 2004). Outros autores, como FISHLOW (1972), HOFFMAN e DUARTE (1972) e BACHA e TAYLOR (1980), enfatizavam elementos da distribuição funcional da renda e os modelos de segmentação do mercado de trabalho, para explicar o aumento da concentração de renda pessoal no Brasil.

Enquanto que a "Controvérsia de 70"² foi formada basicamente por três teses que interpretavam o aumento da desigualdade de renda na década de 60, as discussões na década de 90 giram em torno de apenas um grande modelo estrutural para o entendimento da elevada desigualdade pessoal da renda (principalmente no mercado de

² Termo que designa o debate ocorrido na década entre os grupos que propuseram diferentes explicações para a desigualdade de renda no Brasil.

trabalho). Este modelo tem como principal formulador BARROS (1995), que conta com a colaboração de alguns co-autores. Pode-se dizer que este modelo de entendimento da desigualdade pessoal da renda (do trabalho) é de cunho langoniano (em que a educação continua a desempenhar um papel crucial sobre a desigualdade pessoal de renda – principalmente – do trabalho), mas que absorve parte da "Controvérsia de 70", ao tentar captar os efeitos de variáveis ocupacionais.

Analisadas as causas da elevada desigualdade de renda, necessário é estabelecer um referencial teórico para explicar o fenômeno observado. Nesse sentido, foi desenvolvido por FERREIRA (2000) e BOURGUIGNON (2002) um modelo que explica a desigualdade de oportunidades através da desigualdade de acesso à educação de boa qualidade. Em suma, este modelo mostra como a má focalização dos gastos públicos em educação e a imperfeição no mercado de capitais geram a desigualdade educacional, que por sua vez impacta a desigualdade pessoal de renda (GANDRA, 2004).

ATALIBA, NETO e TEBALDI (2001), utilizando o Método dos Momentos Generalizados, encontraram que a concentração de renda gerou externalidades negativas para o Nordeste e prejudicou, assim, o crescimento do produto per capita.

Analisando crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul, BAGOLIN, GABI e RIBEIRO (2004), usando dados em painel e o índice de Theil de desigualdade, e utilizando o Método de Mínimos Quadrados Ordinários em *cross-section*, testaram a hipótese de Kuznets. Na estimação por *cross-section*, somente o ano de 1970 foi consistente com a referida hipótese: sinais opostos dos coeficientes da renda e da renda ao quadrado, sendo o primeiro positivo e o segundo negativo. Em 1980, não há relação

estatística alguma entre renda e desigualdade e para 1991 a relação é negativa. As estimativas de *cross-section* não são robustas aos *outliers* identificados na amostra. Quando os mesmos são retirados, as estimativas para 1970 e 1991 têm formato de U-invertido.

ZILBERMAN (2004), usando mínimos quadrados ordinários para estimar uma regressão entre a desigualdade inicial e o crescimento econômico posterior, para um conjunto de municípios, encontra resultados robustos, significantes e coeficiente com sinal negativo, que capta o efeito da distribuição de renda no crescimento subsequente,.

3. Análise dos Dados

Para analisar a desigualdade de renda, uma das variáveis de maior interesse neste estudo, primeiramente foi utilizado o índice de Gini, que consiste em um número entre 0 e 1, onde 0 corresponde à completa igualdade de renda (onde todos possuem a mesma renda) e 1 corresponde à completa desigualdade (onde uma pessoa detém toda a renda,). Como a medida de desigualdade pode influenciar os resultados, optou-se por utilizar, também, o 3º quintil (ou 6º decil) da participação na renda doméstica, que é a proporção (em %) da renda apropriada pelos indivíduos pertencentes ao referido quintil, conforme artigo de PANIZZA (2002). O motivo de se utilizar especificamente o 3º Quintil da renda é que de acordo com alguns estudos (FERREIRA, LLEDÓ 1996), o 3º Quintil da renda apresenta a relação mais robusta com o crescimento econômico.

Na Tabela 1 está apresentado um resumo³ da evolução das variáveis utilizadas no modelo. Os dados utilizados no trabalho são todos do IPEA. Na tabela, estão apresentadas as variáveis, as suas respectivas descrições, médias, desvios-padrão, valor mínimo e valor máximo. O formato da tabela segue aquele apresentado na maioria dos trabalhos atuais de crescimento econômico, como pode ser observado em FORBES (2000) e PANIZZA (2002).

O que pode ser observado, de uma forma geral, é que os níveis de desigualdade de renda, retratos pelo índice de Gini e o 3º Quintil da renda, tem permanecido relativamente constantes através dos períodos estudados, havendo uma pequena redução na desigualdade no final da década de 90 em diante. O crescimento econômico também tem tido níveis bastante similares, com pouquíssima variação entre os períodos, demonstrando a estagnação do país como um todo, que tem ocorrido nas últimas décadas. O investimento apresenta um aumento considerável durante a década de 90, mas seus níveis passam a cair logo em seguida. Os níveis de educação são os que apresentam maiores progressos, indo de aproximadamente seis anos de estudo no primeiro período até oito anos de estudo nos anos recentes.

³ Para uma análise mais aprofundada, com gráficos de cada variável, ver o Apêndice.

Tabela 1: Apresentação dos dados das variáveis do modelo

Variável	Definição	Período	Média	Desvio- Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
<i>Índice de Gini</i>	Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita. Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade, a 1, quando a desigualdade é máxima	1985-1989	0.54107	0.04092	0.48118	0.64883
		1990-1993	0.562386	0.04473	0.45309	0.66648
		1995-1998	0.575325	0.03963	0.42557	0.63168
		1999-2002	0.580242	0.04086	0.4431	0.63276
<i>3º Quintil da Renda</i>	É a proporção da renda apropriada pelos indivíduos pertencentes ao 3º Quintil (ou 6º Decil) da distribuição segundo a renda domiciliar per capita	1985-1989	5.711964	0.62566	4.93462	7.29177
		1990-1993	5.495976	0.71666	4.56048	7.89689
		1995-1998	5.890145	0.66105	4.56705	8.51366
		1999-2002	5.909955	0.54817	4.5804	7.00635
<i>Renda</i>	Renda domiciliar per capita; razão entre o somatório da renda per capita de todos os indivíduos e o número total desses indivíduos.	1985-1989	0.160076	0.32077	-0.4298	1.53969
		1990-1993	0.002421	0.14190	-0.5824	0.23130
		1995-1998	0.027976	0.08335	-0.2227	0.28410
		1999-2002	0.086372	0.08681	-0.0801	0.25582
<i>Crescimento Econômico</i>	Logaritmo do Produto Interno Bruto (PIB) per capita - R\$ de 2000(mil) - Deflacionado pelo Deflator Implícito do PIB nacional	1985-1989	1.323540	0.52221	0.25287	2.29135
		1990-1993	1.332597	0.53918	0.31132	2.29056
		1995-1998	1.407323	0.54217	0.37489	2.39685
		1999-2002	1.425199	0.52812	0.42337	2.47454
<i>Investimento</i>	Investimento público, deflacionado pelo INPC e proporção em relação ao PIB.	1985-1989	0.020133	0.0349	0.00098	0.15498
		1990-1993	0.024155	0.05439	0.00034	0.26037
		1995-1998	0.019083	0.02524	0.00186	0.10797
		1999-2002	0.029916	0.03484	0.00257	0.1596
<i>Educação</i>	Razão entre o somatório do número de anos de estudo completados pelas pessoas que tem 25 ou mais anos de idade e o número de pessoas nessa faixa etária.	1985-1989	3.918728	1.20498	2.05616	6.62963
		1990-1993	4.436226	1.24718	2.55963	7.46778
		1995-1998	4.436226	1.06313	3.21657	7.67093
		1999-2002	4.436226	1.15336	3.62582	8.11426

Fonte: Tabela construída pelo autor a partir de dados do IPEA.

4. METODOLOGIA DE PESQUISA

Este trabalho fará uso de uma equação de regressão em que o crescimento dependerá do nível de renda, da desigualdade e do capital humano. O modelo de crescimento utilizado segue o formato geral, como aquele apresentado em PEROTTI (1996) e FORBES (2000):

$$g_{it} = \beta_1 Desigualdade_{i,t-1} + \beta_2 Renda_{i,t-1} + \beta_3 EducaçãoMasculina_{i,t-1} + \beta_4 EducaçãoFeminina_{i,t-1} + \beta_5 PPPI_{i,t-1} + \alpha_i + \eta_t + u_{it} \quad (1)$$

Onde: g_{it} é o crescimento médio anual para o estado i durante o período t ; $Desigualdade_{i,t-1}$, $Renda_{i,t-1}$, $EducaçãoMasculina_{i,t-1}$, $EducaçãoFeminina_{i,t-1}$ e $PPPI_{i,t-1}$ são, respectivamente, a desigualdade de renda (medida pelo índice de Gini ou pelo 3º Quintil da participação da renda), a média de anos de estudo de pessoas acima de 25 anos dos homens e das mulheres e o investimento público, deflacionado pelo INPC. α_i e η_t são *dummies* para estado e período e u_{it} é o termo de erro. Todos os dados são do IPEA e vão de 1985 a 2002.

Regressões deste tipo são sujeitas a possíveis problemas de endogeneidade, viés de especificação e erros de medida. Em relação à endogeneidade, é possível ter uma variável explicativa do modelo que seja explicada pela variável dependente. O viés de especificação pode vir, ainda, tanto de variáveis excluídas, como da utilização de alguma forma funcional incorreta.

Há uma variedade de técnicas que podem ser usadas para estimar a equação proposta. Para avaliar qual é a melhor delas, é necessário considerar a relação entre o efeito país-específico (no caso, específico ao estado) e os regressores, a presença de uma variável endógena (renda) defasada e a endogeneidade potencial dos outros regressores.

A utilização de dados em painel numa regressão deste tipo tem como uma de suas vantagens a possibilidade de lidar com a heterogeneidade nas micro-unidades. Por outro lado, em qualquer *cross-section* há uma miríade de variáveis explicativas não-mensuradas que afetam o comportamento a ser analisado. Omitir estas variáveis causa viés na estimação.

Dados em painel também criam maior variabilidade ao combinar a variação nas micro-unidades com a variação no tempo, aliviando os problemas de multicolinearidade; além do que, permitem uma melhor análise de ajustamento dinâmico (KENNEDY 2003).

Há também um problema mais geral caso se utilize o estimador de efeitos fixos. Pois ao ignorar a variação entre as unidades, a redução no viés advém ao custo de maiores erros-padrões. Outra razão para a imprecisão é que os instrumentos utilizados para eliminar os interceptos país-específicos – as transformações intra-grupos ou diferenças de primeira ordem – têm a tendência de exacerbar o efeito do erro de medida. (DURLAUF 2004)

Outro problema que ocorre tanto com o modelo de efeitos fixos quanto com o modelo de efeitos aleatórios é que a equação (1) contém uma variável endógena defasada (a renda). Isto fica imediatamente aparente quando a equação é re-escrita com o crescimento expresso pela diferença entre níveis de renda e, então, $Renda_{i,t-1}$ é adicionado a ambos os lados da equação; i.e.,

$$Renda_{i,t} = \beta_1 Desigualdade_{i,t-1} + \gamma_2 Renda_{i,t-1} + \beta_3 Educa\c{c}aoMasculina_{i,t-1} + \beta_4 Educa\c{c}aoFeminina_{i,t-1} + \beta_5 PPPI_{i,t-1} + a_i + \eta_i + u_i, \quad (2)$$

Com $\gamma_2 = \beta_2 + 1$

Uma simulação de Monte Carlo realizada por FORBES (2000) mostra que para painéis com dimensão de tempo comparável, o viés para o coeficiente na variável dependente defasada pode ser significativo, apesar do viés para os coeficientes das outras variáveis do lado direito da equação tender a ser mínimo.

ARELLANO e BOND (1991) sugerem uma técnica de estimação alternativa que corrige não apenas o viés introduzido pela variável endógena defasada, como também permite certo grau de endogeneidade nos outros regressores. Este estimador de método dos momentos generalizados (GMM) diferencia em primeira ordem cada variável para eliminar o efeito país-específico e depois usa todos os valores defasados possíveis para cada uma das variáveis como instrumentos. Especificamente:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (X'_{i,t-1} - X'_{i,t-2})B + (u_{it} - u_{i,t-1}) \quad (3)$$

Onde todas as variáveis são agora expressas por variações das médias do período (para controlar as variáveis *dummy* de período), e estas mesmas variáveis, defasadas, são utilizadas como instrumentos nas regressões estimadas. Duas hipóteses críticas devem ser satisfeitas para este estimador ser consistente e eficiente. Primeiro, os $X_{i,t}$ têm que ser predeterminados por pelo menos um período ($E(X'_{it}u_{is}) = 0$ para todo $s > t$).

Segundo, os erros não podem ser correlacionados serialmente ($E(u_{i,t}u_{i,t-s}) = 0$ para todo $s \geq 1$). (FORBES 2000).

Para um melhor entendimento deste método passa-se a seguir a uma explicação mais detalhada sobre ele.

Uma típica regressão utilizando dados em painel pode ser escrita como

$$Y_{it} = X'_{it}\beta + Z'_i\alpha + \varepsilon_{it}$$

onde Y_{it} é a variável a ser explicada, X_{it} é um conjunto de variáveis explanatórias, Z_i representa efeitos individuais, ou de grupos e ε_{it} é um erro clássico.

Se Z_i contém apenas um termo constante, então Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) fornecem estimadores consistentes e eficientes para o vetor β . Este caso é denominado de regressão *pooled*.

Se Z_i é um grupo de variáveis não observadas e correlacionadas com X_{it} ; então, o estimador de MQO é viesado e inconsistente. Mas, o modelo

$$Y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

onde $a_i = Z_i' \alpha_i$ engloba todos os efeitos observáveis e especifica uma média condicional que é estimável. Este modelo de efeitos fixos considera a_i como um termo constante, específico de cada grupo, ou indivíduo. Neste caso o estimador de variáveis *dummy* (LSDV) é consistente e eficiente.

Se a heterogeneidade individual não é correlacionada com X_{it} , então o modelo pode ser formulado como:

$$Y_{it} = X'_{it} \beta + E(Z_i' \alpha) + \{Z_i' \alpha - E(Z_i' \alpha)\} + \varepsilon_{it} = X'_{it} \beta + \alpha + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

o qual é um modelo clássico com um erro composto. Neste caso, GLS é consistente e eficiente.

Mas caso certas variáveis em X_{it} sejam correlacionadas com a parte não observável de Z_i , GLS passa a ser inconsistente. Uma maneira de resolver este problema é aplicar GLS combinado com variáveis instrumentais. Esta técnica é chamada de estimador de Hausman-Taylor, e dá origem ao estimador de Arellano-Bond, usado em painéis dinâmicos.

Formalmente um modelo para um painel dinâmico, na forma mais simplificada, pode ser escrito como:

$$Y_{it} = X'_{it} \beta + \gamma Y_{it-1} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \text{ na versão de efeitos fixos, ou}$$

$Y_{it} = X'_{it}\beta + \gamma Y_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it}$, na versão de efeitos aleatórios, que é mais ilustrativa dos problemas de estimação envolvidos nesta equação.

Claramente Y_{it-1} é correlacionada com o erro composto $\mu_i + \varepsilon_{it}$, mesmo que ε_{it} não seja correlacionado.

Em qualquer uma das versões, a heterogeneidade individual pode ser eliminada tomando a primeira diferença da equação, *i.e.*,

$$Y_{it} - Y_{it-1} = (X'_{it} - X'_{it-1})\beta + \gamma(Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$$

Contudo, permanece a correlação entre a variável dependente defasada e o novo erro. Isto dá origem a um estimador de Método Generalizado de Momentos (GMM), onde a variável instrumental é a diferença ($Y_{it-2} - Y_{it-3}$), ou os níveis defasados Y_{it-2} ou Y_{it-3} . Caso haja períodos de tempo em abundância, o conjunto de variáveis instrumentais pode tornar-se bastante extenso.

Para exemplificar, pode-se tornar mais explícito o modelo, definindo-o como

$$Y_{it} = \gamma Y_{it-1} + X'_{1it}\beta_1 + X'_{2it}\beta_2 + Z'_{1it}\alpha_1 + Z'_{2it}\alpha_2 + \mu_i + \varepsilon_{it},$$

Onde:

X_{1it} é uma matriz de K_1 variáveis não-correlacionadas com μ_i ;

Z_{1i} é uma matriz de L_1 variáveis não-correlacionadas com μ_i ;

X_{2it} é uma matriz de K_2 variáveis correlacionadas com μ_i ;

Z_{2i} é uma matriz de L_2 variáveis correlacionadas com μ_i .

Podemos, então, reescrevê-lo como

$$Y_{it} = \delta' w_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_i = \delta' w_{it} + \eta_{it}$$

Onde $w_{it} = [Y_{it-1}, X'_{1it}, X'_{2it}, Z'_{1i}, Z'_{2i}]$

Se Y_{it-1} não aparecesse na equação, usar-se-iam as seguintes condições de momentos:

$$E \left[\begin{pmatrix} X_{1it} \\ X_{2it} \\ Z_{1i} \\ \overline{X}_{1i.} \end{pmatrix} (\eta_{it} - \overline{\eta_{i.}}) \right] = E \left[\begin{pmatrix} X_{1it} \\ X_{2it} \\ Z_{1i} \\ \overline{X}_{1i.} \end{pmatrix} (\varepsilon_{it} - \overline{\varepsilon_{i.}}) \right] = 0$$

E, se existirem períodos de tempo suficientes, usar-se-ia ainda:

$$E \left[\begin{pmatrix} X_{1it} \\ X_{2it} \\ Z_{1i} \\ \overline{X}_{1i.} \end{pmatrix} (\eta_{is} - \overline{\eta_{i.}}) \right] = 0, p/t \neq s$$

Voltando ao modelo com Y_{it-1} presente, e definindo a matriz

$$H = \left[\begin{pmatrix} M^{01} \\ \frac{1}{T} i_T \end{pmatrix} \right]$$

onde M^{01} é formada das $T-1$ primeiras linhas da matriz que produz as médias dos grupos. Então,

$$E[V_i' H \eta_i] = 0, \text{ com}$$

$$V = \begin{bmatrix} V_{i1}' & 0' & \dots & 0' \\ 0' & V_{i2}' & \dots & 0' \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ 0' & 0' & \dots & a_i' \end{bmatrix}$$

Onde V_{it} , $t=1, \dots, T-1$, são linhas contendo as $T-1$ primeiras observações das variáveis instrumentais e a_i contém observações sobre a média de X , no exemplo acima, $\overline{X_{it}}$.

As condições de momentos empíricas são

$$p \lim \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n V_i' H \eta_i = p \lim \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_i = p \lim \overline{m} = 0$$

E o estimador de GMM de δ é obtido pela minimização de $q = \overline{m}' A \overline{m}$, usando uma matriz de ponderação, A , apropriada.

$$\text{No caso da matriz de ponderação usada ser } A = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n V_i' H' H V_i \right)^{-1},$$

então, tem-se o estimador de Arellano-Bond de dois estágios, ou seja:

$$\delta_{GMM} = \left[\left(\sum_{i=1}^n w_i' H V_i \right) \left(\sum_{i=1}^n w_i' H' H V_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^n w_i' H w_i \right) \right]^{-1} \left(\sum_{i=1}^n w_i' H V_i \right) \left(\sum_{i=1}^n w_i' H' H V_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^n w_i' H Y_i \right)$$

o qual é consistente e eficiente. (GREENE 2002)

4.1 Resultados Empíricos

Na presente dissertação, foi construído um painel com quatro períodos. O primeiro período, de cinco anos, vai de 1985 a 1989. O segundo período, que tem quatro anos, assim como os demais períodos, vai de 1990 a 1993 (exclui-se o ano de 1994 pela falta de dados). O terceiro período vai de 1995 a 1998 e o quarto período vai de 1999 até 2002.

Na estimação das regressões, inicialmente usou-se o modelo da equação (1), com a taxa de crescimento do PIB per capita como variável dependente e o PIB per capita (em logaritmo) defasado, o índice de Gini (desigualdade), os anos de escolaridade (média de pessoas com 25 anos ou mais, considerando educação masculina e feminina) e o investimento público (como proporção do PIB) como variáveis independentes. No entanto, devido aos fortes indícios de multicolinearidade entre as variáveis de educação masculina e feminina apresentados nas regressões, optou-se por utilizar uma variável geral que considera ambos os sexos, ficando assim o modelo:

$$g_{it} = \beta_1 Desigualdade_{i,t-1} + \beta_2 Renda_{i,t-1} + \beta_3 Educação_{i,t-1} + \beta_4 PPPI_{i,t-1} + a_i + \eta_i + u_{it} \quad (4)$$

Seguindo a sugestão de PANIZZA (2002), que observa o fato de que diferentes medidas de desigualdade produzem resultados diferentes, inclui-se nas regressões a participação do 3º Quintil da renda como medida de desigualdade. O modelo é estimado tanto com esta medida, quanto com o índice de Gini.

Depois, seguindo a metodologia de BANERJEE e DUFFLO (2003), utilizou-se o índice de Gini ao quadrado e o 3º Quintil ao cubo, visando introduzir formas não-lineares das variáveis. Posteriormente, é feita uma análise de sensibilidade.

Com o propósito de examinar a robustez dos resultados, face a diferentes métodos econométricos de estimação, as técnicas aqui utilizadas foram: modelo MQO com efeitos fixos e efeitos aleatórios, OLS *Pooled (agrupado)* e os métodos GMM de Arellano-Bond e Arellano-Bond (Arellano-Bover/Blundell-Bond) de dois estágios. O método Arellano-Bond de dois estágios é o que produz os resultados mais interessantes, com todos os coeficientes significantes, independente da medida de desigualdade utilizada.

O que pode ser observado pelos resultados apresentados na Tabela 2, com a utilização do índice de Gini como medida de desigualdade de renda, é que a desigualdade, a educação e o investimento exibem sinais consistentes e, de uma maneira geral, significantes estatisticamente. A variável de desigualdade apresenta sinal negativo e significativo, exceto nos métodos de efeitos fixos e Arellano-Bond. Já a variável renda exibe coeficiente negativo e significativo.

Tabela 2: Resultados do Arellano-Bond de 2 estágios

<i>Método de Estimação</i>	<i>Arellano-Bond 2 step com índice de Gini</i>	<i>Arellano-Bond 2step com 3º Quintil</i>	<i>Arellano-Bond 2step com Gini ao quadrado</i>	<i>Arellano-Bond 2step com 3º Quintil ao cubo</i>
Desigualdade (Gini)	-1.665666 (-7.36) EP: 0.2263156		-2.15937 (-6.31) EP: 0.3419529	
Desigualdade (3º Quintil)		-0.1005993 (-3.29) EP: 0.0305675		0.000708 (3.14) EP: 0.0002254
Renda	-0.6707448 (-3.90) EP: 0.1115898	-0.3684147 (-7.01) EP: 0.0960853	-0.6048636 (-5.95) EP: 0.1016915	-0.3847274 (-3.90) EP: 0.0986323
Educação	0.2541712 (10.93) EP: 0.0232638	0.2680172 (11.50) EP: 0.0232998	0.2389473 (10.12) EP: 0.0235997	0.2703403 (12.30) EP: 0.0219751
Investimento	-2.976517 (-14.55) EP: 0.6547652	-5.288214 (-7.40) EP: 0.7145845	-2.585306 (-3.63) EP: 0.7130168	-5.287545 (-7.43) EP: 0.7116169
Constante	1.253494 (10.95) EP: 0.1144668	-0.3249377 (-1.68) EP: 0.1939439	1.078075 (7.37) EP: 0.1462097	0.1051539 (0.87) EP: 0.1213183
Nº de Observações	108	106	108	106

O coeficiente do investimento, em todos os métodos, apresenta-se sempre negativo e significativo, exceto para efeitos fixos e Arellano-Bond. Este sinal provavelmente reflete o fato de que a categoria de investimento que está sendo usada no modelo é a de investimento público, pois apesar de existir uma série de dados para o investimento privado, no âmbito aqui estudado, o investimento por estado, há apenas a disponibilidade dos dados de investimento público. Por outro lado, o período de análise é caracterizado por altos déficits governamentais e elevadas taxas de juros, levando ao efeito de *crowding-out*, que é a inibição do investimento privado pelo público, com suas conseqüências sobre o crescimento da renda.

A educação masculina apresenta o sinal correto e significativo, exceto para o método de Arellano-Bond, mas o mesmo não ocorre com a educação feminina, a qual se apresenta consistentemente negativa. Ao utilizar a equação (4), ou seja, incluindo educação total no lugar de separada por gêneros, os resultados foram bem mais significantes, e o sinal do coeficiente da educação apresentou-se positivo e significativo.

A variável renda, medida pela renda domiciliar per capita, apresenta sinal significativo e negativo. Entretanto, como na regressão está sendo utilizada a diferença entre o logaritmo da renda atual e o logaritmo da renda no tempo $t-1$, teríamos então que o coeficiente seria 0.33. Ou seja, a renda posterior afeta o valor da renda posterior neste valor.

Os resultados, ao se utilizar o método Arellano-Bond de 2 estágios, não diferem ao mudar-se a medida de desigualdade. Tanto com o índice de Gini, como com o 3º Quintil da renda, os coeficientes permanecem significantes,, a desigualdade de renda, renda per capita e investimento público com coeficientes negativos, e educação com coeficiente positivo. O mesmo pode ser dito ao utilizar formas não-lineares destas medidas de desigualdade, no caso o índice de Gini ao quadrado e o 3º Quintil da renda ao cubo. Os resultados não se alteram de forma significativa.

No entanto, deve ser observado de que testes de endogeneidade entre as medidas de desigualdade e de crescimento econômico foram feitos, e enquanto que a relação entre o índice de Gini e o crescimento do PIB per capita é exógena, o mesmo não pode ser dito da relação entre o 3º Quintil da Renda e o crescimento, apresentando-se endógena.

Analisando qual o impacto exato da desigualdade de renda nos níveis de crescimento econômico, considerando as médias do índice de Gini por período, observa-se que a elasticidade média é respectivamente -0,89 para o período 1 (1985-1989), -0,92 para o período 2 (1990-1993), -0,94 para o período 3 (1995-1998) e -0,96 para o período 4 (1999-2002).

4.2 Análise de Sensitividade

Foi ainda realizada uma análise de sensibilidade com o objetivo de investigar se possíveis *outliers* poderiam estar afetando trocas espúrias de sinais. Assim, primeiramente utilizando o critério dos índices de crescimento econômico, foram retirados aqueles estados com os menores índices nos períodos analisados. Os estados retirados foram Maranhão, Piauí e Ceará. Depois, sob o critério de desigualdade, foram removidos aqueles estados com os maiores índices; sendo eles Roraima, Amapá e Rondônia.

Tabela 3: Análise de Sensitividade por níveis de Crescimento

<i>Análise – Arellano-Bond 2step</i>	<i>Sem Maranhão</i>	<i>Sem Piauí</i>	<i>Sem Ceará</i>
Desigualdade (Gini)	-1.602733	-1.593623	-1.67792
	(-6.75)	(-6.26)	(-7.05)
	EP: 0.2375469	EP: 0.2543867	EP: 0.2380406
Renda	-0.6856175	-0.6818644	-0.6751429
	(-6.20)	(-6.22)	(-5.99)
	EP: 0.1106404	EP: 0.109635	EP: 0.112789
Educação	0.2464386	0.24490	0.2559717
	(10.77)	(9.67)	(10.60)
	EP: 0.0228821	EP: 0.0253251	EP: 0.0241526
Investimento	-2.91736	-2.929778	-3.02082
	(-4.81)	(-5.03)	(-4.57)
	EP: 0.6062815	EP: 0.5827008	EP: 0.6609218
Constante	1.265684	1.272784	1.264245
	(12.66)	(10.73)	(10.75)
	EP: 0.1000017	EP: 0.1186584	EP: 0.1176302
Nº de Observações	104	104	104

Tabela 4: Análise de Sensitividade por níveis de Desigualdade

<i>Análise – Arellano-Bond 2step</i>	<i>Sem Roraima</i>	<i>Sem Amapá</i>	<i>Sem Rondônia</i>
Desigualdade (Gini)	-1.754381 (-7.65) EP: 0.22935	-1.753736 (-9.03) EP: 0.1942554	-1.811064 (-8.16) EP: 0.2220196
Renda	-0.6754026 (-6.27) EP: 0.1076484	-0.6854255 (-5.86) EP: 0.1169838	-0.6945629 (-6.09) EP: 0.1139939
Educação	0.2658217 (12.15) EP: 0.0218711	0.2617818 (12.66) EP: 0.0206758	0.2669505 (12.01) EP: 0.0222234
Investimento	-3.019597 (-5.66) EP: 0.5330601	-3.148817 (-4.71) EP: 0.6681598	-3.255096 (-4.70) EP: 0.6932972
Constante	1.239201 (10.62) EP: 0.1167236	1.272667 (11.09) EP: 0.1147203	1.311202 (11.68) EP: 0.1122844
Nº de Observações	104	104	104

Outro teste para analisar a robustez dos resultados foi o de estimar regressões para cada período de forma separada; ou seja, estimar o modelo apenas para o período 1985-1989, depois apenas para o período 1990-1994, e assim por diante.

Tabela 5: Análise de Sensitividade por períodos

<i>Análise – Arellano-Bond 2step</i>	<i>Arellano-Bond 2 Step sem o 1º período</i>	<i>Arellano-Bond 2 Step sem o 2º período</i>	<i>Arellano-Bond 2-Step sem o 3º período</i>	<i>Arellano-Bond 2 Step sem o 4º período</i>
Desigualdade (Gini)	-2.110603 (-5.66) EP: 0.3726614	-1.424156 (-2.23) EP: 0.6398925	-1.69608 (-2.60) EP: .65169	-1.550491 (-4.88) EP: 0.3179694
Renda	-0.3984077 (-2.73) EP: 1.284477	-0.6578448 (-4.71) EP: 1.1397594	-0.6070409 (-3.07) EP: 0.1975056	-0.4518335 (-2.24) EP: 0.2020107
Educação	0.2828552 (10.44) EP: 0.0270947	0.2645932 (6.63) EP: 0.0399377	0.2616533 (6.40) EP: 0.040914	0.2671607 (8.34) EP: 0.0320208
Investimento	-4.281856 (-4.01) EP: 1.06692	-4.825187 (-6.30) EP: 0.7664949	-3.623186 (-3.58) EP: 1.011623	-3.160156 (-4.40) EP: 0.7185524
Constante	1.336813 (6.01) EP: 0.22254	1.095051 (4.27) EP: 0.2566596	1.260276 (4.46) EP: 0.2825701	1.143545 (7.37) EP: 0.1551559
Nº de Observações	81	81	81	81

Seguindo o artigo de PANIZZA (2002), esta seção é proposta para avaliar se os resultados obtidos anteriormente são robustos para *outliers*, testando se há a presença de correlação serial e/ou quebras estruturais no painel.

O que se observa nas Tabela 3, 4 e 5, respectivamente apresentado as análises por crescimento, desigualdade e períodos, é que os resultados são robustos para todas as análises de sensibilidade realizadas, mostrando que o modelo resiste razoavelmente à presença de *outliers*.

Para testar a ocorrência de quebras estruturais, é realizado um teste de Chow, onde são retirados grupos de anos do período estudado no trabalho. Então, são estimados um modelo restrito e um modelo livre. O modelo restrito é o modelo levando em conta todos os grupos de anos, e a restrição é obviamente a de que os coeficientes para os diversos períodos não mudam. Já o modelo livre permite que os coeficientes variem. O teste é baseado na comparação entre somas de quadrados de resíduos do modelo livre e do modelo restrito. O resultado do teste foi de aproximadamente 1.02; ou seja, rejeita-se a possibilidade de quebra estrutural, pois uma pequena diferença entre as duas somas de quadrados de resíduos indica que a hipótese nula, ou a igualdade dos coeficientes nos diversos períodos, é verdadeira.

O que se observa quando são retirados os estados do Maranhão, Piauí e Ceará, é que todos os sinais são mantidos, assim como a significância dos coeficientes. O mesmo ocorre ao serem retirados da amostra os estados de Rondônia, Roraima e Amapá.

O que pode ser observado pela análise de sensibilidade eliminando períodos é que como o método Arellano-Bond necessita de muitas observações, a retirada de períodos e, conseqüentemente, a retirada de um número considerável de observações, levam a resultados pobres ou sem significância.

Sumarizando os resultados empíricos encontrados, algumas conclusões podem ser destacadas:

- i. O método de Arellano-Bond de dois estágios é o que fornece melhores resultados. Em si, isto não deveria ser surpreendente dado que este método leva em conta a endogeneidade presente no modelo.
- ii. A estimativa obtida não apresenta diferença de significância ao utilizarem-se diferentes medidas de desigualdade de renda;
- iii. Os sinais encontrados estão de acordo com o esperado;
- iv. A análise de sensibilidade eliminando estados com baixo crescimento ou baixa desigualdade não muda substancialmente os resultados. Já a eliminação de períodos amostrais danifica levemente os resultados. Isto se justifica pela dependência do método de Arellano-Bond à latitude amostral.

5. CONCLUSÃO

Neste trabalho tentou-se analisar a relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico. A literatura tradicional que aborda o assunto tem obtido dois resultados: uma vertente, mais antiga tem encontrado que a relação é negativa. A desigualdade de renda teria efeitos negativos no crescimento de renda, principalmente de longo prazo. Uma nova fase nos estudos de crescimento, iniciada por autores como FORBES (2000) e BANERJEE e DUFFLO (2003), no entanto, tem desafiado esta crença, e encontram que esta relação não é tão robusta quanto anteriormente se acreditava, além de observar que na verdade são mudanças na desigualdade, em qualquer direção, que levam a níveis de crescimento econômico subsequentemente inferiores. PANIZZA (2002) faz um trabalho semelhante ao proposto aqui, estudando a relação entre desigualdade e crescimento nos estados americanos. Os resultados do seu trabalho apontam para uma relação negativa, pouco robusta para diferentes medidas de desigualdade.

Neste trabalho, utilizaram-se dados do IPEA para os anos de 1985 a 2002, para todos os estados brasileiros. A técnica econométrica utilizada foi a de dados em painel, seguindo, com algumas modificações, a formulação apresentada nos trabalhos de FORBES (2000) e PANIZZA (2002). Foram criados painéis de quatro períodos, cada período com quatro anos, com a exceção do primeiro período, com cinco.

Foram realizadas regressões para o modelo adotado com diversos métodos econométricos, sendo estes o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários com efeitos fixos e efeitos aleatórios, o OLS *pooled*, os algoritmos Arellano-Bond e Arellano-Bond de dois estágios. Os resultados mais interessantes, onde todos os coeficientes apresentaram-se significantes, foram obtidos por meio do Arellano-Bond de dois estágios.

De uma maneira geral, ao utilizar este método no modelo, apresentando assim significância nos coeficientes, a desigualdade afeta negativamente o crescimento, significando que quanto maior a desigualdade inicial, menor a taxa de crescimento do período; a renda afeta negativamente a taxa de crescimento (o que corrobora a hipótese da convergência, na qual valores iniciais baixos da renda ou do produto levam a um maior crescimento). O investimento apresenta sinal aparentemente inesperado, pois seu coeficiente é negativo. Isto denota, no entanto, o efeito *crowding-out*, pois o que está sendo usado é a formação bruta de capital do setor público. O governo eleva a taxa de juros para captar recursos, o que inibe o investimento privado. Finalmente, a educação apresenta efeito positivo sobre a taxa de crescimento, corroborando a tese de que uma mão-de-obra mais qualificada leva a taxas de crescimento mais altas.

Os resultados apresentam-se extremamente robustos para a utilização de formas não-lineares das medidas de desigualdade, como o índice de Gini ao quadrado e o 3º Quintil ao cubo. Além disso, ao realizar-se uma análise de sensibilidade, os resultados também foram robustos ao retirar-se estados com níveis mais inferiores de crescimento econômico ou maiores de desigualdade de renda. A única mudança significativa nesta

análise se deu ao retirar alguns períodos da amostra, o que evidencia a dependência do método Arellano-Bond de latitude amostral.

Assim, o que se conclui a princípio é que, pelo menos para o Brasil, o nível de desigualdade é importante para as taxas de crescimento subseqüentes dos estados. Evidentemente, algumas extensões podem ser feitas ao trabalho, visando dar robustez aos resultados encontrados. Sabe-se que no caso do Brasil, os maiores índices de desigualdade estão nos estados mais pobres; assim, talvez pudesse ser utilizada a dotação de fatores para normalizar esta desigualdade. Além disso, devido às diferenças de medida das variáveis, seria talvez produtivo dividir todas as variáveis pelos seus respectivos desvios-padrões.

REFERÊNCIAS

AHN, S.C., SCHMIDT, P. **Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data.**

Journal of Econometrics, Elsevier, vol. 68(1), pages 5-27, July 1995

ALESINA, A., PEROTTI, R. **Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition**

and Macroeconomic Effects. NBER Working Papers 5730, National Bureau of Economic Research, Inc. 1996

ALESINA, A., RODRIK, D. **Distributive Politics and Economic Growth. The**

Quarterly Journal of Economics, MIT Press, vol. 109(2), pages 465-90, May 1994

ARELLANO, M., BOND, S. **Some Tests of Specifications for Panel Data: Monte**

Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. Review of Economic Studies, 58, p.227-297. 1991

ARELLANO, M., BOVER, O. **Another Look at the Instrumental Variable**

Estimation of Error-Components Models. Journal of Econometrics, Elsevier, vol. 68(1), pages 29-51, July 1995

ATALIBA, F., NETO, P., TEBALDI, E. **Desigualdade de Renda e Crescimento**

Econômico no Nordeste Brasileiro, CENER, Estudos Econômicos No. 037.2001

ATTANASIO, O., BINELLI, C. **Inequality, Growth and Redistributive Policies.** in conference on Poverty, Inequalities and Growth: What's at stake for development aid?, Afd/EUDN. Paris. 2003

BACHA, E.L. TAYLOR, L. **Brazilian Income Distribution in the 1960s: Acts, Model Results, and the Controversy.** Oxford University Press. p.296-342. 1980

BAGOLIN, I.P., GABE, J., RIBEIRO, E.P. **Crescimento e Desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991).** UFRGS. Textos Para Discussão No. 2004/20. 2004

BANERJEE, A.V., DUFFLO, E. **Inequality And Growth: What Can The Data Say?** MIT. June 2003.

BANERJEE, A.V., NEWMAN, A.F. **Risk-Bearing and the Theory of Income Distribution.** *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing, vol. 58(2), pages 211-35, April. 1991

BARRO, R.J. **Economic Growth in a Cross Section of Countries.** *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 106(2), pp. 407-43. May 1991

BARRO, R.J. **Inequality and Growth in a Panel of Countries,** *Journal of Economic Growth*, 5:5-32 March. pp.285-313. 2000

BARRETO, F.A.F.D., MELO NETO, P.J., TEBALDI, E. **Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico no Nordeste Brasileiro.** Revista Econômica do Nordeste. 2001

BÉNABOU, R., **Inequality and Growth.** NBER Working Paper, 5658, July. 1996

BERTOLA, G. **Factor shares and savings in endogenous growth.** American Economic Review 83, 1184-1198. 1993

BLUNDELL, R., BOND, S. **Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models.** Economics Papers 104, Economics Group, Nuffield College, University of Oxford.1995

BOURNGUIGNON, F. **The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity Across Countries and Time Periods.** Delta Working Papers. 2002.

BRANCO, R.C., **Crescimento Acelerado e o Mercado de Trabalho: A Experiência Brasileira.** Estudos Econômicos EPGE Vol 2, no. 33. 1979

CASTELLÓ-CLIMENT, A. **A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth: What Human Capital Inequality Data Say.** Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A. (I) Working Papers. Serie EC.2005

CASTELLÓ-CLIMENT, A., DOMÉNECH, R. **Human Capital Inequality and Economic Growth: Some New Evidence.** Royal Economic Society. Volume 112. 2002

DEININGER, K., SQUIRE, L. **News ways of looking at old issues: inequality and growth** , Journal of Development Economics, vol. 57, 259-287. 1998

DURLAUF, S., JOHNSON, P., TEMPLE, J.R. W., **Growth Econometrics.** Vassar College Department of Economics Working Paper Series 61, Vassar College Department of Economics.2004

FERREIRA, F.H.G. **Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: luta de classe ou heterogeneidade educacional?** PUC - Departamento de Economia, Texto para Discussão, nº. 415. 2000

FERREIRA, P.C.G., LLEDÓ, V. **Crescimento Endógeno, Distribuição de Renda e Política Fiscal: Uma Análise Cross-Section Para os Estados Brasileiros.** Ensaios Econômicos EPGE. No. 300. 1996

FIELDS, G., JAKUBSON, G., **The inequality-development relationship in developing countries.** Mimeo. 1994

FISHLOW, A. **Brazilian Size Distribution of Income.** American Economic Review, v.62, n.2, p. 391-402, 1972.

FORBES, K. (1997) **A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth**. Unpublished paper, MIT. 1997

FORBES, K. J. **A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth**. American Economic Review. pp. 859-887. September.2000

GALOR, O., TSIDDON, D. **Technological progress, mobility, and economic growth**. American Economic Review. 87. 363-382. 1997

GALOR, O.; ZEIRA, J. **Income distribution and macroeconomics**. The Review of Economic Studies, v. 60 (1), n. 202, Jan. 1993.

GANDRA, R. M. **O Debate Sobre a Desigualdade de Renda no Brasil: Da Controvérsia dos anos 70 ao Pensamento Hegemônico nos anos 90**. UFRJ, Textos Para Discussão, no. 001. 2004.

GOMEZ, R., FOOT, D. **Age Structure, Income Distribution and Economic Growth**. Canadian Public Policy, 29:1 pp141-161. 2003

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. Prentice Hall. 5th Edition. 2002

HAHN, J., **How Informative is the Initial Condition in the Dynamic Panel Model with Fixed Effetes?** Journal of Econometrics 93, pp. 309-326. 1998

HIBBS, D.. **Mass Political Violence: A Cross-Sectional Analysis**, New York, Wiley.
1973

HOFFMANN, R. , DUARTE, J.C.. **A Distribuição de Renda no Brasil**. Revista de
Administração de Empresas. v.12, n.2, p. 46-66. 1972

KENNEDY, P. **A Guide to Econometrics**. 5th Edition. MIT-Cambridge Press. 2003

KUZNETS, S. **Economic growth and income inequality**. American Economic Review
45, pp.1-28. 1955

LANGONI, C.G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil:
uma reafirmação**. Ensaios Econômicos EPGE, n°. 7. 1973

LI, H., ZOU, H. **Income Inequality Is Not Harmful for Growth: Theory and
Evidence**. Review of Development Economics (October). 1998

MIRRLEES, J.A.. **An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation**.
Review of Economic Studies, Blackwell Publishing, vol. 38(114), pages 175-208,
April. 1971

PAES DE BARROS, R. MENDONÇA, R. **Os Determinantes da Desigualdade no
Brasil**. IPEA, Texto Para Discussão, no. 377. 1995

PANIZZA, U. **Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data.** Journal Of Economic Growth, 7, 25-41, 2002.

PEROTTI, R. **Growth, Income Distribution and Democracy.** Journal of Economic Growth. pp. 149-87 June. 1996

PERSSON, T., TABELLINI, G. **Is Inequality Harmful for Growth? American Economic Review.** American Economic Association, vol. 84(3), pages 600-621, June 1994

PIKETTY, T. **The Dynamics of the Wealth Distribution and the Interest Rate with Credit Rationing.** The Review of economic Studies, v. 64, n. 2, p.173-189, 1997.

SAINT-PAUL, G., VERDIER T.V. **Historical accidents and the persistence of distributional conflicts,** Journal of the Japanese and International Economics 6: pp.406-422. 1992

SANT'ANNA, A.A. **Notas Sobre a Literatura Recente Em Crescimento e Desigualdade.** Revista de Economia Contemporânea, 2004

SENNA, J.J. **Escolaridade, experiência no trabalho e salários no Brasil.** Ensaios Econômicos EPGE, no. 22. 1976

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

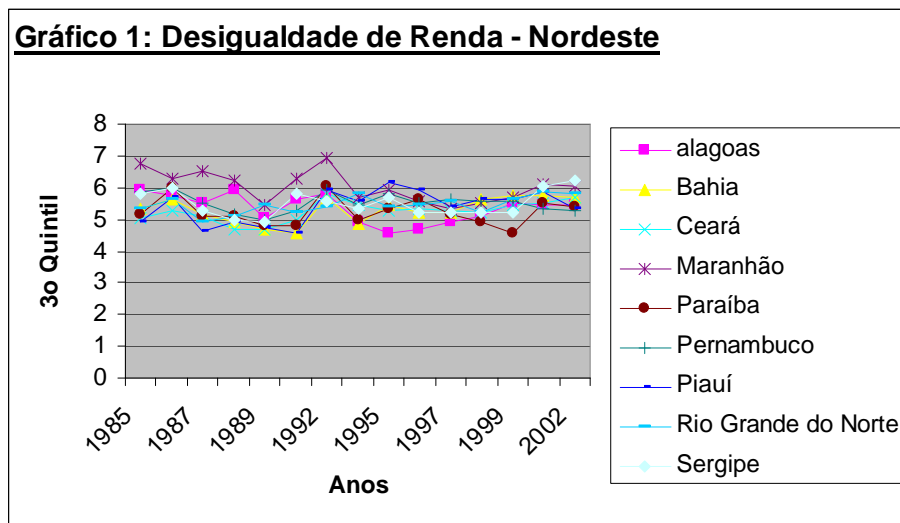
VENIERIS, Y., GUPTA, D. **Socio-Political Instability and Economic Dimensions of Development: A Cross-Sectional Model.** Journal of Political Economy, 96, 873-883
1986

VENIERIS Y., Gupta D. **Income Distribution and Socio-political Instability as Determinants of Savings: A Cross-Sectional Model.** Journal of Political Economy, 94, 873-883 1986

ZILBERMAN, E. **Os Efeitos da Desigualdade no Crescimento.** Concurso de Monografias. IPEA. 2004

APÊNDICE

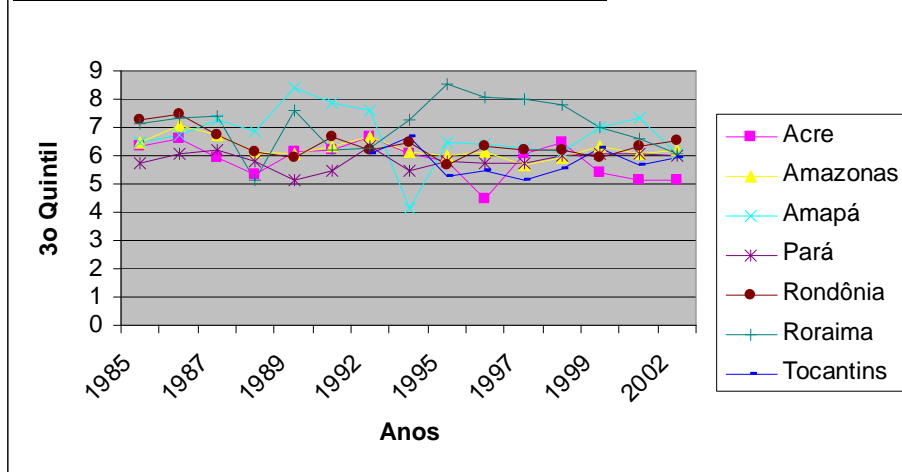
Gráficos e análise da evolução das variáveis utilizadas no modelo:



Dados: IPEA

Analisando a evolução dos níveis de desigualdade de renda por região, onde foi utilizada como medida o 3º Quintil da Renda, ou 6º Decil, ou seja, É a proporção (%) da renda apropriada pelos indivíduos pertencentes ao 6º decil da distribuição segundo a renda domiciliar per capita observando primeiro a região Nordeste, apresentada no Gráfico 1, nota-se um considerável aumento da desigualdade no início da década de noventa. Todos os estados da região apresentam uma estabilidade entre os valores 5 e 7 após a década de noventa. Maranhão apresenta a maior variação no período, e os maiores índices de desigualdade.

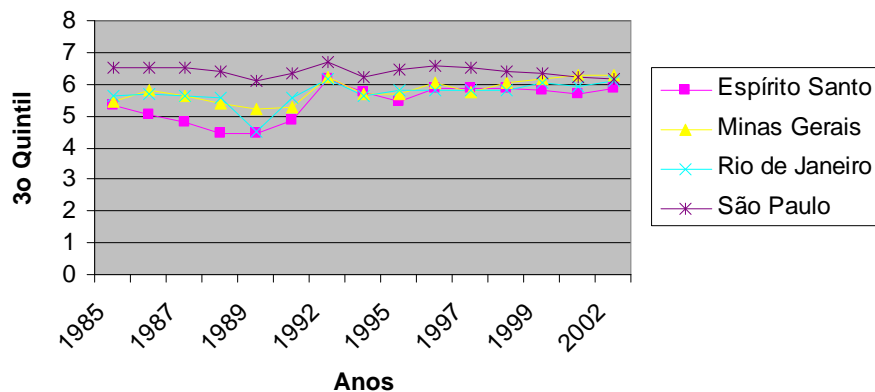
Gráfico 2: Desigualdade de Renda - Norte



Dados: IPEA

O Norte, representado pelo Gráfico 2, apresenta grande variação nos níveis de desigualdade, principalmente para o estado do Amapá, no qual se pode visualizar um aumento considerável de desigualdade no final da década de noventa, chegando a valores acima de 8, seguido de uma abrupta queda após a instalação do Plano Real, caindo praticamente à metade de seu valor de pico. Roraima, em sentido contrário, demonstra um grande crescimento de desigualdade após 1995, com uma leve tendência de queda ocorrendo após o ano 2000.

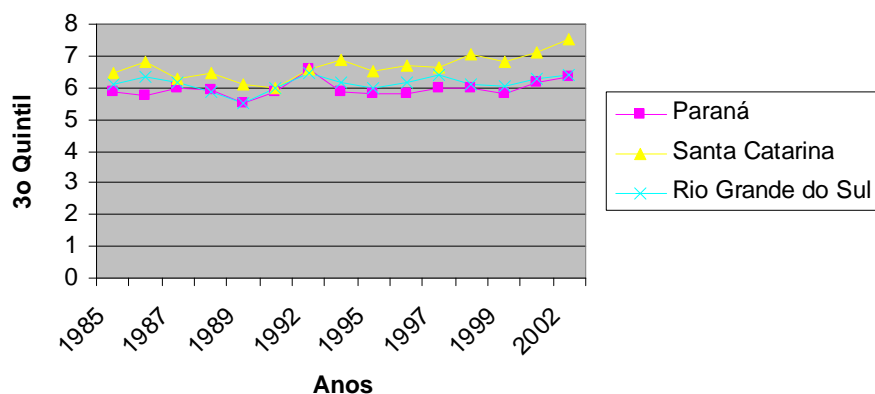
Gráfico 3: Desigualdade de Renda - Sudeste



Dados: IPEA

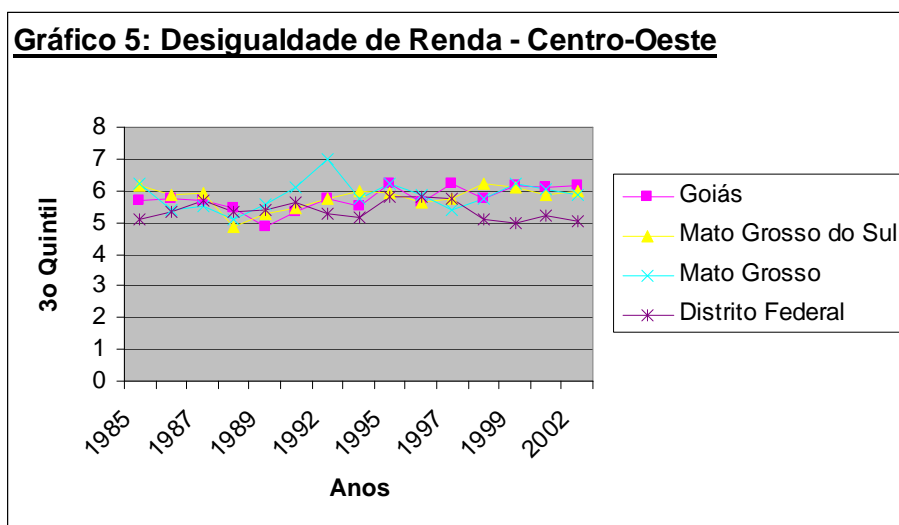
No Gráfico 3, observa-se que no Sudeste, São Paulo apresenta uma linha de desigualdade estável no período, permanecendo sempre com valores entre 6 e 7. Os outros estados, menos desiguais, têm um salto no nível de desigualdade na primeira metade da década de noventa, pulando entre valores de 4 a 5 para 6 a 7, e que eventualmente se estabiliza após o plano Real.

Gráfico 4: Desigualdade de Renda - Sul



Dados: IPEA

A região Sul, representada pelo Gráfico 4, apresenta os maiores níveis de crescimento na desigualdade de renda, principalmente no final da década de oitenta e em anos mais recentes. Os valores se concentram na linha do valor 6, com o estado de Santa Catarina subindo para valores entre 7 e 8.

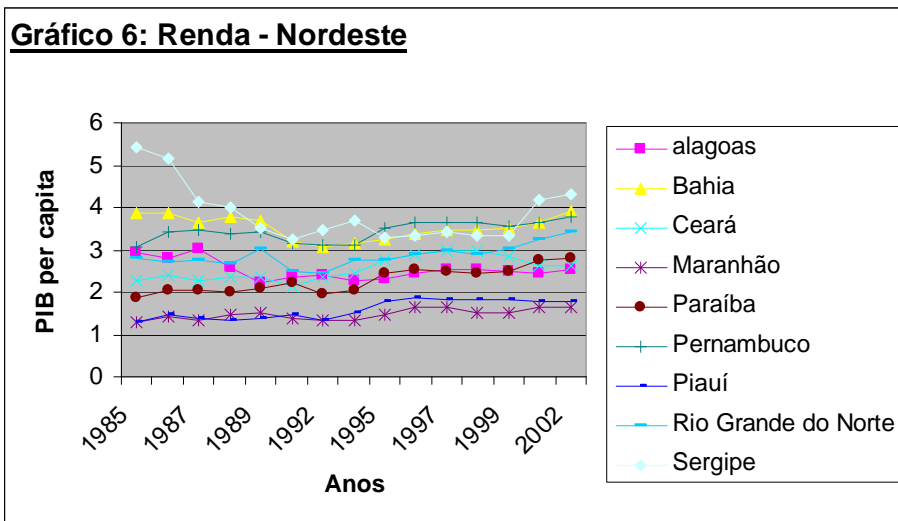


Dados: IPEA

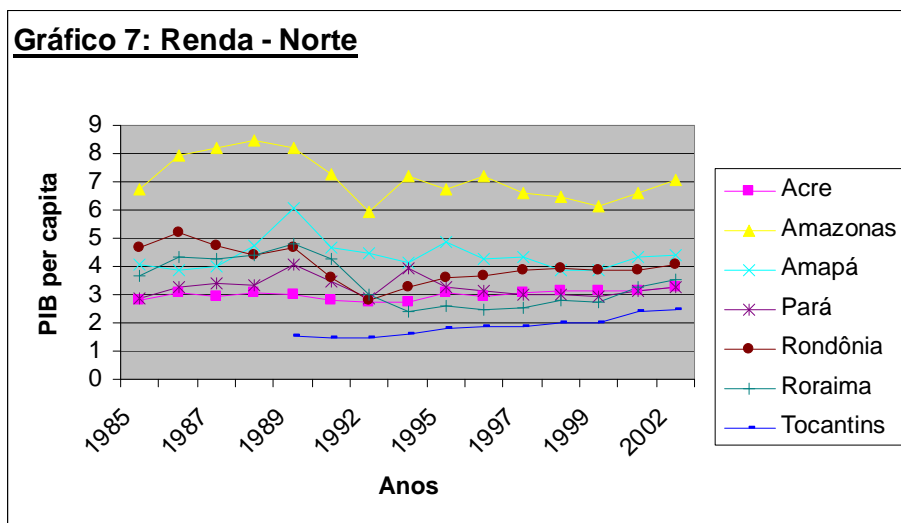
Já em relação à desigualdade no Centro-Oeste, demonstrada no Gráfico 5, o estado do Mato Grosso apresenta um grande salto nos anos próximos ao do Plano Real, chegando à linha do valor 7, contrariando a tendência dos outros estados da região, onde o nível de desigualdade manteve-se relativamente estável entre os valores 5 e 6.

A renda, medida aqui pelo PIB per capita, apresenta uma maior variação entre estados. No Nordeste, representado pelo Gráfico 6, pode-se observar que estados como Sergipe (único a ultrapassar o valor 5) e Bahia sempre possuíram níveis de renda mais altos, mantendo-se entre os valores 3 e 4. Em contrapartida, estados como o Piauí e Maranhão são os estados com os níveis de renda mais baixos do país através dos anos.

No Norte, visto no Gráfico 7, o Amazonas tem níveis de renda bem superiores ao restante da região, sendo Tocantins o estado mais pobre. Os estados do Norte e Nordeste apresentam níveis de renda similares. Observa-se também, em ambas as regiões, uma quebra considerável na renda durante o início da década de noventa, durante o Governo Collor.

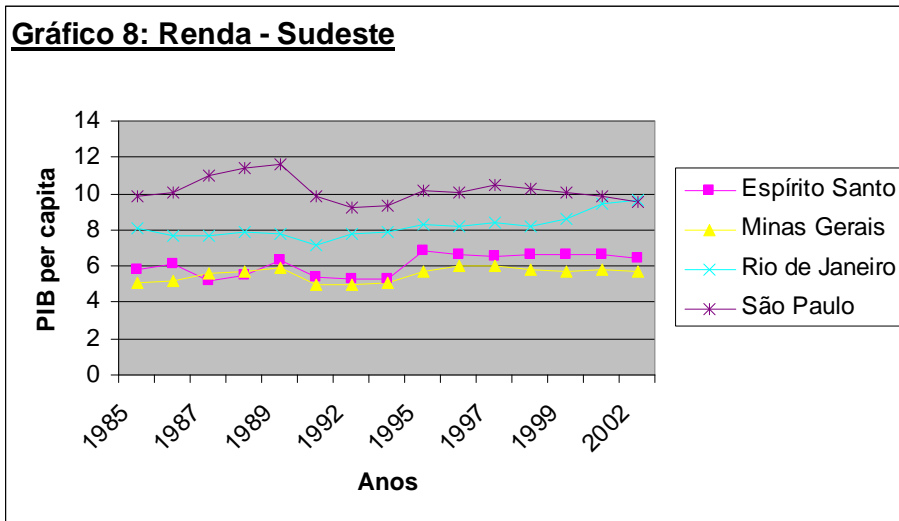


Dados: IPEA

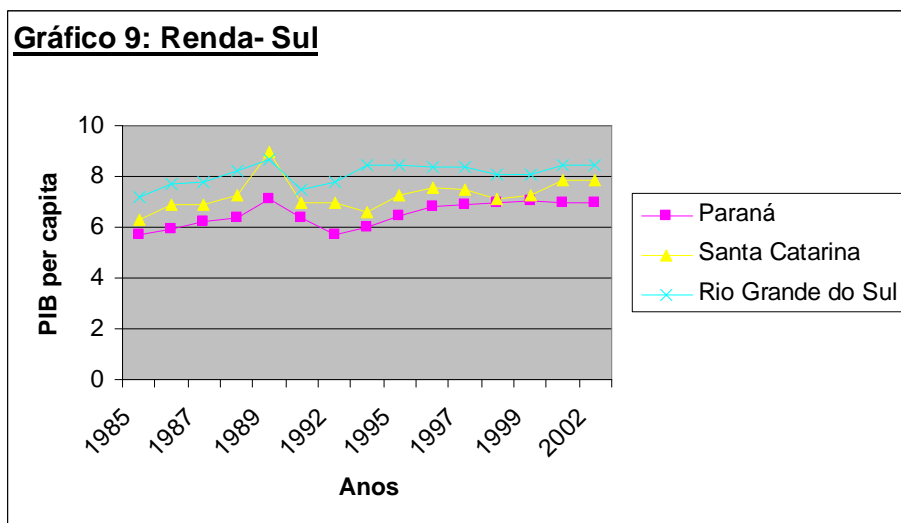


Dados: IPEA

As regiões Sudeste e Sul, respectivamente observadas nos Gráficos 8 e 9, apresentam os maiores níveis de renda do país. Enquanto São Paulo, Rio de Janeiro e o Rio Grande do Sul são os estados mais ricos de suas respectivas regiões, Minas Gerais, Espírito Santo e Paraná são os que apresentam menor renda, mantendo-se sempre próximos aos valores de 5 e 6.

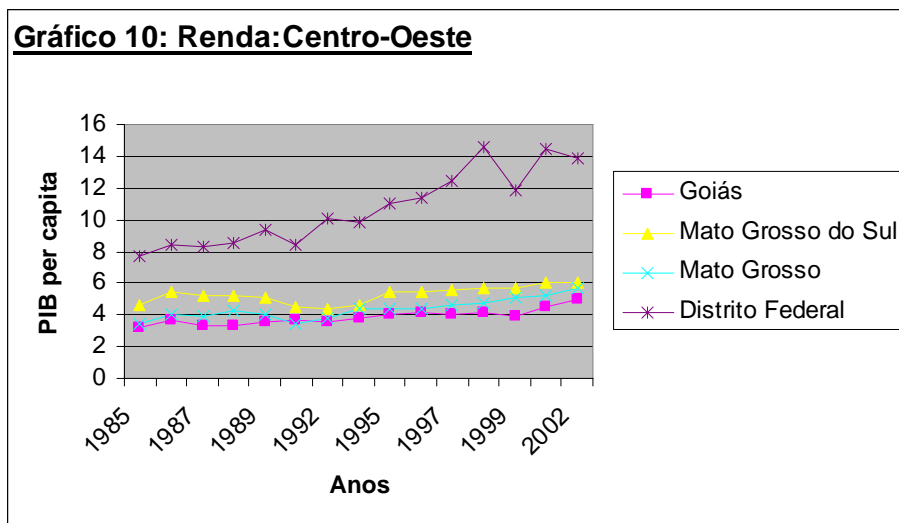


Dados: IPEA



Dados: IPEA

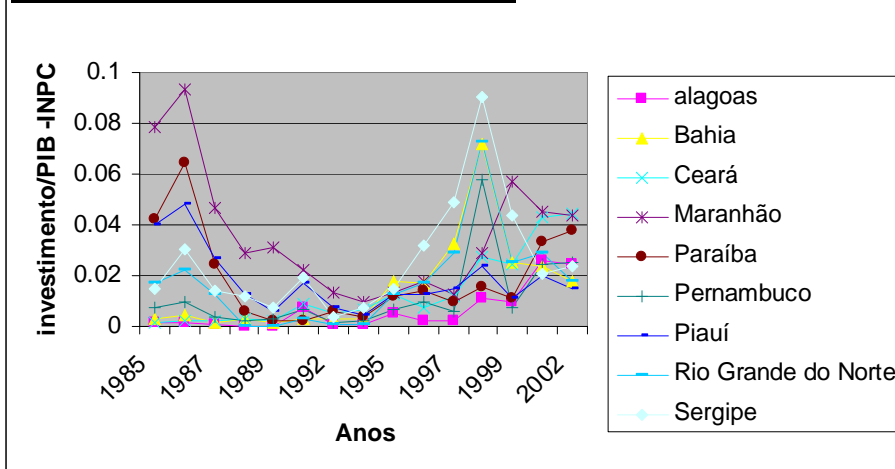
O Centro-Oeste, representado pelo Gráfico 10, é a região que apresenta tendência mais diferenciada nos níveis de renda das regiões. O Distrito Federal apresenta um grande crescimento da renda per capita ao longo dos anos, subindo de 8 para 14, enquanto que esta tendência, ainda que bem mais modesta, também ocorre nos outros estados. Goiás apresenta os piores níveis de renda, ficando entre 2 e 5.



Dados: IPEA

Os níveis de investimento nas cinco regiões brasileiras são os que apresentam a maior variabilidade entre todas as variáveis. No Nordeste, apresentado no Gráfico 11, após os grandes níveis de investimento oriundos ainda do salto ocorrido na década de setenta, que ultrapassam o valor de 0,08 durante o regime militar, observa-se uma queda considerável na segunda metade da década de oitenta, permanecendo estável, em níveis baixos, entre 0 e 0,02, até 1998, onde ocorre um grande salto para níveis quase tão altos quanto os anteriores. Este é o caso principalmente de estados como o Sergipe.

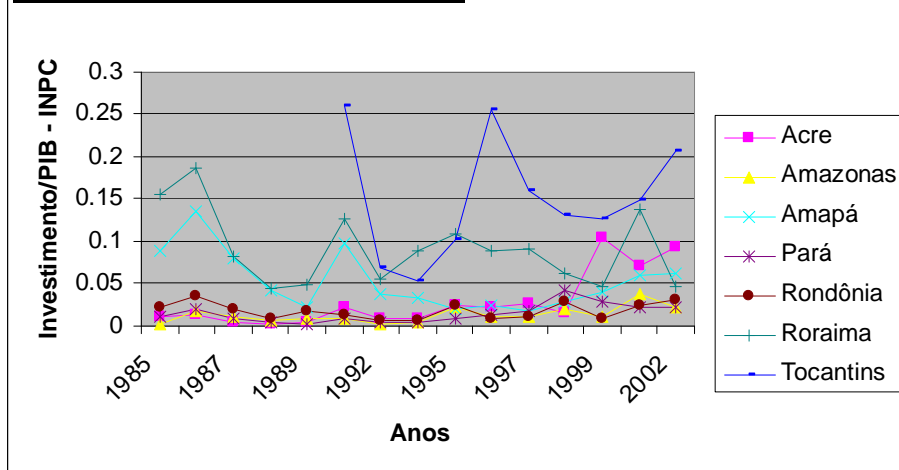
Gráfico 11: Investimento - Nordeste



Dados: IPEA

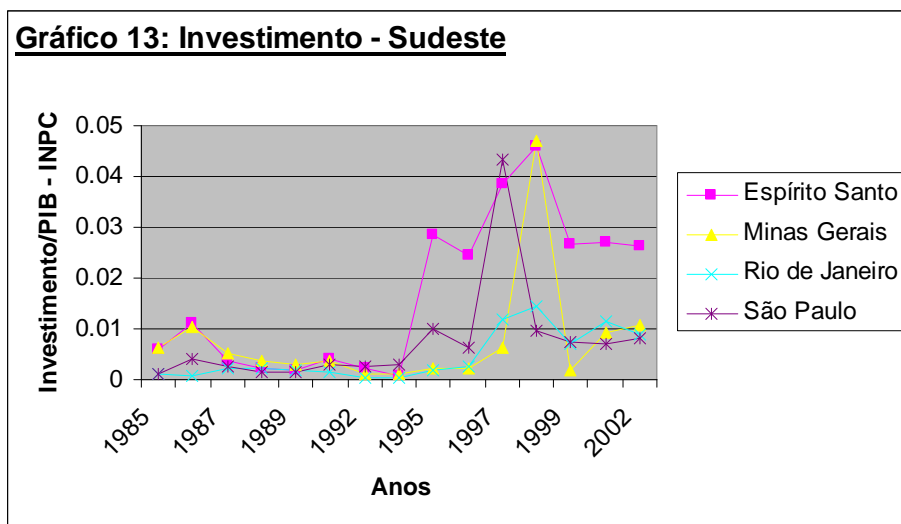
Nos estados do Norte, vistos no Gráfico 12, há também uma grande variação nos níveis de investimento, ainda que a queda não tenha sido tão considerável quanto nos estados do Nordeste. O Tocantins, desde a sua criação, apresenta a maior variação da região, caindo de 0,25 para 0,05, depois subindo novamente, ainda que mantenha níveis mais altos de investimento.

Gráfico 12: Investimento - Norte



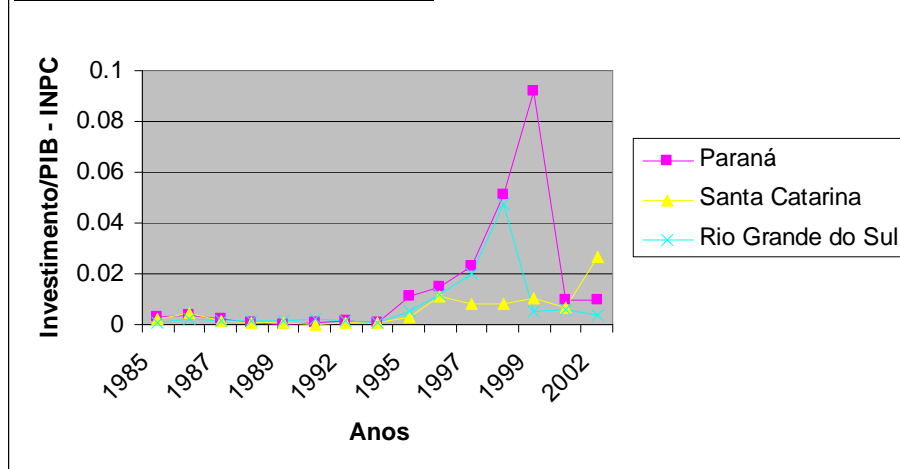
Dados: IPEA

No Sudeste, representado pelo Gráfico 13, os níveis de investimento apresentam-se inicialmente bem mais baixos, perto de 0,01, que os das outras regiões na segunda metade da década de oitenta, e assim permanece até a implantação do Plano Real, quando ocorre um salto para níveis bem mais altos, acima de 0,04, com a exceção do Rio de Janeiro, para o qual há uma tendência mais estável e menos inclinada de aumento. Curiosamente, segue-se uma queda igualmente acentuada no final da década de noventa. No Espírito Santo, a estabilização é em níveis um pouco mais altos, enquanto em Minas Gerais e São Paulo os níveis voltam quase para seus valores da década anterior, próximos a 0.01.



Dados: IPEA

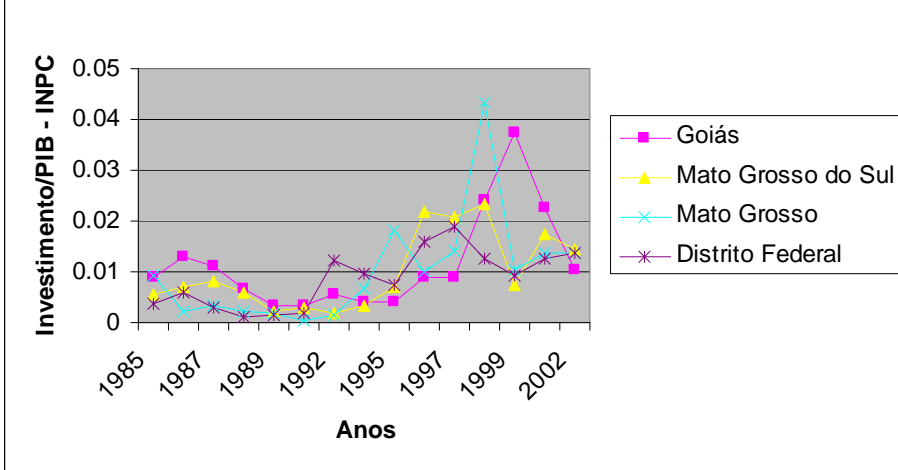
Gráfico 14: Investimento - Sul



Dados: IPEA

No Sul, observado no Gráfico 14, assim como no Sudeste, os níveis de investimento ficam em níveis baixíssimos durante toda a década de oitenta, apenas na segunda metade da década de noventa que haverá um aumento, principalmente no estado do Paraná, onde o crescimento é bastante acentuado, passando de 0,08. A queda após o ano 2000 é igualmente acentuada para este estado. Há uma queda também para o Rio Grande do Sul, mas Santa Catarina apresenta uma tendência estável de crescimento, ainda que modesta.

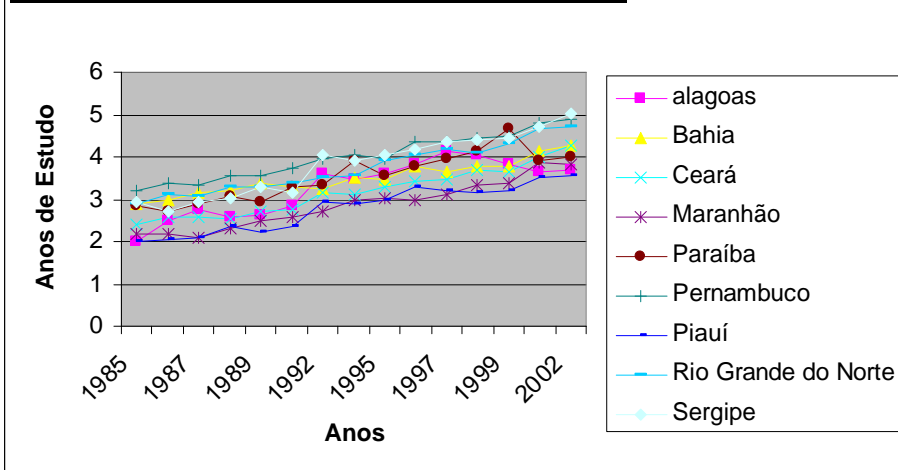
Gráfico 15: Investimento - Centro-Oeste



Dados: IPEA

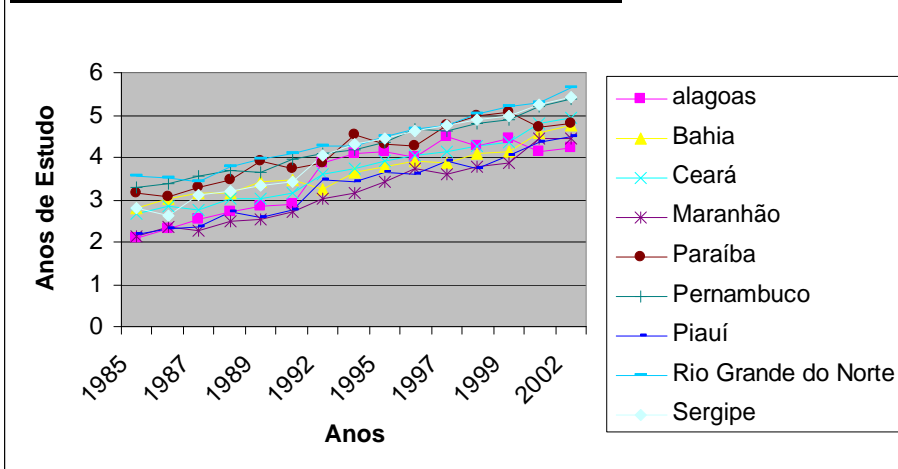
O Centro-Oeste, Gráfico 15, apresenta uma grande variabilidade, principalmente nos estados de Goiás e Mato Grosso, onde ocorre aumento nos níveis de investimento no final da década de noventa, passando a diminuir imediatamente depois.

Gráfico 16: Educação Masculina - Nordeste



Dados: IPEA

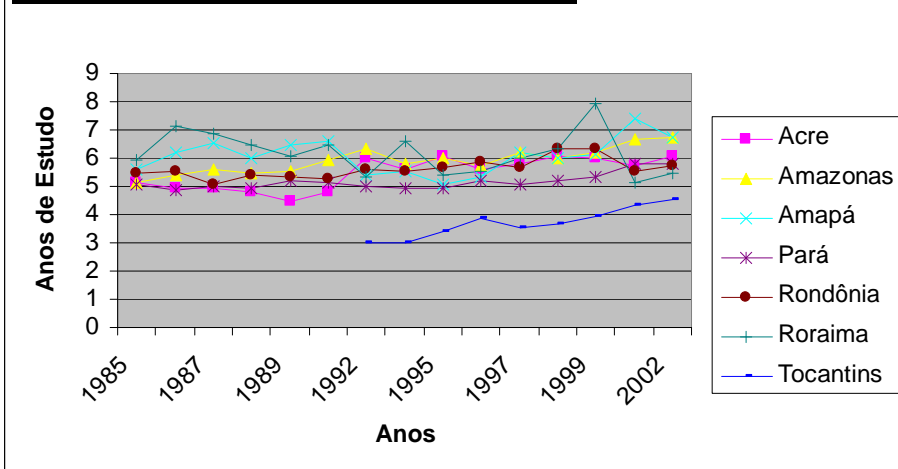
Gráfico 17: Educação Feminina - Nordeste



Dados: IPEA

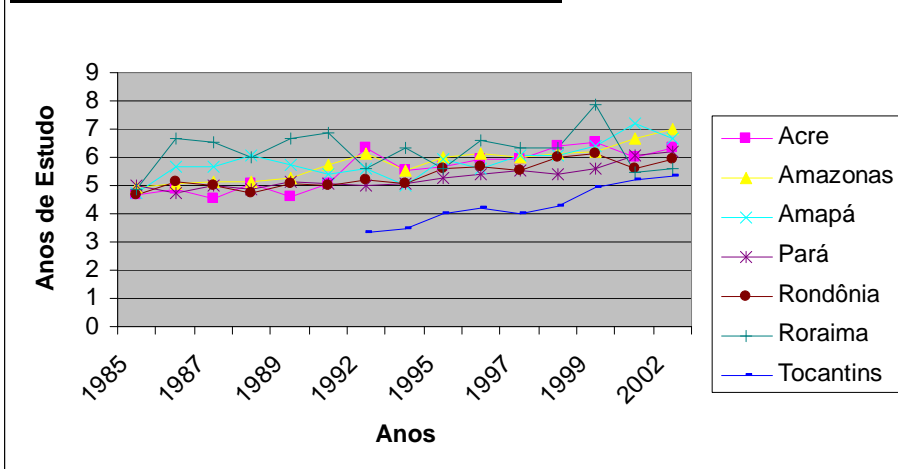
Analisando os níveis de educação, medidos pelos anos de estudo de pessoas acima de 25 anos, todas as regiões apresentam tendência de crescimento, tanto na educação masculina quanto feminina. Sergipe e Rio Grande do Norte são os estados com maiores níveis de educação da região nordeste, com mais de 5 anos de estudo após o ano 2000.

Gráfico 18: Educação Masculina - Norte



Dados: IPEA

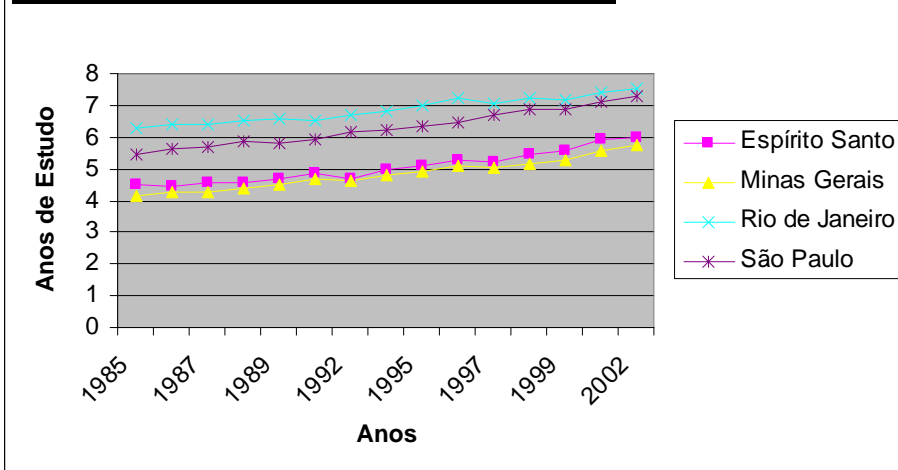
Gráfico 19: Educação Feminina - Norte



Dados: IPEA

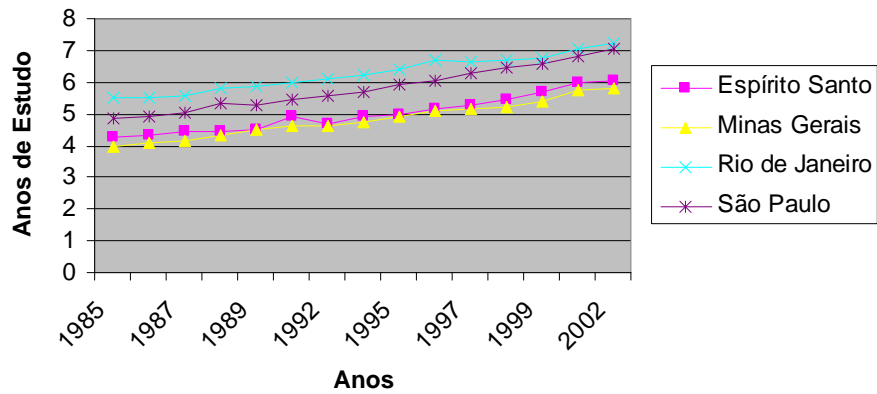
Na região Norte, apresentada nos Gráficos 18 e 18, há uma variabilidade um pouco maior, principalmente em Roraima, onde ocorre um pico significativo no ano 2000, para 8 anos de estudo. O Amazonas aparece com os maiores níveis de educação, sempre entre 5 e 6 anos de estudo.

Gráfico 20: Educação Masculina - Sudeste



Dados: IPEA

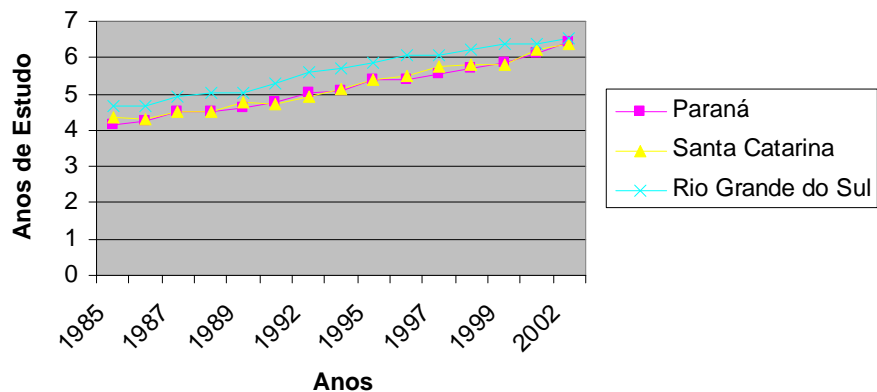
Gráfico 21: Educação Feminina - Sudeste



Dados: IPEA

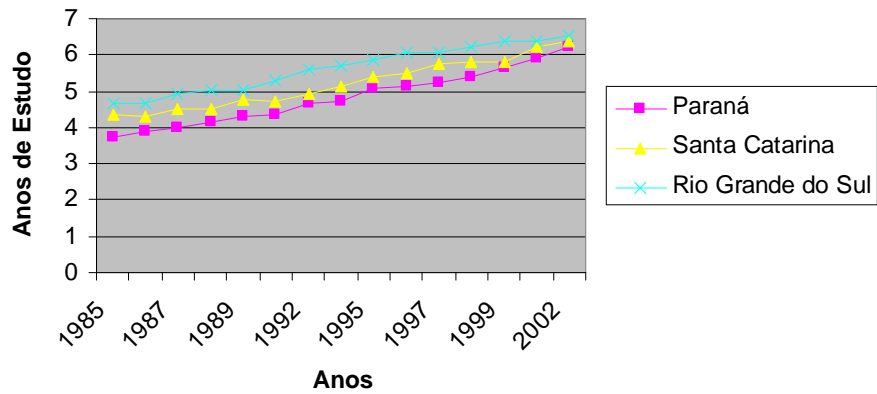
Nas regiões Sudeste e Sul, Gráficos 20 a 24, observam-se altos índices de educação, entre 4 e 6 anos de estudo, principalmente nos estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul.

Gráfico 22: Educação Masculina - Sul



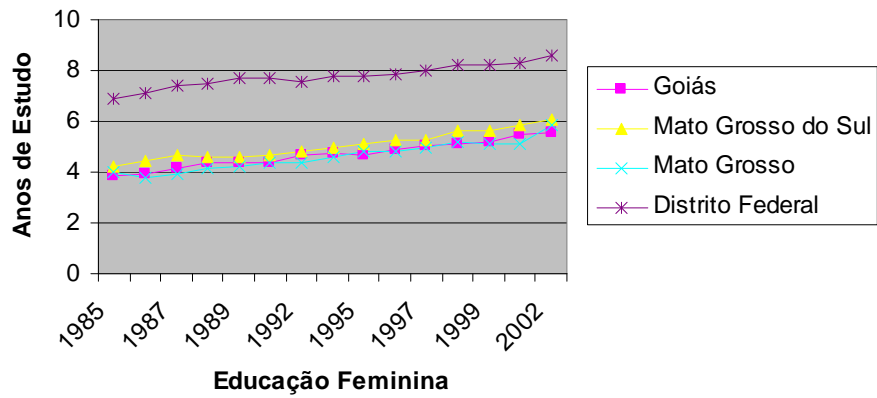
Dados: IPEA

Gráfico 23: Educação Feminina - Sul



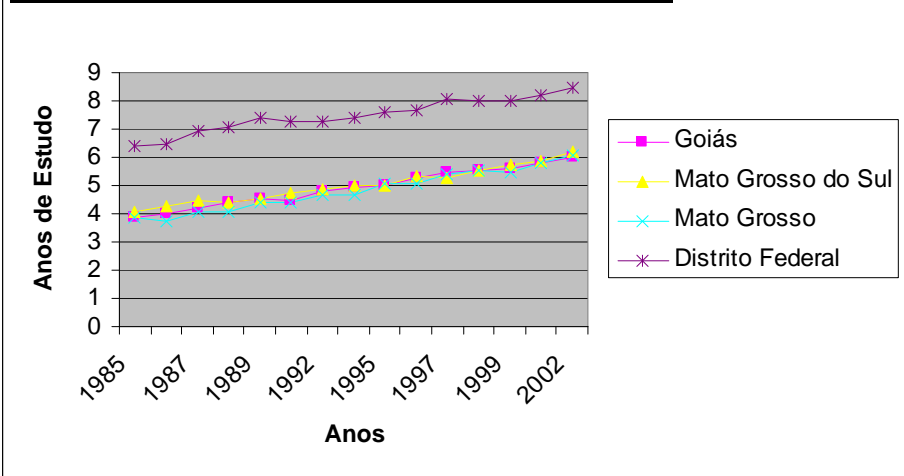
Dados: IPEA

Gráfico 24: Educação Masculina - Centro-Oeste



Dados: IPEA

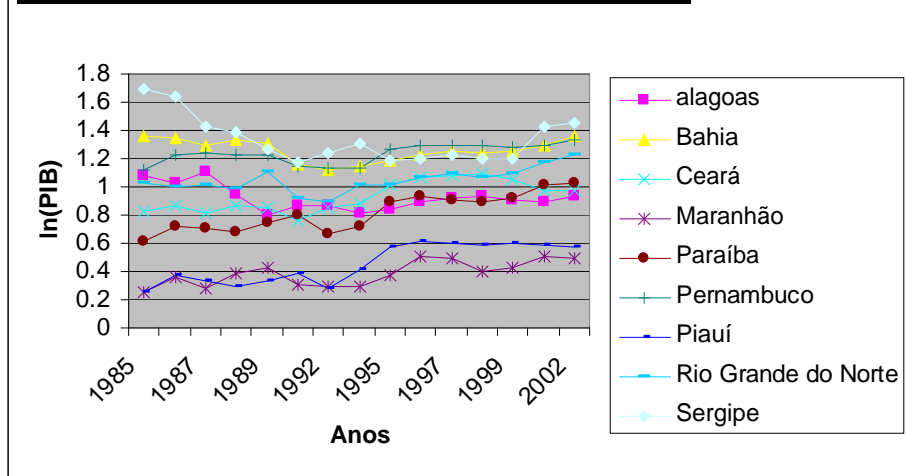
Gráfico 25: Educação Feminina - Centro-Oeste



Dados: IPEA

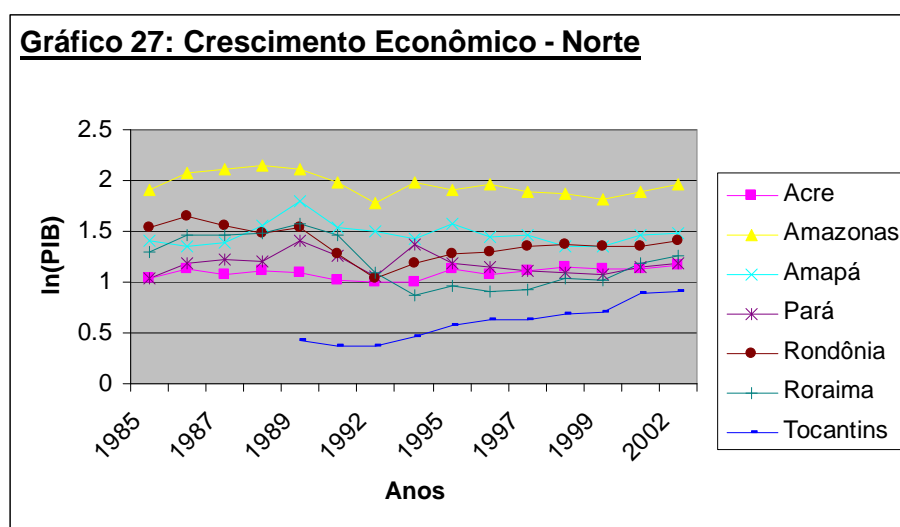
O Centro-Oeste, representado pelos Gráficos 24 e 25, novamente apresenta a maior disparidade entre um de seus estados e o restante da região. O Distrito Federal possui um nível educacional bem acima dos demais estados, subindo de 6 anos de estudo até mais de 8 anos de estudo.

Gráfico 26: Crescimento Econômico - Nordeste



Dados: IPEA

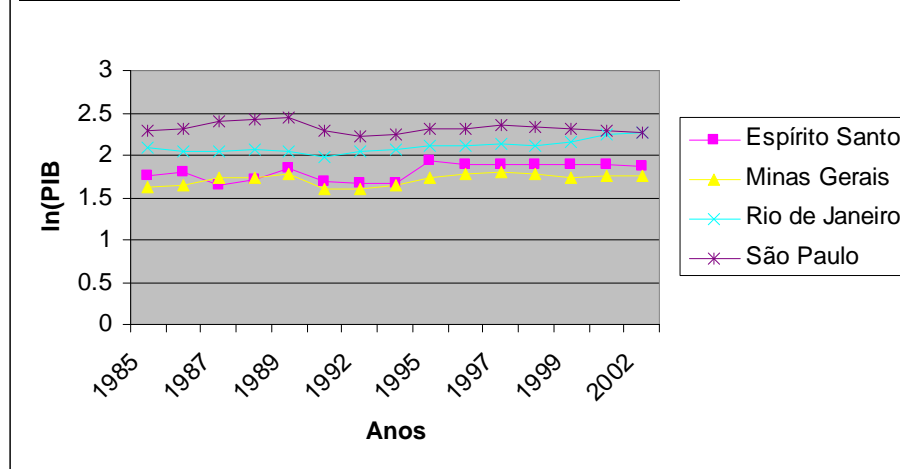
Finalmente, analisando o crescimento, os estados da região Nordeste, vistos aqui no Gráfico 26, têm linhas de evolução bastante diferenciadas e com considerável variabilidade. Sergipe encontra-se, mais uma vez, no topo da região, mantendo-se entre 1,4 e 1,8, ainda que tenha enfrentado quedas seguidas ao longo dos anos em seus níveis de crescimento econômico. A Paraíba demonstra uma boa evolução, crescendo de 0,6 para 1, enquanto a Bahia, apesar de ter índices mais altos de crescimento, apresenta pouca variabilidade. Maranhão e Piauí são detentores dos piores níveis de crescimento da região, ficando entre 0,2 e 0,6.



Dados: IPEA

Na região Norte do país, representada pelo Gráfico 27, o Amazonas apresenta um crescimento maior que o dos demais estados, mantendo taxas razoavelmente constantes, próximas de 2, com apenas uma queda mais acentuada em meados dos anos noventa (anterior ao Plano Real). Tocantins é o estado com índices mais baixos, não chegando a 1.

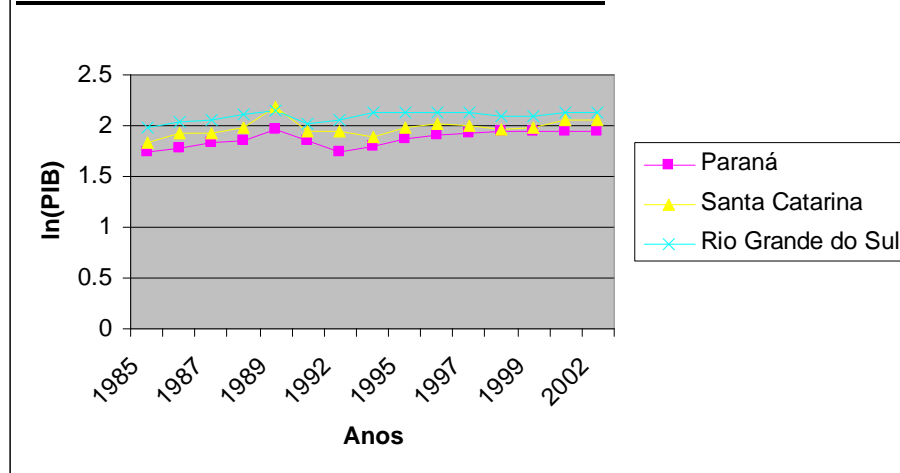
Gráfico 28: Crescimento Econômico - Sudeste



Dados: IPEA

No Sudeste, Gráfico 28, observam-se os índices mais elevados de crescimento econômico do país, sempre acima de 1,5, principalmente para o estado de São Paulo.

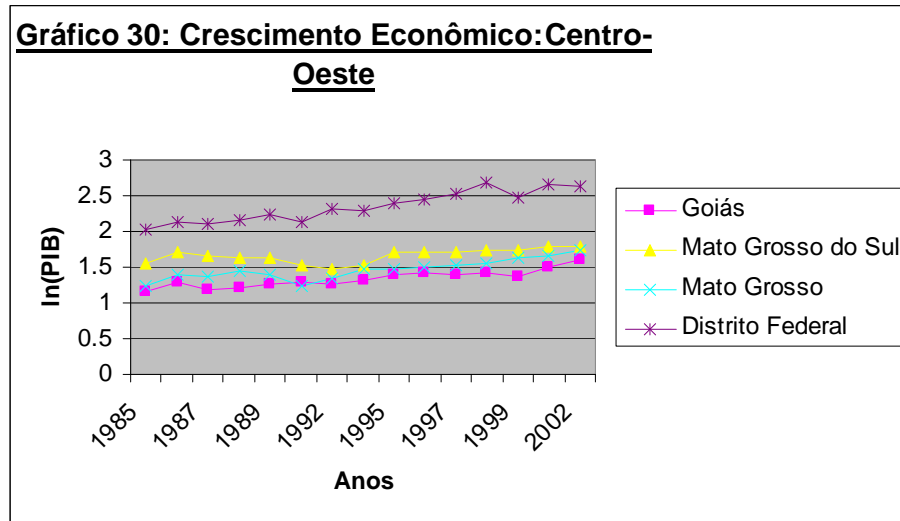
Gráfico 29: Crescimento Econômico - Sul



Dados: IPEA

No Gráfico 29, a região Sul apresenta uma progressão muito similar ao da região Sudeste, com valores sempre próximos de 2, com o diferencial de um aumento um

pouco maior no final na década de oitenta/início da década de noventa. Posteriormente a uma ligeira queda em 1989, os três estados da região apresentam índices constantes de crescimento.



Dados: IPEA

O Centro-Oeste, visto no Gráfico 30, tem como líder o Distrito Federal, com índices sempre acima de 2, com uma tendência ascendente de crescimento que só vem a ser interrompida no final da década de noventa. Os demais estados apresentam uma ligeira queda no período do Governo Collor, voltando aos níveis anteriores logo após o Plano Real.

This document was created with Win2PDF available at <http://www.win2pdf.com>.
The unregistered version of Win2PDF is for evaluation or non-commercial use only.
This page will not be added after purchasing Win2PDF.