

Pedro Araújo Castro

**CRESCIMENTO E DESIGUALDADE NOS MUNICÍPIOS
BRASILEIROS DURANTE A DÉCADA DE 90**

**Dissertação apresentada ao Departamento de
Economia da Faculdade de
Ciências Econômicas da Universidade de
Brasília como requisito parcial à obtenção
do título de Mestre em Ciências
Econômicas**

Orientador: Prof. Joaquim Pinto de Andrade

**Brasília
Faculdade de Ciências Econômicas
Universidade de Brasília
2006**

RESUMO

O presente trabalho testa empiricamente a hipótese da relação em formato de uma curva de U invertido entre renda per capita e o nível de desigualdade para os municípios brasileiros durante a década de 90. Para esse fim foram utilizadas análises econométricas de *cross-section* e de dados em painel para as informações obtidas no Atlas de Desenvolvimento Humano em 2000 (PNUD, IBGE, FJP e IPEA). Verifica-se a existência da curva de Kuznets nos resultados, embora esta seja especialmente robusta para os municípios das regiões sul e sudeste. O trabalho também realiza estimativas buscando relacionar a taxa de crescimento municipal na década de 90, o nível de desigualdade municipal inicial e indicadores de desenvolvimento humano. Observa-se que a relação entre velocidade de crescimento e desigualdade segue o padrão de U invertido e que os dados de desenvolvimento humano mostraram grande poder para explicar o crescimento municipal na década de 90.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	4
2	REVISÃO DA LITERATURA.....	7
2.1	Literatura Teórica.....	7
2.1.1	Curva de Kuznets.....	7
2.1.2	Crescimento e Desigualdade.....	11
2.2	Literatura Empírica.....	21
2.2.1	Literatura Empírica sobre a Curva de Kuznets.....	22
2.2.2	Literatura Empírica sobre Crescimento e Desigualdade.....	26
3	METODOLOGIA.....	30
3.1	Metodologia para Estimativas da Curva de Kuznets.....	30
3.2	Metodologia para Estimativas da Relação entre Crescimento e Desigualdade..	34
4	DESCRIÇÃO DOS DADOS.....	36
5	ESTIMATIVAS E RESULTADOS.....	38
5.1	Curva de Kuznets.....	38
5.1.1	Estimativas <i>Cross-Section</i>	39
5.1.2	Estimativas de Pannel.....	45
5.2	Crescimento e Desigualdade.....	46
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	49
	ANEXOS.....	51
	REFERÊNCIAS.....	69

1.Introdução

A relação entre o nível de desenvolvimento econômico e a distribuição da renda e da riqueza desperta interesse significativo dos economistas há bastante tempo. O vínculo entre esses dois fenômenos foi descrito por Simon Kuznets (1955), que levantou duas questões cruciais: qual é o efeito do crescimento econômico sobre a desigualdade de renda e quais são os fatores que determinam a desigualdade de renda no longo prazo. Baseando-se em análises de dados de séries temporais, Kuznets (1955) sugeriu a existência de um padrão de U invertido para descrever a relação entre desigualdade e nível de desenvolvimento, indicando que a desigualdade aumenta com o crescimento econômico até um “*turning point*”, a partir do qual a desigualdade decresce com o crescimento econômico. Esse padrão ficou conhecido na literatura como curva de Kuznets.

Essa proposição tornou-se um dos principais temas de pesquisa dos economistas, que em suas pesquisas utilizaram vários índices de desigualdade, diferentes métodos econométricos, diversas formas funcionais e diferentes bases de dados com a finalidade de testar empiricamente a hipótese da curva de Kuznets. Os resultados desses testes nem sempre confirmaram a existência do padrão descrito pela curva de Kuznets, o que aumentou as controvérsias acerca do tema.

Muitas vezes os dados permitiram inferir apenas uma relação fraca entre desigualdade e crescimento econômico; ou ainda a trajetória da renda acaba por explicar apenas uma pequena parcela da variabilidade da desigualdade, o que fica explícito no reduzido R-quadrado de algumas análises econométricas. Uma justificativa encontrada na literatura para esse problema se apóia nos dados utilizados, já que, para a maioria dos países, não há dados disponíveis com uma dimensão temporal significativa. Sendo assim, a análise empírica geralmente utiliza dados *cross-section*, o que pode comprometer os resultados devido à

heterogeneidade do desenvolvimento dos países. Talvez fosse possível encontrar uma curva de Kuznets mais robusta condicionando a amostra a países com um grau de desenvolvimento mais homogêneo.

Considerando que a hipótese de Kuznets possa ser estendida para análises dentro de um país, tomando suas sub-regiões e/ou municípios, e que estas possivelmente apresentam maiores semelhanças tanto no ritmo de crescimento quanto no nível de desigualdade, faz-se necessário o exame empírico da relação entre desigualdade de renda e crescimento nos municípios brasileiros. Assim, o presente trabalho tem como objetivo verificar a hipótese do U invertido entre desigualdade e renda per capita para os municípios brasileiros entre 1991 e 2000. A escolha dos municípios como unidade de análise deve-se principalmente à possibilidade de se obter uma amostra de tamanho significativo, o que não aconteceria se fossem tomadas como unidade de análise regiões maiores.

A contribuição deste estudo para a literatura sobre a curva de Kuznets se dá principalmente em duas direções. Em primeiro lugar, o estudo atende à necessidade de se buscar mais evidências sobre a hipótese da curva de Kuznets, já que esta tem sido alvo de controvérsias na literatura desde a sua formulação. Em segundo lugar, o estudo utiliza a base de dados formulada pela Fundação João Pinheiro, IBGE e IPEA que disponibiliza estatísticas acerca da desigualdade e renda per capita por municípios, permitindo análises mais desagregadas e com maior número de informações. Esse procedimento contrasta com a maioria dos trabalhos sobre desigualdade de renda, crescimento econômico e convergência para o Brasil em que foram utilizados dados de censos demográficos, anuários estatísticos, do Boletim Conjuntural da Sudene ou da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) do IBGE. Possivelmente esta é a maior contribuição desse trabalho.

Além da avaliação empírica da curva de Kuznets, o presente trabalho analisará também os determinantes do crescimento econômico dos municípios brasileiros, com enfoque

no efeito da desigualdade e dos indicadores de desenvolvimento humano sobre o crescimento. Nesse sentido, analisar-se-á também o impacto de características regionais, educacionais, demográficas e habitacionais sobre o crescimento municipal. A presente análise centrou-se na avaliação de impactos de variáveis relacionadas ao grau desenvolvimento humano sobre o crescimento; tal enfoque foi determinado pela disponibilidade de dados. Entretanto, acredita-se que as variáveis relacionadas ao desenvolvimento humano possam oferecer importantes *insights* para a compreensão do crescimento econômico.

Finalmente, é importante notar que a curva de Kuznets e a relação entre desigualdade e crescimento continuam sendo importantes elementos instigadores de análises e políticas. A atualidade dessa área de pesquisa pode ser percebida, por exemplo, na comparação entre os países latino-americanos, que apresentaram nas últimas décadas desigualdade de renda inicial elevada e baixo crescimento de longo prazo, e os países do leste asiático, que apresentavam baixo grau de desigualdade inicial e obtiveram elevadas taxas de crescimento de longo prazo.

O presente trabalho foi organizado em mais quatro seções, além desta introdução. Na próxima seção, será apresentada uma revisão da literatura teórica e empírica sobre a curva de Kuznets e sobre a relação entre crescimento e desigualdade. Na seção três será discutida a metodologia utilizada nos exercícios econométricos. Na seção quatro serão descritos os dados utilizados nesses exercícios. Na quinta seção serão apresentados os resultados da verificação empírica da curva de Kuznets e das estimativas relacionando velocidade de crescimento e desigualdade. Finalmente, na sexta e última seção serão apresentadas as considerações finais do trabalho.

2.Revisão da Literatura

A revisão da literatura teórica e da literatura empírica será apresentada separadamente nas próximas seções.

2.1.Literatura Teórica

A literatura teórica sobre crescimento e desigualdade é extensa e os modelos desenvolvidos podem, de forma ampla, ser caracterizada em dois grupos¹: modelos dualistas e modelos de crescimento². Na próxima subseção do presente trabalho, focar-se-á os modelos duais, que foram desenvolvidos com o objetivo de embasar teoricamente a hipótese da curva de Kuznets. A revisão da literatura teórica sobre desigualdade e crescimento será apresentada na subseção seguinte.

2.1.1.Curva de Kuznets

Os modelos duais podem ser descritos, de forma geral, como os modelos teóricos que geram uma relação entre desenvolvimento econômico e desigualdade semelhante à curva de Kuznets em uma economia caracterizada por dois setores, onde um setor é dinâmico e de alta produtividade enquanto o outro setor é tradicional e de baixa produtividade³. Na formulação inicial de Kuznets (1955) o setor dinâmico é associado à indústria e ao meio urbano, enquanto

¹ Essa classificação foi sugerida por Jacinto e Tejada (2004); entretanto, sua classificação original continha uma categoria para os modelos de escolha social, que no presente trabalho foi incorporada aos modelos de crescimento.

² Segundo Barro (1999), as teorias elaboradas para avaliar as relações macroeconômicas entre desigualdade e crescimento podem ser classificadas em quatro categorias, que correspondem às características centrais de cada grupo de modelos: imperfeições do mercado de crédito, economia política, instabilidade social, e taxa de poupança.

³ Alguns resultados levam em consideração que a desigualdade no setor dinâmico é maior, relativamente ao setor tradicional.

o setor tradicional está ligado à agricultura e ao meio rural. Ao longo do desenvolvimento ocorreria uma migração do setor tradicional (agricultura), onde a renda é baixa e relativamente igual, para o setor dinâmico (indústria), onde a renda é alta e mais desigual. No início, quando a população está concentrada no setor tradicional, o começo da migração causa uma elevação da desigualdade na economia. As pessoas que mudaram passam a ter uma renda per capita mais alta e a expansão do grupo de pessoas do setor dinâmico relativamente pequeno e mais rico tem efeito dominante sobre o grau de desigualdade da economia. Dessa forma, nos primeiros estágios do desenvolvimento a relação entre o produto per capita e a desigualdade tende a ser positiva.

Após grande parte da população já ter migrado para o setor dinâmico e, possivelmente, vários trabalhadores que inicialmente estavam na base do setor dinâmico terem alcançado melhores posições dentro desse setor, a desigualdade de renda da economia passa a cair⁴. Logo, em estágios mais avançados do desenvolvimento, a relação entre o nível do produto per capita e a desigualdade de sua distribuição tende a ser negativa.

Posteriormente, uma demonstração mais rigorosa deste resultado foi proposta por Robinson (1976), a qual partia da hipótese de existirem diferenças na renda média intersetorial e não fazia hipóteses a respeito da maior desigualdade de renda ou maior renda média do setor que apresentava crescimento. A importância que tal formulação adquiriu contribuiu para que ela fosse ampliada por Fields (1980), cujo estudo admitiu uma distinção dos efeitos de uma ampliação de um setor dos efeitos de um enriquecimento de um setor e a interação entre eles.

Bacha e Taylor (1976) desenvolveram um modelo alternativo de dois setores em que não ocorreria o modelo do U invertido de Kuznets. Na verdade, haveria apenas a secção ascendente da curva ou pelo menos não haveria melhora na distribuição. Este modelo ficou

⁴ O momento exato em que a desigualdade de renda será máxima dependerá do índice de desigualdade de renda utilizado, da renda média e da desigualdade de renda dentro de cada um dos setores. Ver Ahluwalia (1976b) e Bourguignon (1990).

conhecido como Belíndia e representou uma extensão, em grande medida questionadora, da evidência do U invertido de Kuznets. A idéia de Bacha e Taylor (1976) era de que haveria uma situação de aumento da desigualdade com o aumento da Bélgica (identificada com o setor moderno) e redução da Índia (identificada com o setor tradicional). Nessa formulação, os mecanismos equalizadores da renda não funcionariam devido a fatores como imperfeição dos mercados, adoção de tecnologias poupadoras de mão-de-obra e termos de troca desfavoráveis ao setor tradicional.

Vários modelos presentes na literatura generalizaram a idéia presente por trás da curva de Kuznets para outros fenômenos, além da migração de pessoas e recursos da agricultura para a indústria. A contrapartida da migração da agricultura para a indústria pode ser, por exemplo, a migração de um ambiente econômico não desenvolvido para um ambiente com sistemas financeiros modernos⁵.

Outras abordagens sugerem que o setor mais pobre pode ser identificado com o uso de tecnologias menos avançadas, enquanto o setor rico é aquele que utiliza as técnicas de produção mais modernas⁶. A mudança do setor antigo para o setor moderno exige um processo de familiarização e reeducação. Desse modo, várias inovações tecnológicas (como, por exemplo, energia elétrica, computadores e a internet) tendem inicialmente a aumentar a desigualdade. A força dominante quando a nova tecnologia foi recentemente introduzida é que poucas pessoas conseguem obter as rendas mais altas do setor tecnologicamente avançado. À medida que as pessoas se movem para esse setor a desigualdade tende a aumentar simultaneamente com a renda per capita. Mas, posteriormente, à medida que mais pessoas passam a receber os benefícios das técnicas mais avançadas, a desigualdade tende a cair. Essa equalização ocorre porque relativamente poucas pessoas permanecem no setor atrasado e porque os novos entrantes no setor moderno tendem a igualar seus benefícios aos

⁵ Para esse tipo de formulação ver Greenwood e Jovanovic (1990).

⁶ Ver Helpman (1997) e Aghion e Howitt (1997).

dos primeiros entrantes nesse setor. Os salários daqueles trabalhadores que permaneceram no setor atrasado podem subir ou não na medida em que a oferta de recursos destinados a esse setor diminui. Nessas teorias, a desigualdade depende de quanto tempo se passou desde que uma inovação tecnológica foi introduzida na economia.

Uma extensão do modelo dual foi apresentada por Bourguignon (1990), onde se utilizou um modelo de equilíbrio geral. Bourguignon (1990) ressalta duas lacunas na teoria: em primeiro lugar observa que, sobre certas condições⁷, é sempre possível encontrar medidas de desigualdade bem definidas que geram conclusões opostas sobre a evolução da desigualdade; em segundo lugar, o modelo dual com preços fixos não capta uma dimensão fundamental do desenvolvimento, a alteração dos termos de troca internos. Desenvolvendo o segundo ponto, Bourguignon (1990) ressalta que à medida que a proporção de empregados no setor tradicional diminui devido ao crescimento do setor moderno, deve-se esperar um aumento do preço dos bens tradicionais em relação ao preço dos bens modernos. Esse efeito faria com que aqueles trabalhadores que permanecem nos setores tradicionais acabem ficando menos pobres em comparação ao resto da população⁸.

Bourguignon (1990) supera esses dois pontos fracos da teoria valendo-se de um modelo de equilíbrio geral, endogenizando assim os termos internos de troca; e focando sua análise de desigualdade na curva de Lorenz, definida para três classes de agentes: trabalhadores do setor tradicional, trabalhadores do setor moderno e “capitalistas”.⁹ Dessa forma, ambigüidades relacionadas ao uso de uma medida de desigualdade em particular são removidas e, por outro

⁷ Bourguignon (1990) mostra que em um modelo de dois setores onde as rendas de cada setor são fixas, a migração do setor tradicional para o setor dinâmico faz com que os pobres fiquem relativamente mais pobres, mesmo constatando-se que a proporção de pobres na população total diminuiu. Sobre estas condições, mostra que é sempre possível encontrar medidas de desigualdade bem definidas que geram conclusões opostas sobre a evolução da desigualdade (nesse sentido, observa que a curva de Lorenz não se move para a mesma direção ao longo de todo o intervalo onde está definida à medida que a migração ocorre e os indivíduos ficam mais ricos).

⁸ Fields (1980) chamou esse efeito de “crescimento com enriquecimento do setor tradicional”. Tradução do autor.

⁹ Bourguignon (1990) foca sua análise em situações onde a curva de Lorenz desloca-se uniformemente para cima ou para baixo com o crescimento. Em situações onde esse critério de “dominância de Lorenz” é satisfeito todas as medidas de desigualdade ordenam identicamente duas distribuições de renda.

lado, a introdução da classe dos “capitalistas” permite a análise da desigualdade *dentro* do setor moderno¹⁰.

Bourguignon (1990) deriva então diversas condições para que o crescimento seja igualitário ou não. Embora tais condições sejam bastante complexas, elas se apóiam primordialmente nos valores da elasticidade de preço e de renda da demanda pelos bens tradicionais nas diversas classes de agentes; de maneira geral, o crescimento será mais desigual se a elasticidade-preço da demanda por bens tradicionais for relativamente alta para um dado nível da elasticidade-renda, e será mais igualitário caso a elasticidade-renda da demanda por bens tradicionais seja alta para um dado valor da elasticidade-preço. Dado que Bourguignon (1990), em seu modelo de equilíbrio geral, verifica que o preço dos bens tradicionais tendem a subir com a migração dos trabalhadores para o setor moderno e que, em consequência dessa migração, a renda média da economia tende a aumentar, tais resultados se mostram bastante intuitivos.¹¹

2.1.2. Crescimento e Desigualdade

A formalização dos modelos de caráter dual não excluiu as inúmeras tentativas de analisar as implicações das novas teorias de crescimento econômico para relacionar desigualdade e desenvolvimento. Apesar da óbvia conexão entre os dois campos de pesquisa, o presente trabalho irá focar-se sobre o estudo de como a desigualdade afeta o crescimento, em detrimento do estudo de como o crescimento afeta a desigualdade. As análises

¹⁰ Jacinto e Tejada (2004) ressaltam que o enfoque na curva de Lorenz como medida de desigualdade adotada por Bourguignon (1990) possui o inconveniente de dificultar a proposição de condições mais gerais relacionando crescimento e desigualdade.

¹¹ Bourguignon (1990) ressalta ser improvável que a elasticidade-renda e a elasticidade-preço da demanda por bens tradicionais se mantenham constantes durante o desenvolvimento. Se o setor tradicional puder ser identificado, por exemplo, com o setor alimentício, provavelmente a elasticidade-preço irá aumentar e a elasticidade-renda irá diminuir com o desenvolvimento.

encontradas na literatura basearam-se geralmente no modelo de crescimento de Solow ou em modelos de crescimento endógeno.

Os trabalhos seminais de Lucas (1988) e Romer (1993) tornaram claro que o crescimento é também resultante da acumulação de capital humano. A decisão de investir ou não em capital humano depende do retorno desse capital, mas também do acesso a este capital. Dentro desse contexto cabe destacar o trabalho de Kanbur (1999) que combinou elementos recentes na literatura para derivar uma relação agregada entre distribuição e crescimento. Em seu modelo, uma distribuição desigual de capital humano (e conseqüentemente renda) deve ser a condição necessária para o investimento em capital humano, para mais tarde ocorrer uma redução da desigualdade. Por outro lado, Galor e Zeira (1993) têm defendido a tese de que uma melhor distribuição de renda garantiria o acesso de mais indivíduos ao capital humano. Segundo esses autores, a desigualdade não favorece o crescimento, pois há indivisibilidades nos investimentos em capital humano e imperfeição do mercado de capitais.

Além do capital humano, alguns fatores relacionados às condições de vida, como a fertilidade e a migração, também foram considerados na formalização de modelos de crescimento e desigualdade, como se observa nos estudos de Williamson (1998) e Doepke(1999).

Nesse sentido e com um enfoque certamente mais amplo, cabe destacar o trabalho de Ranis, Stewart e Ramirez (2000), que sugere uma relação positiva entre o crescimento e o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). Um maior desenvolvimento humano tem sido definido como a expansão das possibilidades de escolhas pessoais de modo que os indivíduos vivam mais tempo, com mais saúde e de forma mais completa. Pode-se estabelecer uma relação clara entre desenvolvimento humano e crescimento; por um lado, o crescimento provê os recursos necessários para a melhoria do desenvolvimento humano, por outro lado,

melhorias na qualidade de vida da força de trabalho contribuem para o crescimento. Níveis mais elevados de desenvolvimento humano afetam a economia expandindo as capacidades das pessoas e conseqüentemente sua produtividade. Em particular, saúde, educação primária e nutrição aumentam a produtividade dos trabalhadores rurais e urbanos, já a educação superior suporta o desenvolvimento da ciência básica e a adaptação, seleção e desenvolvimento de tecnologias em geral.

O enfoque desenvolvido por esses autores implica em uma visão da relação entre crescimento e desenvolvimento humano como um processo dinâmico que pode envolver uma instabilidade virtuosa, um ciclo onde mais crescimento leva a mais desenvolvimento humano e assim sucessivamente, ou uma instabilidade viciosa, onde menos crescimento acarreta menos desenvolvimento humano e assim por diante. O processo pode levar também a situações onde a dependência entre crescimento e desenvolvimento humano e vice-versa é fugaz, tornando possível configurações onde as economias podem apresentar baixo crescimento mas alto desenvolvimento humano ou alto crescimento mas baixo desenvolvimento humano.

Adicionalmente aos modelos que procuravam inserir capital humano e fatores relacionados ao desenvolvimento humano, cabe destacar aqueles que visam estabelecer outros vínculos sistemáticos entre distribuição de renda e subseqüente crescimento¹². Tais modelos geralmente se basearam no arcabouço utilizado pela literatura de crescimento econômico.

As abordagens tradicionais muitas vezes baseiam-se em considerações de incentivo que sugerem um *trade-off* entre eficiência produtiva e igualdade¹³. Tais abordagens consideram um contexto de risco moral, onde o produto depende do esforço não observável empregado pelos agentes ou trabalhadores. Nesse caso, remunerá-los com um salário fixo

¹² O trabalho de Todaro (1997), embora sem a formalização dos seus argumentos, sugere que uma distribuição de renda mais igual é uma condição para o crescimento auto-sustentável e expõe quatro justificativas, a saber: despoupança e/ou investimentos não produtivos pelos ricos; baixos níveis de capital humano dos pobres; a demanda dos pobres é mais voltada para os bens locais; e a rejeição política pelas massas.

¹³ Esse argumento foi formalizado primeiramente por Mirrlees (1971).

independentemente do produto irá levá-los a não se esforçarem. Por outro lado, remunerá-los com um salário muito sensível ao produto pode também ser ineficiente do ponto de vista da “segurança” quando as realizações do produto são muito incertas e os trabalhadores são avessos ao risco. Esse argumento pode ser traduzido para a economia como um todo quando os agentes são idênticos e/ou os mercados de capitais são perfeitos¹⁴. Em um modelo de crescimento de Ramsey-Cass-Koopmans com mercado de capital perfeito, a taxa de crescimento do consumo individual é dada por:

$$g = \frac{r - \rho}{\sigma} \quad (2.1)$$

onde ρ é a taxa de desconto intertemporal, r é a taxa de juros após impostos e σ é a elasticidade intertemporal de substituição. Caso os agentes tenham os mesmos parâmetros de preferência esta será também a taxa de crescimento agregada. Pode-se perceber então que, por tornar a taxa de juros depois de impostos menor, os impostos utilizados na redistribuição da renda acabam diminuindo o retorno da poupança, reduzindo, portanto os incentivos para a acumulação de capital e a taxa de crescimento.

Parte da literatura sobre desigualdade e subsequente crescimento baseou-se em imperfeições do mercado de crédito. Um argumento subjacente a esses modelos pode ser descrito como aquele em que um indivíduo apto a se engajar em projetos produtivos específicos (o mesmo argumento se aplica para investimentos em capital humano) e potencialmente bem sucedidos possui informações que não são totalmente conhecidas pelo mercado. Visando garantir uma estrutura de incentivos adequada, os financiadores irão demandar um colateral dos tomadores de recursos, o que em tese poderia ser visto como um equilíbrio com racionamento de crédito. Ao considerar essa exigência, o resultado mais provável é aquele em que apenas os empresários com riqueza mais elevada conseguirão obter os empréstimos necessários para o financiamento de seus projetos. Assim, a distribuição de

¹⁴ Para maiores detalhes deste desenvolvimento ver Rebelo (1991).

riqueza inicial determinará quais indivíduos conseguirão os recursos para implementar seus projetos e as taxas de retorno das oportunidades de investimento não serão igualadas na margem, o que implicará¹⁵ em uma taxa de crescimento inferior à obtida na ausência de imperfeições no mercado de crédito.

Nesse caso, uma redistribuição não distorciva da riqueza e da renda dos ricos para os pobres leva a um aumento da produtividade média do investimento, implicando assim em uma maior taxa de crescimento, pelo menos durante a transição para o estado estacionário. Entretanto, esse efeito pode ser pelo menos parcialmente mitigado caso os investimentos impliquem em custos de instalação (ou *sunk costs*), ou seja, caso se verifique retornos crescentes para alguns níveis de investimento¹⁶. Na presença de imperfeições do mercado de crédito, estas considerações favorecem a concentração de riqueza e renda; ou seja, tendem a gerar efeitos positivos da desigualdade sobre o crescimento¹⁷.

Aghion, Caroli e Carcia-Peñalosa (1999) analisaram os efeitos da desigualdade sobre o crescimento quando as dotações de riqueza ou de capital humano são heterogêneas, os mercados de capitais são imperfeitos e onde a tecnologia de produção exibe retornos decrescentes do capital. Nesse caso, argumentam que a desigualdade tem impacto negativo direto sobre o crescimento¹⁸ porque reduz as oportunidades de investimento¹⁹, piora os incentivos dos tomadores de empréstimos e gera instabilidade macroeconômica. Todos esses

¹⁵ Este argumento depende da hipótese de que a função de produção exibe produtividade marginal decrescente em relação ao capital.

¹⁶ Barro (1999) argumenta que as evidências de que a educação de nível secundário, e não a educação primária, desempenha papel importante no crescimento econômico é evidência de que a educação formal é útil apenas quando adquirida acima de um nível mínimo.

¹⁷ Barro (1999) nota que caso o mercado de capitais e as instituições legais tendam a melhorar com o desenvolvimento, então os efeitos de imperfeições no mercado de crédito são mais importantes em economias pobres do que nas ricas. Portanto, o efeito da desigualdade sobre o crescimento (que possui de sinal ambíguo) deve ser maior em magnitude nas economias pobres do que nas ricas.

¹⁸ O argumento de Aghion, Caroli e Carcia-Peñalosa (1999) não se baseia na presença de custos fixos.

¹⁹ Esse argumento foi primeiramente exposto por Galor e Zeira (1993) e posteriormente desenvolvido por Benabou (1996). O argumento é igual ao desenvolvido acima, onde a desigualdade faz com que a produtividade marginal dos investimentos não se iguale na margem, reduzindo o crescimento.

argumentos relacionam-se, embora de forma diferente, com imperfeições no mercado de crédito.

Banerjee e Newman (1993) e Aghion e Bolton (1997) sugerem que as imperfeições do mercado de crédito surgem a partir de considerações de risco moral. Em ambos os artigos, o risco moral ocorre porque as garantias dos tomadores de empréstimos são limitadas, já que seus pagamentos não podem superar a própria riqueza. Para entender o argumento²⁰, suponha que um indivíduo sem riqueza tome recursos emprestados para investir em um projeto arriscado e que as chances de sucesso do projeto dependam do esforço despendido por ele. Se o projeto der certo, o indivíduo recebe o produto obtido menos o que tinha tomado emprestado; caso contrário, o indivíduo não incorre em nenhuma perda, já que não desembolsou nada para investir. Conseqüentemente, ele escolherá um nível de esforço menor do que aquele que os seus credores gostariam.

O importante é perceber que o esforço despendido pelo indivíduo é crescente com a sua riqueza. Isto ocorre porque quanto mais o indivíduo precisa tomar emprestado para investir, menores são seus incentivos para se esforçar, já que ele deve repartir uma fração maior do retorno marginal do seu esforço com o credor. Conseqüentemente, uma redistribuição da riqueza em favor dos tomadores de empréstimos tem um efeito positivo sobre os incentivos a se esforçarem. Sempre que esses efeitos positivos sobre os incentivos mais que compensarem os efeitos potencialmente negativos sobre os incentivos dos credores (devido aos impostos necessários à redistribuição), então uma redistribuição da riqueza aumentará o crescimento, devido aos seus efeitos sobre os incentivos.

Aghion, Banerjee, e Piketty (1997) sugerem um canal pelo qual a desigualdade tem um efeito direto sobre a volatilidade macroeconômica. Eles consideram uma economia onde há dois setores que se diferenciam pela tecnologia (um setor tradicional e outro moderno, de

²⁰ Para maiores detalhes sobre esse argumento ver Aghion, Caroli e Carcia-Peñalosa (1999).

rentabilidade mais alta), apenas uma fração da população tem acesso aos investimentos mais rentáveis²¹, os indivíduos poupam uma fração fixa de sua renda, e o mercado de crédito é imperfeito: devido a considerações de compatibilidade de incentivos os investidores podem tomar emprestada apenas uma fração fixa de sua renda. Nesse contexto, enquanto a poupança será uma função da renda passada, a demanda por investimento no setor moderno (mais rentável) será proporcional à riqueza daqueles indivíduos que tem acesso a tais investimentos e, portanto, será determinada pela renda passada e pelo multiplicador do crédito (exógeno). Logo, não há um mecanismo de equilíbrio de mercado que iguale a oferta e a demanda de fundos para investimentos no setor moderno. A economia terá então ou poupança não utilizada (que deverá ser investida no setor tradicional, menos rentável) ou oportunidades de investimento não exploradas. A relação entre desigualdade e volatilidade surge porque aqueles que investem e aqueles que poupam não são os mesmos indivíduos²². Segue-se desse fato que políticas que reduzissem as limitações de tomada de empréstimos ou reduzissem o grau de desigualdade de acesso aos investimentos de alta tecnologia²³ poderiam levar a economia a uma situação de permanente expansão, aumentando o crescimento econômico²⁴.

O recente desenvolvimento dos estudos sobre modelos de economia política forneceu um canal a mais para a elaboração de teorias sobre a relação entre crescimento e distribuição de renda. Nesses modelos busca-se relacionar diferentes níveis de desigualdade à possibilidade de adoção de políticas redistributivas, que seriam adotadas ou não com base no

²¹ O acesso ao investimento pode ser restrito devido, por exemplo, a idéias, habilidades especiais e informações não compartilhadas por todos ou devido a indivisibilidades do investimento ou ainda devido a diferentes posturas em relação ao risco entre os agentes. O investimento no setor tradicional é acessível a todos os agentes.

²² A economia passará por fases de expansão, onde todos os fundos são investidos no setor de alta tecnologia, e por fases de recessão, onde parte dos fundos é investida no setor de baixa tecnologia. Para maiores detalhes sobre a dinâmica da economia nesse contexto ver Aghion, Banerjee, e Piketty (1997).

²³ Uma política que apenas repassasse toda a poupança não utilizada no setor moderno aos potenciais investidores também aumentaria o crescimento econômico. Aghion, Banerjee e Piketty (1997) demonstram que tal política não geraria impactos distributivos negativos para os poupadores.

²⁴ Essa abordagem contrasta com a idéia de que a desigualdade está mais positivamente correlacionada com o crescimento em países mais pobres. Já que, por essa abordagem, quanto menos desenvolvidos os mercados de crédito e maiores as diferenças entre os agentes, maiores serão as oportunidades de adoção de políticas redistributivas que aumentem o crescimento e reduzam a volatilidade macroeconômica.

mecanismo de tomada de decisão política dos eleitores. Em linhas gerais, o modelo considera um ambiente de distribuição desigual da renda e riqueza onde as decisões governamentais não são tomadas visando a maximização do bem-estar social, mas sim a implementação de um resultado político que pode ser modelado como votos nos possíveis valores assumidos por alguma variável de política econômica (por exemplo, impostos). O resultado da votação será então a política defendida pelo “eleitor mediano” que, em sociedades onde a riqueza e a renda estão distribuídas desigualmente²⁵, deverá levar a uma redistribuição da renda do capital para o trabalho. Tal fato desestimulará o processo de acumulação de capital²⁶, o que levará à obtenção de menores taxas de crescimento, pelo menos até o estado estacionário²⁷.

Os dados de desigualdade disponíveis geralmente se referem à desigualdade *ex-post*, ou seja, à desigualdade de renda após os efeitos de várias atividades governamentais (como educação, saúde, transferências, etc.). A relação entre desigualdade *ex-post* e crescimento econômico nos modelos de política econômica é complicada. Entretanto, geralmente os países com maior desigualdade *ex-ante* são também os mais desiguais *ex-post*²⁸. Assim, a relação negativa entre desigualdade e crescimento econômico vale tanto para a desigualdade *ex-ante* como para a desigualdade *ex-post*. Apesar disso, a relação entre desigualdade *ex-post* e crescimento pode mudar caso os países tenham gostos pela redistribuição heterogêneos. Nesse caso, as economias mais iguais *ex-post* tendem a ser aquelas que mais redistribuíram e,

²⁵ Barro (1999) generaliza esse ponto dizendo tais políticas re-distributivas irão ocorrer em sociedades onde a distribuição do poder político é mais igualitária do que a distribuição do poder econômico. Um exemplo disso ocorre quando a renda média de uma economia é superior à renda mediana, e o processo de escolha político é conduzido por votação majoritária.

²⁶ Barro (1999) ressalta que a política re-distributiva e, portanto, as distorções associadas a essa política, será tão mais intensa quanto maior for o grau de desigualdade da economia.

²⁷ Lledó (1996) mostra formalmente que a relação negativa entre desigualdade e crescimento pode ser decomposta em dois resultados intermediários: uma relação linear negativa entre taxa de crescimento e uma relação linear positiva entre desigualdade e taxa de crescimento.

²⁸ Essa idéia foi apresentada por Barro (1999).

portanto, aquelas que causaram maiores distorções. Logo, nesse contexto desigualdade *ex-post* tende a ser positivamente relacionada a investimento e crescimento²⁹.

O efeito negativo da desigualdade sobre o crescimento pode ocorrer ainda que nenhuma transferência ocorra em equilíbrio. Os indivíduos relativamente mais ricos da economia podem barrar políticas redistributivas através de lobby e capturando os votos dos legisladores. Mas, nesse caso, maior desigualdade irá requerer mais dessas atividades de forma a impedir políticas redistributivas. Ao mesmo tempo, tais atividades consomem recursos e promovem a corrupção; como tais atividades e gastos provavelmente são adversos para o crescimento, verifica-se que a desigualdade pode ter um efeito negativo sobre o crescimento através do canal político mesmo que nenhuma redistribuição de renda ocorra em equilíbrio.

Por outro lado, se os recursos estiverem distribuídos de forma mais igualitária na sociedade, a acumulação do capital deverá ser mais rápida. Nesta área, destacam-se os trabalhos de Alesina e Rodrik (1994) e Person e Tebellini (1994). Para Saint-Paul e Verdier (1993), a redistribuição de renda pode ser benéfica para o crescimento se os impostos são utilizados para gastos em educação, uma vez que existe uma correlação positiva entre crescimento e esse tipo de gastos públicos. Cabe destacar que a hipótese de participação política exógena está subjacente à maioria dos modelos. Contudo, alguns trabalhos recentes procuram endogenizar a participação política, sendo que esta depende do nível de escolaridade e onde o capital humano é o determinante do crescimento³⁰.

Acemoglu (2000) sugere ainda um argumento semelhante ao desenvolvido acima, onde o efeito da desigualdade sobre o crescimento se daria pelo custo de consenso. Nesse

²⁹ Esse argumento sobre desigualdade *ex-post* está baseado em Barro (1999). Esse argumento se baseia na hipótese de que a distribuição do poder político é mais igualitária do que a distribuição do poder econômico, caso contrário, a relação positiva entre desigualdade e redistribuição não se aplica.

³⁰ Nestes trabalhos, políticas re-distributivas nem sempre resultarão do processo eleitoral, mesmo em sociedades desiguais e que tais políticas sejam benéficas para o crescimento. Ver Bourguignon e Verdier (1996) e Kanbur (1999).

arcabouço o crescimento é visto como resultante de reformas implementadas politicamente; entretanto, tais reformas não são neutras do ponto de vista distributivo e, portanto, tem sempre ganhadores e perdedores. Assim, para que a reforma seja feita é preciso convencer os perdedores que eles também se beneficiarão delas; dessa forma, quanto mais desigual a sociedade maior será a perda imposta sobre alguns grupos e menor será a perspectiva de realização das reformas.

Outra relação macroeconômica entre desigualdade e crescimento proposta na literatura tem como característica central a instabilidade social. Desigualdade de renda e riqueza motiva os mais pobres a se engajarem em crimes, insurgência civil, e outras atividades desestabilizadoras. Tal contexto pode fazer ainda com que as instituições políticas sejam ameaçadas por revoluções, de maneira que as leis e outras regras tenham menor duração esperada e muita incerteza. Por um lado, as ações dos pobres em atividades criminosas e anti-sociais representam um desperdício direto de recursos já que a energia e os recursos dos criminosos não estão voltados para atividades produtivas; por outro lado, esforços defensivos por vítimas potenciais representam um desperdício adicional de recursos. Mais ainda, a ameaça aos direitos de propriedade contém os investimentos. Através das várias dimensões de instabilidade social, mais desigualdade tende a diminuir a produtividade da economia e, portanto, a diminuir também o crescimento econômico, pelo menos durante a transição para o estado estacionário. Uma força mitigadora desses efeitos é que recursos econômicos são necessários para que os pobres efetivamente causem instabilidade e ameacem a estabilidade do regime estabelecido. Assim, transferências distribuidoras de renda tendem a promover estabilidade política só quando a primeira força (o incentivo que os pobres têm para roubar e desestabilizar, ao invés de trabalhar) é o fator dominante. Dessa forma, mesmo em ditaduras, líderes guiados pelo interesse próprio podem implementar transferências equalizadoras de renda em alguma medida, caso o efeito líquido dessas medidas for uma menor tendência à

instabilidade social e política. Logo, pode-se prever alguma provisão de uma rede de seguridade social independentemente da forma de governo. Mais ainda, a tendência da redistribuição de reduzir crimes e insurgências exibe um mecanismo pelo qual a redistribuição (e a maior igualdade de renda resultante) pode aumentar o crescimento econômico.

Uma outra formulação teórica propõe que o nível de desigualdade e a taxa de crescimento da economia estariam ligados pela taxa de poupança. Alguns economistas consideram que a taxa de poupança individual aumenta com o nível de renda. Nesse caso, a redistribuição da renda dos ricos para os pobres tende a diminuir a taxa de poupança agregada da economia³¹. Por esse canal, a desigualdade tende a aumentar o investimento e, portanto, a aumentar o crescimento econômico pelo menos durante a transição para o estado estacionário. Essa formulação teórica teve grande influência nos anos 50 e foi aplicada à realidade dos países em desenvolvimento por economistas desenvolvimentistas que, além de enfatizar que a taxa de poupança dos ricos é maior, ressaltavam também que a importação de hábitos de consumo dos países ricos pelos países subdesenvolvidos acaba por diminuir a poupança agregada dessas economias e, portanto, o crescimento.

A partir da exposição acima verifica-se que os efeitos teóricos da desigualdade sobre o crescimento são ambíguos e podem se anular pelo menos parcialmente. Ver-se-á nas seções seguintes que os resultados empíricos encontrados no presente trabalho sugerem que níveis muito altos ou muito baixos de desigualdade são prejudiciais ao crescimento³².

2.2.Literatura Empírica

³¹ Stiglitz (1969) mostrou que, em um modelo de crescimento de Solow com função poupança linear, o comportamento agregado da poupança é independente da distribuição. Já Bourguignon (1981) mostrou que, considerando uma função poupança convexa e uma função de produção AK, economias mais desiguais crescem mais rápido.

³² Benabou (1996) e Perotti (1996) encontram evidências de que a desigualdade tende a reduzir o crescimento econômico. Por outro lado, Li e Zou (1998) e Forbes (1997) encontraram evidências de uma relação com sinal contrário. Barro (1999) encontrou evidências de que a relação entre desigualdade e crescimento é negativa para países pobres e positiva para países ricos.

2.2.1.Literatura Empírica sobre a Curva de Kuznets

A literatura empírica sobre a curva de Kuznets é vasta e inclui investigações sobre o índice de Gini e suas transformações logarítmicas, o índice de Atkinson, o índice de entropia de Theil-L e a variância do log da renda. Contudo, os resultados de tais estudos nem sempre foram favoráveis à existência de uma curva na forma de U invertido da forma proposta por Kuznets. Isso, conseqüentemente, contribuiu para a especificação de diversas formas funcionais e o uso de diferentes métodos de estimação.

Inicialmente, cabe destacar o trabalho de Ahluwalia (1976a), cujas estimativas confirmaram o padrão da curva em U invertido para descrever uma relação entre desigualdade e crescimento econômico. Ahluwalia (1976a) utilizou uma amostra *cross-country* de 60 países, onde 40 destes eram considerados subdesenvolvidos, 6 eram socialistas (países da Europa Oriental, para os quais introduziu-se uma variável *dummy*) e 14 eram desenvolvidos. Entre as especificações empregadas para testar a hipótese da curva de Kuznets, a mais geral apresentava a seguinte forma:

$$L = \alpha + \beta_1 \log Y + \beta_2 \log Y^2 + \beta_3 U + \beta_4 E + \beta_5 P + \beta_6 S + \varepsilon \quad (2.2)$$

onde L é a participação na renda dos 40% mais pobres, Y é a renda per capita, U é a parcela da população no meio urbano, E é a taxa de alfabetização, P é a taxa de crescimento da população e S é a variável *dummy* para o caso do país ser socialista. A investigação de uma relação com a forma de U invertido por meio da equação (2.2) visava captar as mudanças estruturais que os modelos dualistas sugeriam. A exclusão dos países desenvolvidos e socialistas da amostra fez com que o *turning point* (o ponto onde a desigualdade é máxima e a partir do qual a relação entre desigualdade de renda e renda per capita é negativa) se deslocasse para níveis de renda menos elevados e tornou a curva em formato de U mais inclinada. Constatou-se, também, que a participação da agricultura na renda não foi

significante para os países de renda mais baixa, enquanto foi positiva para os de renda intermediária e negativa para os 20% mais ricos. No entanto, a participação da população urbana na população total foi positiva para o grupo de países de baixa renda, não sendo significativa para os de renda média e negativa para os 20% mais ricos.

Aprofundando sua investigação Ahluwalia (1976a) dividiu a população de cada país numa amostra de cinco *quintis*, estimando regressões dos 20% da população com menor participação na renda para os de maior participação. Ao fazer isso, considerou uma especificação alternativa para a equação a ser estimada:

$$L = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 Y^2 + D + \varepsilon \quad (2.3)$$

onde L é a participação na renda de cada *quintil*, Y é o logaritmo da renda per capita, e D é uma *dummy* que toma valor 1 se o país for socialista e 0 caso contrário. Ao estimar a equação (2.3) o autor admitia que nas variáveis explicativas estavam implícitas as mudanças estruturais incorporadas na equação mais geral. A principal conclusão dessas estimativas foi comprovar que as participações de todos os *quintis*, exceto o *quintil* superior, declinam e depois aumentam quando a renda per capita se eleva. Vale notar também que, na medida em que passamos do segundo *quintil* para o quinto *quintil*, o *turning point*, o ponto correspondente ao nível de renda per capita a partir do qual a participação do *quintil* em questão na renda começa a crescer (exceto para os 20% mais ricos, cuja participação aumenta e depois diminui), localiza-se em níveis de renda per capita cada vez maiores.

Ahluwalia(1976b) expandiu sua investigação anterior inserindo outras variáveis relacionadas a mudanças intersetoriais, nível educacional e crescimento populacional. Em seus resultados, as variáveis que visavam captar mudanças intersetoriais, como a participação da agricultura no PIB e participação da população urbana na população total, eram significativamente relacionadas ao padrão de desigualdade de renda, apesar de seus efeitos sobre os diversos *quintis* serem distintos. A participação da agricultura no PIB não se mostrou

significativamente relacionada à participação na renda dos estratos inferiores, enquanto esteve positivamente relacionada à participação dos grupos intermediários e negativamente relacionada à participação dos 20% mais ricos. Já as variáveis relacionadas à educação, a saber, a taxa de alfabetização, a taxa de matrícula no ensino fundamental, e a taxa de matrícula no ensino médio, parecem estar claramente relacionadas a um maior nível de igualdade. Além disso, a taxa de alfabetização relaciona-se positivamente com a renda dos grupos inferiores, enquanto a taxa de matrícula no ensino médio beneficia a participação dos grupos intermediários. Ahluwalia(1976b) sugere que tais resultados podem ser explicados devido ao fato de que, nos países de sua amostra, a taxa de matrícula no ensino médio (que varia de 5 a 40% aproximadamente) provavelmente ainda não chegou aos grupos inferiores sendo, portanto, irrelevante para explicar sua participação na renda; o contrário acontecendo com a taxa de alfabetização (que varia de 10 a 80%), que chega a atingir os grupos inferiores da distribuição de renda em diversos países.

Ahluwalia(1976b) introduz ainda a variável crescimento populacional. Seus resultados evidenciam uma clara relação entre maior crescimento populacional e maior grau de desigualdade. Sua interpretação desse resultado sugere que o crescimento populacional está na maioria das vezes mais concentrado nos grupos inferiores da distribuição e que maior crescimento da população total deve refletir maior diferença na taxa de crescimento populacional dos diversos estratos de renda e, portanto, maior desigualdade. Além disso, um maior crescimento populacional provavelmente implica em uma maior oferta de trabalho e, portanto, em menores taxas de salários. Isso será especialmente maléfico à distribuição da renda caso os outros bens de produção (como capital e terras) estejam concentrados nas mãos de um grupo relativamente pequeno da população.

Um estudo mais geral foi apresentado por Anand e Kanbur (1993a). Considerando o processo de mudança populacional intersetorial implícito em Kuznets (1955), tomando dados

cross-section e utilizando seis medidas de desigualdade, eles derivaram uma relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico, e descreveram as condições necessárias para que a curva no formato de U invertido fosse obtida. Para o caso específico do índice L de Theil, que será usado no presente estudo, sugeriram regredir o índice de desigualdade contra a renda per capita e o logaritmo da renda per capita, isto é:

$$L = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 \log Y^2 + \varepsilon \quad (2.4)$$

onde L é o índice de desigualdade L de Theil e Y a renda per capita. A condição necessária para que a equação (2.4) apresente um formato de U invertido é que os coeficientes devem apresentar os sinais $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 > 0$. Além da formalização da proposição de Kuznets, a grande contribuição desse trabalho é a recomendação feita por Anand e Kanbur para que os pesquisadores adotem diferentes especificações para os diferentes índices de desigualdade. Uma extensão desse trabalho foi a aplicação das formas funcionais derivadas aos dados de Ahluwalia (1976a), cujos resultados negaram a existência da curva de Kuznets para desigualdade e renda per capita, demonstrando pouca robustez dos resultados apresentados por esse autor.

A escolha dos trabalhos de Ahluwalia (1976a) e Anand e Kanbur (1993a, 1993b) é suficiente para mostrar as controvérsias que cercaram as diversas tentativas de verificar a existência da curva de Kuznets. Estas têm sua origem nas diversas medidas de desigualdade empregadas nas estimativas e nas diversas formas funcionais utilizadas e demonstraram que uma combinação entre especificações alternativas para diferentes índices de desigualdade é uma condição necessária para se testar a existência de uma curva com a forma de um U invertido.

O estudo de Fields e Jakubson (1994) foge a essa tendência e busca enfatizar o aspecto metodológico ao considerar que a proposição de Kuznets é um processo essencialmente dinâmico e que o uso nos estudos de dados *cross-section* para países poderia gerar inúmeros

problemas. Para isso, utilizaram uma combinação de dados *cross-section* e dados de painel para uma amostra de 20 países. Os resultados obtidos pelas duas metodologias foram diferentes. No modelo *pooled cross-section* observou-se que a desigualdade aumentava nos anos que precediam o crescimento econômico e que os dados confirmaram a existência da curva na forma de U invertido. Porém, para os dados de painel com efeitos fixos, verificou-se sempre uma relação negativa entre desigualdade de renda e nível de desenvolvimento, não oferecendo evidências a favor da curva de Kuznets³³.

Embora esse estudo tenha apresentado indícios de uma relação fraca entre desigualdade e crescimento para um painel de efeitos fixos, metodologicamente ele introduziu uma alternativa para captar o aspecto dinâmico implícito na proposição de Kuznets ao permitir que cada país pudesse seguir sua própria relação de desigualdade e desenvolvimento, o que não seria possível por meio de regressões *cross-section*.

Considerando esse aspecto, Thornton (1998) estimou um painel para uma amostra de 96 países extraída dos dados de Deininger e Squire (1998) para a versão reduzida da forma funcional de Ahluwalia (1976a) e encontrou evidências da existência de uma curva com a forma de U invertido. Ou seja, contradiz os resultados de Fields e Jakobson (1994) com relação ao método.

2.2.2.Literatura Empírica sobre Crescimento e Desigualdade

Os trabalhos empíricos sobre como a desigualdade afeta o crescimento utilizaram como unidades de análise diversos países, estados e períodos de tempo, diferentes medidas de desigualdade, formas funcionais variadas, além de diferentes métodos de estimativa. De todo modo, a maior parte dos estudos utilizou dados *cross-section* e consistiu em regredir as taxas

³³ Barro (1999) ressalta que as estimativas de painel com efeito fixo são especialmente sensíveis ao tamanho da amostra e a problemas de erro de mensuração.

de crescimento do período estudado sobre um conjunto relativamente vasto de variáveis explicativas, com medidas de desigualdade entre as variáveis.

Lledó (1996) realiza uma análise *cross-section* com o objetivo de verificar o impacto da desigualdade de renda estadual sobre o crescimento do PIB per capita nos estados brasileiros durante as décadas de 70 e 80. Além do coeficiente de Gini, foram utilizadas ainda outras duas medidas para o nível de desigualdade da renda: a parcela da renda detida pelo terceiro quintil e a razão entre a parcela da renda detida pelos 20% mais ricos e a parcela detida pelos 40% mais pobres. As outras variáveis explicativas utilizadas foram o logaritmo do PIB per capita inicial e a taxa de crescimento da escolaridade média. Os resultados obtidos indicam baixa significância estatística de todas as medidas de desigualdade utilizadas para explicar as diferenças de crescimento do PIB per capita entre os estados.

Barro (1999) utilizou amostras com dados para os anos 1960, 1970, 1980 e 1990 e que possuem de 35 a 76 observações (dependendo do ano em questão). Suas estimativas foram pela técnica SUR (*Seeming Unrelated Regressions*) e relacionaram taxa de crescimento e nível de desigualdade (medida pelo índice de Gini). Além do índice de Gini, foram utilizadas as seguintes variáveis independentes: o logaritmo do PIB (produto interno bruto) inicial, o quadrado do logaritmo do PIB inicial, a razão dos gastos do governo sobre o PIB, o índice de obediência às leis, o índice de democracia, o quadrado do índice de democracia, a taxa de inflação, os anos de escolaridade, o logaritmo da taxa de fertilidade, a razão do investimento sobre o PIB, a taxa de crescimento dos termos de troca e um termo interativo obtido pelo produto do índice de Gini e do PIB per capita. Seus resultados não indicaram um efeito muito grande da desigualdade sobre o crescimento, mas sugeriram que a desigualdade pode ser benéfica para o crescimento dos países ricos enquanto é nociva para o crescimento dos países pobres. Além disso, seus resultados para dados *cross-country* e painel sugerem a existência da curva de Kuznets. Entretanto, de forma consistente com as pesquisas anteriores, obteve um

baixo poder explicativo da curva de Kuznets para a desigualdade considerada entre países e ao longo do tempo.

O trabalho de Ranis, Stewart e Ramirez (2000) relacionou desenvolvimento humano e crescimento e obteve resultados empíricos significativos. Eles examinaram uma amostra de 35 a 76 países em desenvolvimento no período entre 1960 e 1992. Ao examinarem os efeitos do desenvolvimento humano sobre o crescimento utilizaram as variáveis explicativas PIB per capita em 1960, nível inicial de desenvolvimento humano baseado em índices de expectativa de vida e educação, mudanças no índice de desenvolvimento humano ao longo do tempo, taxa de investimento para o período, indicadores de distribuição de renda, inclusive defasados (foram empregadas três medidas diferentes). As variáveis correspondentes ao desenvolvimento humano foram significativas não só nos valores iniciais como nas suas mudanças. O nível de desigualdade de renda apresentou sempre sinal negativo e o nível de educação sinal positivo, como se esperava. Os autores classificam ainda as economias estudadas de acordo com os quadrantes de um espaço formado pelos eixos desenvolvimento humano e crescimento. Os eixos são localizados na média desses indicadores para as economias analisadas no período 1960-92. A maior parte das economias se encontra ou no quadrante nordeste, que representa o ciclo virtuoso, ou no quadrante sudoeste, que representa o ciclo vicioso. Das 8 economias presentes no quadrante nordeste 7 são do leste asiático, enquanto das 37 economias que se encontram no quadrante sudoeste 21 são da África Sub-Saariana e 9 são da América Latina. O quadrante que representa as economias com desenvolvimento humano elevado mas baixo crescimento possui 13 economias, dentre as quais 10 são da América Latina. Enquanto no quadrante que representa alto crescimento mas baixo desenvolvimento humano estão Egito, Paquistão, Maurício e Lesoto.

O exame histórico feito pelos autores sugere que as economias raramente passam de um contexto de ciclo vicioso para um contexto de ciclo virtuoso; em geral, antes de passarem

para o ciclo virtuoso, as economias passam por um período onde a economia apresenta baixo crescimento mas alto desenvolvimento humano. Já experiências onde a economia apresentou alto crescimento mas baixo desenvolvimento humano quase nunca foram bem sucedidas em passar para um ciclo virtuoso.

Chen (2002) utilizou um modelo semelhante ao de Barro (1991) para estimar o efeito da distribuição de renda inicial sobre o crescimento de longo prazo de 45 países no período de 1961 a 1990. Além de um termo linear e de um termo quadrático da desigualdade de renda, utilizou-se várias outras variáveis explicativas: o PIB inicial, medidas de capital físico e humano, prêmio no mercado paralelo sobre a taxa de câmbio, razão do consumo do governo sobre o PIB, taxa de inflação, índice de liberdades civis, e *dummies* regionais para América Latina, África e Ásia. Os resultados encontrados sugerem uma curva no formato de U invertido relacionando desigualdade de renda inicial e crescimento econômico de longo prazo, ou seja, desigualdade muito baixa ou muito alta é nociva para o crescimento econômico.

3. Metodologia

3.1. Metodologia para Estimativas da Curva de Kuznets

A forma mais adequada para verificar a existência da curva de Kuznets para os municípios brasileiros seria através do estudo de cada município individualmente ao longo do tempo. Porém, em virtude da inexistência de séries de dados temporais sobre renda per capita e desigualdade suficientemente longas, optou-se pela comparação dos municípios em diferentes estágios do desenvolvimento para estudar suas evoluções. Isto foi feito via o uso de dados *cross-section* e de dados de painel. Trata-se de procedimento semelhante ao encontrado na literatura para verificar a hipótese da curva na forma de U invertido, cuja metodologia é descrita a seguir.

Nos estudos com dados *cross-section* está implícita a hipótese de que os municípios (ou países, como é o caso de outros estudos) possuem a mesma trajetória de evolução da renda e da desigualdade. Segundo Fields (2001), esta hipótese implica que a experiência histórica de cada município não é suficiente para criar trajetórias diferenciadas no espaço renda versus desigualdade. Apesar dessa limitação, a maior parte das análises presentes na literatura utiliza dados *cross-section*. Sua adoção pode ser justificada em primeiro lugar pela ausência de longas séries de dados temporais para os municípios e, em segundo lugar, pelo fato de tal análise permitir a análise das variações no nível de desigualdade entre municípios que estão em diferentes estágios de desenvolvimento. Assim, a hipótese da curva na forma de U invertido para a versão reduzida da forma funcional de Ahluwalia (1976a) pode ser expressa como:

$$L_i = \alpha + \beta_1 Y_i + \beta_2 Y_i^2 + \varepsilon_i \quad (3.1) \text{ onde}$$

L é a medida de desigualdade, Y é a renda per capita, i = municípios. A condição necessária

para que a curva apresente a forma de U invertido é de que os coeficientes sejam tais que: $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$. Considerando que $\varepsilon_i \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ para todo i , a equação (3.1) pode ser estimada utilizando-se o Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou o Método de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS).

Não obstante ao amplo uso de dados *cross-section* na literatura, tem sido cada vez mais freqüentes os estudos utilizando dados de painel. A equação a ser estimada possui a seguinte forma:

$$L_{it} = \alpha_i + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (3.2)$$

onde L é um vetor que contém os valores do índice de desigualdade; Y é um vetor com valores da renda per capita; $\alpha_i = \alpha + u_i$ é o efeito individual, constante ao longo do tempo, e específico para cada município; β_1 e β_2 são os coeficientes a serem estimados; e ε é um termo de erro ruído branco. Por sua vez, $i = 1, 2, \dots, N$ indica as diferentes unidades *cross-section* e $t = 1, \dots, T$ denota o tempo. Assumindo que $\varepsilon_{it} \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ para todo i e t , para cada município as observações não são serialmente correlacionadas e, para cada município e para cada período, os erros são homocedásticos. Como os pressupostos apresentados correspondem às hipóteses do modelo de regressão linear clássico, a equação (3.2) pode ser estimada utilizando-se o Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou o Método de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS).

Ao se realizar as estimativas em uma estrutura de painel os problemas apresentados pelas estimativas de *cross-section* são contornados. Mais ainda, se os α_i 's forem iguais para todos os municípios, o Método de Mínimos Quadrados Ordinários fornece estimativas consistentes e eficientes de α e β . Caso contrário, há duas estruturas que generalizam esse modelo. A primeira, a abordagem de efeitos aleatórios, especifica que α_i é um grupo específico de erros, semelhante ao ε_{it} , exceto para grupos onde exista um termo comum em cada período; já a segunda, a abordagem dos efeitos fixos, considera o termo α_i constante no

modelo de regressão. Pode-se dizer que a diferença entre as duas abordagens se verifica no tratamento dado ao termo α_i .

Uma formulação do modelo de efeitos fixos assume que todas as diferenças de comportamento entre municípios e ao longo do tempo podem ser captadas pelo termo constante. Dessa forma, o termo u_i é incorporado ao termo de erro e cada α_i é um termo desconhecido, podendo ser estimado com o uso do modelo *Least Square Dummy Variable (LSDV)*. Uma representação formal desse modelo pode ser dada reescrevendo a equação (3.2) como:

$$L_{it} = \alpha_0 + \alpha_i D_i + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (3.3)$$

onde D_i é uma variável binária indicando o i -ésimo município e os coeficientes α_i são iguais aos interceptos dos municípios. Trata-se de um modelo de regressão clássico e a estimação pode ser feita pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários.

Uma segunda formulação observada na literatura e adotada nesse estudo para o estimador de dados de painel com efeitos fixos é a do estimador intra-grupos (*within*) e do estimador entre-grupos (*between*). Inicialmente, se faz uma transformação na equação (3.2), visando eliminar o efeito do componente da observado u_i . Para tanto, estima-se um modelo de regressão formulado em termos da média do grupo, ou seja:

$$\bar{L}_i = \alpha + \beta_1 \bar{Y}_i + \beta_2 \bar{Y}_i^2 + u_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (3.4)$$

onde $\bar{L}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T L_{it}$, $\bar{Y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T Y_{it}$, $\bar{Y}_i^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T Y_{it}^2$ e $\bar{\varepsilon}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}$. Subtraindo a equação (3.4) de (3.2) para cada t , o resultado é uma equação que expressa os desvios da média do grupo dada por:

$$L_{it} - \bar{L}_i = \beta_1 (Y_{it} - \bar{Y}_i) + \beta_2 (Y_{it} - \bar{Y}_i)^2 + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad (3.5)$$

Ao se descontar o efeito temporal da equação (3.2) removeu-se o efeito específico a cada município u_i . Ao estimar a equação (3.5) por mínimos quadrados ordinários obtém-se o estimador

within. A variação empregada para a realização dessa estimativa é a variação no tempo de cada unidade *cross-section*, uma vez que as diferenças entre tais unidades foram eliminadas ao subtrair as médias de cada grupo. Considera-se o estimador *within* igual ao computado pelo *Least Square Dummy Variable* (LSDV).

Já o estimador *between* é obtido estimando-se a equação (3.4) por mínimos quadrados ordinários. A variação utilizada nessa estimativa é apenas a variação entre as unidades *cross-section*, já que as variações dentro de cada uma delas ao longo do tempo foram eliminadas ao se considerar apenas suas médias.

No modelo com efeitos aleatórios os municípios sobre os quais há informações são considerados como uma amostra aleatória de uma população maior de municípios. Além disso, o intercepto passa a ser tratado como extrações aleatórias da distribuição populacional do intercepto de municípios, ou seja:

$$L_{it} = \alpha_i + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (3.6)$$

e

$$\alpha_i = \alpha + u_i \quad (3.7)$$

onde o termo u_i é um erro aleatório não-observável que responde por diferenças individuais invariantes no tempo do comportamento dos municípios. Assume-se que $E[u_i] = 0$ e $\text{var}[u_i] = \sigma_u^2$. Substituindo a equação (3.7) de (3.6) obtém-se:

$$L_{it} = \alpha + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3.8)$$

E fazendo $v_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$, a equação (3.8) pode ser representada por:

$$L_{it} = \alpha + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + v_{it} \quad (3.9)$$

Agora o termo estocástico v_{it} é composto de dois componentes: o erro ε_{it} e o erro específico u_{it} que reflete as diferenças individuais dos municípios e varia com os mesmos, mas é constante no tempo. A técnica utilizada na estimação da equação (3.9) vai depender das propriedades de v_{it} . Por exemplo, se os erros do mesmo município em diferentes períodos de

tempo são correlacionados, $cov(v_{it}, v_{is}) = \sigma^2_u, t \neq s$, o procedimento recomendado para estimar a equação (3.9) é o *Feasible Generalized Least Squares* (FGLS).

Após apresentar os estimador de efeitos fixos e o estimador de efeitos aleatórios, resta saber qual deve ser o mais adequado para estimar a curva de Kuznets para os municípios brasileiros. Uma vez que a principal consideração a ser feita ao se escolher entre esses dois estimadores está relacionada ao fato de u_{it} e as variáveis explicativas serem correlacionadas, é importante ter um método para testar essa hipótese. Isso pode ser feito através do teste de Hausman. Como o estimador de efeitos fixos é consistente quando u_{it} e uma ou várias variáveis explicativas são correlacionados [$E(u_{it} / X_{it}) \neq 0$], mas o estimador de efeitos aleatórios é inconsistente, uma diferença estatisticamente significativa entre os estimadores é interpretada como uma evidência contrária às hipóteses subjacentes ao estimador de efeitos aleatórios³⁴. Uma regra de bolso pode ser utilizada para se interpretar o resultado do teste: se a hipótese nula for rejeitada, o estimador de efeitos fixos é o mais adequado. A estatística do teste é dada por:

$$H = [\hat{\beta}_{fixo} - \hat{\beta}_{aleat.}]'(V_{fixo} - V_{aleat.})^{-1}[\hat{\beta}_{fixo} - \hat{\beta}_{aleat.}] \sim \chi^2_{(k)} \quad (3.10)$$

onde k é o número de coeficientes estimados, excluindo o intercepto e os regressores invariantes no tempo.

3.2. Metodologia para Estimativas da Relação entre Crescimento e Desigualdade

De modo a se estimar o efeito de níveis de desigualdade distintos sobre o crescimento econômico segue-se o modelo empírico proposto por Barro(1991):

$$G_i = f(INEQ_{i0}) + \beta_i X_i + \mu_i \quad (3.11)$$

³⁴ Para maiores detalhes sobre as hipóteses subjacentes a tais estimadores e sobre as estimativas ver Wooldridge (2002).

$$f(INEQ_{i0}) = \alpha_1 INEQ_{i0} + \alpha_2 (INEQ_{i0})^2 \quad (3.12)$$

onde G_i é a taxa de crescimento da renda per capita municipal entre 1991 e 2000, $INEQ_{i0}$ é a distribuição de renda inicial, X_i é um vetor de variáveis de controle, e u_i é um termo de erro independentemente e identicamente distribuído. As variáveis de controle utilizadas variaram entre as estimativas.

A escolha do modelo empírico semelhante ao utilizado por Barro foi motivada pela sua vasta utilização nos trabalhos empíricos existentes sobre desigualdade e crescimento econômico.

4.Descrição dos Dados

Os dados utilizados referem-se à renda dos municípios brasileiros em 1991 e 2000 e sua distribuição. Utilizou-se também dados relacionados ao nível de desenvolvimento humano de cada município.

O nível de renda corresponde à renda per capita municipal, obtida pela divisão do somatório da renda per capita de todos os indivíduos pelo número total de indivíduos. Os dados de renda per capita estão expressos em reais de 1º de agosto de 2000. A taxa crescimento da renda corresponde à variação percentual total da renda entre 1991 e 2000.

O grau de desigualdade é dado pelo índice de Theil. Este é obtido pelo logaritmo da razão entre as médias aritmética e geométrica das rendas individuais. Para seu cômputo são excluídos os indivíduos com renda domiciliar per capita nula.

A taxa de alfabetização foi dada pelo percentual de pessoas com mais de 15 anos capazes de ler e escrever pelo menos um bilhete simples.

A taxa de fecundidade corresponde à taxa de fecundidade total, isto é, o número médio de filhos que uma mulher teria ao terminar o período reprodutivo.

O percentual da população em área rural foi dado pela divisão da população residente em área rural pela população residente total multiplicada por cem.

Como indicador de vulnerabilidade utilizou-se o percentual de mulheres chefes de família sem conjuge e com filhos menores de 15 anos, o percentual de pessoas que vive em domicílios de alta densidade e o percentual de pessoas que vive em domicílios completamente quitados.

Finalmente, utilizou-se alguns componentes do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). Esse índice compõe-se do IDH-renda, IDH-educação e IDH-longevidade. O IDH-renda é obtido a partir da renda per capita. O IDH-educação é obtido a partir da taxa de

alfabetização e da taxa bruta de frequência à escola³⁵. O IDH-longevidade é obtido a partir da esperança de vida ao nascer.

Devido a processo de divisões municipais ocorridos durante a década de 90, o número de municípios brasileiros passou de 4491 em 1991 para 5507 em 2000. Com o objetivo de viabilizar a comparação dos dados entre esses dois períodos, foi realizado um trabalho de compatibilização dos dados de 1991, reproduzindo neste ano a malha municipal de 2000.³⁶

Todas as séries utilizadas foram obtidas no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil de 2000, desenvolvido pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) em parceria com a Fundação João Pinheiro e o Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA). As séries apresentadas no Atlas foram obtidas diretamente dos Censos Demográficos de 1991 e 2000, exceto os dados agrupados no grupo “Demografia” (nesse trabalho, a taxa de fecundidade e a esperança de vida ao nascer) cujos indicadores finais foram obtidos por cálculo indireto através de uma adaptação do método de Brass ao nível municipal³⁷.

³⁵ A taxa bruta de frequência à escola é composta pela taxa bruta de frequência ao ensino fundamental, pela taxa bruta de frequência ao ensino médio e pela taxa bruta de frequência ao ensino superior.

³⁶ A compatibilização dos dados foi feita por setores censitários e apenas 1,5% desses setores apresentaram problemas, o que não deve ser considerado um número muito relevante. Para maiores detalhes ver Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil em 2000.

³⁷ Uma descrição mais detalhada do método para obtenção dos indicadores demográficos bem como dos indicadores dos demais temas abordados no Atlas pode ser obtida nos sites: www.pnud.org.br, www.fjp.gov.br, e www.ipea.gov.br.

5. Estimativas e Resultados

Nesta seção, serão apresentados os resultados relativos às estimativas da curva de Kuznets para os municípios brasileiros e da relação entre crescimento e desigualdade.

Nas estimativas da curva de Kuznets considerou-se a forma reduzida de Ahluwalia (1976a) o formato básico, ao qual foram inseridas novas variáveis com o intuito de se verificar algumas hipóteses. Em linhas gerais, foram introduzidas as variáveis taxa de analfabetismo, taxa de fecundidade, percentual da população em área rural, índice de desenvolvimento humano, variáveis *dummy* para os interceptos correspondentes a cada região e a cada estado do país, e variáveis *dummy* para o termo quadrático correspondentes a cada região e a cada estado do país.

As estimativas da relação entre crescimento e desigualdade basearam nos exercícios desenvolvidos por Barro (1999) e Chen (2001). Além de regredir a taxa de crescimento dos municípios contra o índice de desigualdade de Theil e a renda per capita em 1991, inseriu-se também outras variáveis relacionadas ao nível de educação, à qualidade da saúde, às condições de habitação e às características demográficas dos municípios; utilizou-se ainda o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH).

5.1. Curva de Kuznets

Considerando que os primeiros testes empíricos sobre a curva de Kuznets utilizaram dados *cross-section*, inicialmente serão apresentados em separado os resultados obtidos para Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para os dois anos. Nesses casos, a existência da curva de U invertida está condicionada pelos sinais apresentados pelos coeficientes da renda per capita β_1 e renda per capita ao quadrado β_2 , ou seja, $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$. Em seguida,

apresenta-se os resultados obtidos a partir do modelo de painel utilizando-se estimadores de efeitos fixos e efeitos aleatórios.

5.1.1. Estimativas *Cross-Section*

As estimativas com dados *cross-section* foram realizadas para os anos de 1991 e 2000.

As estimativas com dados *cross-section* para o ano de 1991 apresentam coeficientes condizentes com a existência da curva no formato de U invertido. Entretanto, o poder das variáveis renda e quadrado da renda para explicar a variabilidade da desigualdade mostrou-se significativamente baixo, uma vez que o R^2 encontrado foi ligeiramente superior a 5%. Quanto aos coeficientes, todos se mostraram estatisticamente significantes ao nível de 1%.

Ao inserir variáveis *dummy* regionais para o intercepto nas regressões verificou-se que todas elas são estatisticamente significantes. Além disso, o R^2 eleva-se em torno de 1,5% e os coeficientes permanecem condizentes com a hipótese da curva de Kuznets.

A substituição das *dummies* para os interceptos regionais por *dummies* quadráticas regionais faz com que os coeficientes das regiões nordeste e norte passem a não ser condizentes com a curva de kuznets. Todas as *dummies* quadráticas regionais mostraram-se significativas e o R^2 da regressão ficou em 11%.

Em seguida, passou-se a inserir diversas variáveis que supostamente refletiriam movimentos estruturais da economia que pudessem gerar o padrão de U invertido na relação entre desigualdade e renda. A princípio, inseriu-se as variáveis taxa de alfabetização, percentual da população rural e taxa de fecundidade. Destas, apenas a taxa de fecundidade mostrou-se estatisticamente significativa. Entretanto, tais variáveis adicionaram pouco poder explicativo à regressão original.

Substituiu-se ainda as variáveis inseridas acima pelo IDH (Índice de Desenvolvimento Humano), pelo percentual de mães solteiras sem conjugue com filhos com menos de 15 anos, pelo percentual de domicílios com alta densidade, e pelo percentual de famílias que moram em casa completamente quitada. Apenas os coeficientes do IDH e do percentual de mães solteiras mostraram-se significativos. Tais variáveis adicionaram algum poder explicativo à regressão, que obteve um R^2 de 6,5%.

Em seguida, utilizou-se as variáveis cujos coeficientes foram estatisticamente significativos nas duas regressões anteriores, a saber: taxa de fecundidade, percentual de população rural, IDH e percentual de mães solteiras. Os coeficientes permaneceram significativos, mas a estimativa acrescentou pouco aos resultados encontrados anteriormente. O R^2 obtido foi de 7,3%.

A estimativa realizada acima foi repetida retirando-se a variável taxa de fecundidade e substituindo-se o IDH pela taxa de alfabetização, taxa bruta de frequência ao ensino fundamental, taxa bruta de frequência ao ensino médio e taxa bruta de frequência ao ensino superior. Todos os coeficientes se mostraram significativos, exceto o coeficiente da taxa de alfabetização. De todo modo, esta regressão não se destaca pelo seu poder explicativo, uma vez que o R^2 obtido foi de 8%.

Reuniu-se então as *dummies* regionais quadráticas e de intercepto às variáveis taxa de alfabetização, percentual da população rural, taxa de fecundidade, percentual de mães solteiras, taxa bruta de frequência ao ensino fundamental, taxa bruta de frequência ao ensino médio e taxa bruta de frequência ao ensino superior em uma mesma estimativa. Os resultados são superiores e continuam a corroborar com a hipótese da curva com formato de U invertido para as regiões sul e sudeste. O R^2 alcançou 14,2% e todas as *dummies* são significativas ao nível de significância de 10%. Quanto aos coeficientes das outras variáveis, todos são

significativos, exceto aqueles referentes às variáveis taxa de fecundidade e taxa bruta de frequência ao ensino médio.

Ao regredir-se o índice de desigualdade de renda de Theil contra uma constante, a renda per capita, a renda per capita ao quadrado e *dummies* para os interceptos estaduais o quadro muda ligeiramente. Alguns estados continuam a apresentar coeficientes condizentes com a curva de Kuznets (SC, ES, MS, BA, CE, PI, PE, AM, RO, AP, RR). Vale notar que, com exceção da *dummy* para São Paulo, nenhuma delas é significativamente ao nível de 10%. Por fim, há substancial aumento do poder explicativo da regressão uma vez que o R^2 fica em 16%.

Ao se inserir na estimativa com *dummies* para os interceptos estaduais realizada anteriormente as variáveis taxa de alfabetização, percentual da população rural, taxa de fecundidade, percentual de mães solteiras, taxa bruta de frequência ao ensino fundamental, taxa bruta de frequência ao ensino médio e taxa bruta de frequência ao ensino superior, os coeficientes das variáveis adicionadas se mostram significativos. As dinâmicas estaduais permanecem praticamente inalteradas; os estados de SC, PI e PE, antes condizentes com a curva em formato de U invertido, agora passam a exibir apenas a parte descendente dessa curva; por outro lado, os coeficientes do estado do MT passam a corroborar a curva de Kuznets. O R^2 se leva para 18,6%.

À regressão do índice de Theil contra a renda e a renda ao quadrado foram inseridas ainda variáveis *dummies* quadráticas estaduais em separado ou simultaneamente às variáveis taxa de alfabetização, percentual da população rural, taxa de fecundidade, percentual de mães solteiras, taxa bruta de frequência ao ensino fundamental, taxa bruta de frequência ao ensino médio e taxa bruta de frequência ao ensino superior. Em ambos os casos os coeficientes da variável renda ao quadrado e das *dummies* do estados RS, PR, MG, GO, AL, SE, RN, MA, AC E AP não são estatisticamente significativos. Além destas, no primeiro caso, os

coeficientes para os estados RJ e MT também não são significativos e o R^2 da regressão é de 15,4%. Por outro lado, na segunda regressão o coeficiente da *dummy* do ES deixa de ser significativo e o R^2 é de 17%. Além disso, todas as variáveis inseridas na segunda regressão são significativas, com exceção da taxa bruta de frequência ao ensino médio. Por fim, a curva em formato de U invertido se verifica para os estados da região sul, da região sudeste (exceto Espírito Santo), GO e SE em ambas as regressões, e para o estado do Maranhão apenas na segunda regressão.

Por último, regressou-se o índice Theil contra uma constante, a renda, a renda ao quadrado, dummies estaduais para o intercepto e dummies estaduais quadráticas; realizou-se ainda essa mesma estimativa com as variáveis já inseridas anteriormente: taxa de alfabetização, percentual da população rural, taxa de fecundidade, percentual de mães solteiras, taxa bruta de frequência ao ensino fundamental, taxa bruta de frequência ao ensino médio e taxa bruta de frequência ao ensino superior. O R^2 dessas duas regressões são, respectivamente, 20,9% e 23,4%. Quanto à curva de Kuznets, essa se verifica em ambas as estimativas para os estados do sul e do sudeste, embora São Paulo apresente apenas a porção descendente dessa curva. Os coeficientes das variáveis listadas acima e inseridas na segunda estimativa são todos significativos.

A estimativa básica (para a forma reduzida de Ahluwalia (1976a)) com dados *cross-section* do ano de 2000 não apresenta coeficientes condizentes com a existência da curva no formato de U invertido. Além disso, o poder das variáveis renda e quadrado da renda para explicar a variabilidade da desigualdade mostrou-se significativamente baixo, uma vez que o R^2 encontrado foi inferior a 1%. Quanto aos coeficientes, todos se mostraram estatisticamente significantes ao nível de 5%.

Em seguida, acrescentou-se à equação básica as variáveis taxa de alfabetização, percentual da população rural e taxa de fecundidade. Todas elas mostraram-se

estatisticamente significativas e alteraram os sinais dos coeficientes encontrados na regressão básica (que também foram significativos) de forma que estes passaram a estar em conformidade com a curva em formato de U invertido. Essas variáveis ainda adicionaram bastante poder explicativo à regressão uma vez que o R^2 elevou-se para 9,4%.

Ao inserir-se variáveis *dummy* regionais para os interceptos na regressão anterior, todas elas mostram-se estatisticamente significantes, com a exceção da *dummy* para a região sul. O R^2 eleva-se para 13% e os coeficientes permanecem condizentes com a hipótese da curva de Kuznets. Quando as *dummies* regionais para os interceptos são substituídas por *dummies* quadráticas regionais todas estas se mostram significativas e o R^2 sobe para 17,7%, mas apenas os coeficientes das regiões sudeste e sul continuam condizentes com a curva de Kuznets.

Retornando à equação básica e inserindo as variáveis IDH (Índice de Desenvolvimento Humano), percentual de mães solteiras sem conjugue com filhos com menos de 15 anos, percentual de domicílios com alta densidade, e percentual de famílias que moram em casa completamente quitada apenas o coeficiente desta última não se mostrou significativo. Essa estimativa obteve um R^2 de 10,3% e os seus coeficientes estão de acordo com a curva de Kuznets.

Em seguida, utilizou-se as variáveis cujos coeficientes foram estatisticamente significativos na regressão anterior e as variáveis estruturais já utilizadas anteriormente (exceto a taxa de alfabetização pois esta já é usada no cálculo do IDH). Os coeficientes mostraram-se significativos mas contrários à curva de Kuznets; o R^2 dessa estimativa foi de 13,1%.

Preservando as variáveis da regressão anterior e substituindo o IDH pela taxa de alfabetização, pela taxa de frequência ao ensino fundamental, pela taxa de frequência ao ensino médio e pela taxa de frequência ao ensino superior, o R^2 sobe para 15% e todos os

coeficientes, com exceção da taxa de frequência ao ensino superior, mostram-se estatisticamente significativos. Além disso, os coeficientes voltaram a apoiar a hipótese da curva de Kuznets.

Acrescentando à última estimativa variáveis *dummies* regionais para os interceptos e variáveis *dummies* regionais quadráticas obtém-se um R^2 de 21,7%. Todos os coeficientes, tanto das variáveis *dummy* quanto das variáveis estruturais, são significativos (exceto a *dummy* para o intercepto da região norte e da taxa de frequência ao ensino médio). Quanto à curva em formato de U invertido, apenas as regiões sul e sudeste apresentam coeficientes condizentes com ela.

Ao regredir-se o índice de desigualdade de renda de Theil contra uma constante, a renda per capita, a renda per capita ao quadrado e *dummies* para os interceptos estaduais apenas as *dummies* para o Amazonas e para o Ceará são significativas e o R^2 ajustado é de 14,6%. Ao se inserir nessa estimativa as variáveis taxa de alfabetização, percentual da população rural, taxa de fecundidade, percentual de mães solteiras, percentual de domicílios de alta densidade, taxa bruta de frequência ao ensino fundamental, taxa bruta de frequência ao ensino médio e taxa bruta de frequência ao ensino superior os coeficientes delas mostram-se significativos (exceto o coeficiente da taxa de frequência ao ensino médio), mas nenhuma *dummy* é significativa. O R^2 ficou em 24,3%.

Como para o ano de 1991, inseriu-se na regressão do índice de Theil contra a renda e a renda ao quadrado variáveis *dummies* quadráticas estaduais em separado ou simultaneamente às variáveis taxa de alfabetização, percentual da população rural, taxa de fecundidade, percentual de mães solteiras, taxa bruta de frequência ao ensino fundamental, taxa bruta de frequência ao ensino médio e taxa bruta de frequência ao ensino superior. Em ambos os casos os coeficientes das *dummies* dos estados PR, RJ, MG e ES não são estatisticamente significativos. Além destas, no primeiro caso, os coeficientes dos estados do RN e da PB

também não são significativos e, no segundo caso, os coeficientes da renda ao quadrado, da taxa bruta de frequência ao ensino fundamental, da taxa bruta de frequência ao ensino médio e dos estados SE, PE, AC e RR também não são estatisticamente significativos. Os R^2 ajustados das regressões são de 16,6% e 25,8%, respectivamente para as regressões sem variáveis estruturais e com variáveis estruturais. A hipótese da curva de Kuznets é confirmada apenas para os estados do sul e sudeste.

Por último, regressou-se o índice Theil contra uma constante, a renda, a renda ao quadrado, *dummies* estaduais para o intercepto e *dummies* estaduais quadráticas; realizou-se ainda essa mesma estimativa com as variáveis de sempre: taxa de alfabetização, percentual da população rural, taxa de fecundidade, percentual de mães solteiras, taxa bruta de frequência ao ensino fundamental, taxa bruta de frequência ao ensino médio e taxa bruta de frequência ao ensino superior. O R^2 dessas duas regressões são, respectivamente, 19,8% e 30,1%. Quanto à curva de Kuznets, essa se verifica em ambas as estimativas para os estados do sul e do sudeste. Os coeficientes das variáveis listadas acima e inseridas na segunda estimativa são todos significativos (com exceção da taxa bruta de frequência ao ensino médio).

5.1.2. Estimativas de Painel

O presente trabalho propõe-se ainda à utilização de um painel de dados para a análise da hipótese de Kuznets de forma a tentar captar sua característica intrinsecamente dinâmica.

Os coeficientes obtidos a partir do estimador de efeitos fixos para a equação básica são consistentes com a hipótese da curva na forma de U invertido. Entretanto, essa estimativa mostra baixo poder explicativo, com R^2 total de 1,4%. Os coeficientes obtidos por meio do estimador de efeitos fixos são consistentes com a hipótese de Kuznets em quase todas as estimativas realizadas, onde inseriu-se as variáveis já utilizadas nos dados *cross-section*.

Entretanto, ao se inserir *dummies* quadráticas estaduais verificou-se que apenas os coeficientes dos estados do sul e do sudeste, além de Rondônia, estavam de acordo com a hipótese da curva no formato de U invertido. Por fim, a equação com as *dummies* quadráticas regionais obteve o poder explicativo mais elevado para o estimador de efeitos fixos, a saber, 6,1%.

Os coeficientes obtidos pelo estimador de efeitos aleatórios para a forma funcional de Ahluwalia (1976b) também foram consistentes com a curva no formato de U invertido. Porém, essa equação mostrou novamente baixo poder explicativo, com R^2 de 1,4%. Os coeficientes obtidos pelo estimador de efeitos aleatórios também são quase sempre condizentes com a hipótese de Kuznets; ao se inserir *dummies* quadráticas estaduais apenas os coeficientes dos estados de Santa Catarina, Rio Grande do Sul e São Paulo são consistentes com esta hipótese. A principal diferença entre os dois métodos de estimativa é que o estimador de efeitos aleatórios possui um poder explicativo sistematicamente maior. O maior R^2 obtido para o estimador de efeitos aleatórios foi de 22,2%.

Finalmente, é necessário verificar a hipótese de endogeneidade do termo aleatório u_i e verificar qual o melhor estimador entre efeitos fixos e efeitos aleatórios, utilizando-se para isso o teste de Hausman. Realizou-se aqui o teste para a forma reduzida de Ahluwalia (1976a), ou seja, para as estimativas onde as variáveis dependentes são a renda per capita e o quadrado da renda per capita, portanto, temos que $J=2$. O resultado obtido para o teste é: $3543,477 \sim \chi_2^2$. Assim, sendo de 1% o grau de significância do teste, rejeita-se a hipótese H_0 e conclui-se que os coeficientes são estatisticamente diferentes. Dessa forma, deve-se escolher o estimador de efeitos fixos, uma vez que a diferença entre os estimadores é gerada pela endogeneidade da renda que gera viés no estimador de efeitos aleatórios.

5.2.Crescimento e Desigualdade

O presente trabalho busca ainda obter resultados relacionando crescimento econômico e nível de desigualdade em um arcabouço mais geral do que aquele adotado anteriormente, quando se testou a existência da curva de Kuznets.

Basicamente, regrediu-se por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) a taxa de crescimento da renda per capita dos municípios brasileiros contra diversas variáveis explicativas, destacando-se entre elas um índice de desigualdade, o quadrado desse índice e a renda per capita inicial; essas variáveis compõem a equação básica das estimativas.

Os resultados corroboram com a idéia de que desigualdade muito baixa ou muito alta é ruim para o crescimento e fornecem indícios de um processo de convergência na renda per capita entre os municípios brasileiros.

Ao utilizar-se como variáveis explicativas a desigualdade, o quadrado da desigualdade e a renda inicial, verificou-se que todos os coeficientes são estatisticamente significativos, que a renda per capita inicial exibe sinal negativo e que a relação entre crescimento e desigualdade seguiu uma relação quadrática com a forma de um U invertido. Entretanto o R^2 dessa regressão é baixo, apenas 7,6%.

Introduzindo-se o IDH educação em 1991 e o IDH longevidade em 1991 e a variação destes índices entre 1991 e 2000, grande poder explicativo é adicionado à regressão, nesse caso o R^2 é de 24,48%. Além disso, os coeficientes do IDH educação, IDH longevidade e da variação destes são positivos, enquanto o coeficiente da renda inicial continua negativo e a relação da taxa de crescimento com a desigualdade apresenta-se sobre a forma de um U invertido; todos os coeficientes são significativos ao nível de 1%. Os coeficientes positivos dos IDH educação e IDH longevidade corroboram com a percepção de que melhores condições de desenvolvimento humano são fatores associados ao crescimento econômico.

Se além de se inserir o IDH educação e o IDH longevidade e a variação destes à equação básica adicionar-se também a taxa de fecundidade e o percentual da população rural o R^2 chega a 28,03%. Os coeficientes do índice de desigualdade confirmam a relação quadrática com o crescimento econômico.

Se a essa última estimativa adicionarmos *dummies* regionais e as variáveis percentual de mães solteiras, percentual de indivíduos que residem em casa própria, e percentual de domicílios de alta densidade, observa-se que estas variáveis acrescentadas apresentam sinal negativo e que os municípios do sul tenderam a crescerem mais, seguidos pelos municípios do sudeste, nordeste, centro-oeste e norte. O R^2 dessa regressão é de 30,58%.

Ao se substituir as *dummies* regionais por *dummies* estaduais verifica-se que o fato que um município não se encontrar no Distrito Federal tendeu a reduzir seu crescimento (com exceção para os municípios de Rondônia) no período analisado e que os municípios do estado do Roraima, seguidos pelos municípios do estado do Amazonas, foram os que tenderam a crescer menos. A inclusão de *dummies* estaduais fez ainda com que o R^2 aumentasse para 36,04%.

6.Considerações Finais

O presente trabalho teve dois principais objetivos: testar a hipótese de uma curva de Kuznets para os municípios brasileiros, ou seja, que a relação entre desigualdade e renda per capita possui a forma de um U invertido; e verificar a relação entre o crescimento dos municípios brasileiros na década de 90 e a desigualdade neles observada.

Quanto à investigação sobre a curva de Kuznets, além de se valer de dados *cross-section*, de longe a técnica mais utilizada em investigações sobre a curva de Kuznets, neste estudo emprega-se também técnicas de dados de painel. O emprego de dados de painel visa mitigar possíveis problemas de endogeneidade e viés das estimativas de *cross-section*, geradas pelas características específicas de cada região que induzem a trajetórias idiossincráticas de desigualdade e renda.

Quanto às estimativas *cross-section*, considerando-se a forma reduzida de Ahluwalia (1976a), a mais presente na literatura, os dados apóiam a existência da curva de Kuznets apenas para o ano de 1991; ou seja, a renda e a renda ao quadrado apresentam sinais opostos, sendo o primeiro positivo e o segundo negativo. Já para o ano de 2000, e considerando-se a forma reduzida de Ahluwalia (1976a), os dados apóiam uma curva em formato de U, o contrário do esperado. Entretanto, ao se inserir nas estimativas *cross-section* variáveis de controle relacionadas ao desenvolvimento humano e à demografia de cada município, os dados continuam corroborando com a curva em formato de U invertido para o ano de 1991 e passam a confirmar a hipótese da curva de Kuznets para o ano de 2000. Por fim, a inserção de variáveis *dummy* regionais e estaduais mostrou que a curva de Kuznets é robusta nos estados das regiões sul e sudeste.

Em relação às estimativas de painel, e considerando-se a forma reduzida de Ahluwalia (1976a), as estimativas de efeitos aleatórios e efeitos fixos estão de acordo com a curva em

formato de U invertido. Esses resultados se mostram em geral robustos à inclusão de variáveis demográficas e de desenvolvimento humano. Entretanto, novamente a inclusão de *dummies* regionais e estaduais sugerem que a curva em formato de U invertido é particularmente robusta para os estados da região sul e sudeste. Por fim, verificou-se através do teste de Hausman que os resultados gerados pelo estimador de efeitos fixos é superior aos resultados obtidos pelo estimador de efeitos aleatórios.

Quanto às estimativas relacionando o crescimento da renda per capita e a desigualdade, estas sugerem uma relação quadrática em formato de U invertido, ou seja, o crescimento é mais baixo para municípios com desigualdade muito baixa ou muito alta. Os resultados mostram ainda que a renda inicial no período apresenta sinal negativo, indicando alguma convergência entre as rendas municipais. Grande poder explicativo é acrescentado às estimativas por variáveis de desenvolvimento humano, em especial pelo IDH longevidade e IDH educação e pela variação destes; ambos se mostram positivamente relacionados à taxa de crescimento da renda. Adicionou-se ainda *dummies* regionais e estaduais, mas estas não apresentaram grande poder explicativo nas estimativas.

ANEXOS

Tabela 1.1
Cross-Section 1991

Coeficientes	1	2	3	4
Constante	0,4176824*	0,3842079*	0,4082362*	0,3745267*
Renda	0,0008816*	0,0010013*	0,0008276*	0,000901*
Renda ²	-0,00000173*	-0,00000187*	-0,00000176*	-0,00000176*
D. RL CO	-	0,0325244*	-	-
D. RL NE	-	0,0282384*	-	-
D. RL Sul	-	0,0260118*	-	-
D. RL Norte	-	0,0517755*	-	-
D. RQ CO	-	-	0,00000155*	-
D. RQ NE	-	-	0,00000503*	-
D. RQ Sul	-	-	0,000000433*	-
D. RQ Norte	-	-	0,00000358*	-
Fecundidade	-	-	-	0,0050989*
Alfabetização	-	-	-	0,0002948
Pop. Rural	-	-	-	0,0000391
R ² -Ajustado	0,0514	0,0665	0,1105	0,0523
Teste F	150,17	66,42	115,03	61,78

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: D. RL se refere às *dummies* para os interceptos regionais.

D. RQ se refere às *dummies* quadráticas regionais.

* denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 1.2
Cross-Section 1991

Coeficientes	5	6	7	8
Constante	0,3400913*	0,2314301*	0,22904204*	0,3242422*
Renda	0,0007584*	0,0010231*	0,0011895*	0,0006611*
Renda ²	-0,0000016*	-0,00000194*	-0,00000215*	-0,00000138*
D. RL CO	-	-	-	-0,0283581*
D. RL NE	-	-	-	-0,043423*
D. RL Sul	-	-	-	0,0403974*
D. RL Norte	-	-	-	-0,0151901**
D. RQ CO	-	-	-	0,00000223*
D. RQ NE	-	-	-	0,00000614*
D. RQ Sul	-	-	-	-0,00000032*
D. RQ Norte	-	-	-	0,00000376*
Fecundidade	-	0,0028356*	-	0,0018398
Alfabetização	-	-	-0,0001334	-0,0005893*
Pop. Rural	-	0,0006196*	0,000724*	0,0005091*
IDH 1991	0,0992826*	0,1227672*	-	-
Mães Solteiras	0,0062339*	0,0097056*	0,0089494*	0,0066933*
Densidade	0,0001366	-	-	-
Casa Própria	-0,0001561	-	-	-
Fundamental	-	-	0,0010153*	0,0008189*
Médio	-	-	-0,0007097*	-0,0002835
Superior	-	-	0,001108**	0,0023013*
R ² -Ajustado	0,0645	0,0728	0,0797	0,1420
Teste F	64,29	73,06	60,60	54,61

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: D. RL se refere às *dummies* para os interceptos regionais.

D. RQ se refere às *dummies* quadráticas regionais.

* denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 1.3
Cross-Section 1991

Coeficientes	<i>Dummies</i> Intercepto		<i>Dummies</i> Termo Quadrático	
	5	6	7	8
Constante	0,4045956*	0,2278485*	0,4096801*	0,2355499*
Renda	0,0012472*	0,0014482*	0,0007122*	0,0006904*
Renda ²	-0,00000192*	-0,00000226*	-0,000000176	-0,000000341
RS	-0,0144384	-0,0019076	-0,000000467	-0,000000525
SC	0,0799484	-0,0565546	-0,00000173*	-0,00000165*
PR	-0,0162101	-0,007694	0,000000165	0,000000172
SP	-0,1273995*	-0,1185247**	-0,00000152*	-0,00000136*
RJ	-0,0325783	-0,0271767	-0,000000219	-0,000000189*
MG	-0,0184238	-0,0080342	0,000000265	-0,000000197
ES	0,0391956	0,0404209	0,00000102*	0,000000982
MS	0,0110721	0,0197417	0,0000014*	0,00000160*
MT	-0,0088916	0,0097666	0,000000601	0,000000993*
GO	-0,0439674	-0,0482408	-0,000000242	-0,000000178
BA	0,0180482	0,0122408	0,00000784*	0,00000811*
AL	-0,0514692	-0,0682444	0,000000783	0,0000012
SE	-0,0580551	-0,0875156	0,000000585	-0,000000442
RN	-0,009256	-0,0327245	0,00000184	0,00000154
PB	-0,0220146	-0,0341355	0,00000256**	0,00000252**
CE	0,0229373	0,0154248	0,00000759*	0,0000081*
PI	0,0018296	-0,0179926	0,0000121*	0,0000113*
MA	-0,0460696	-0,068328	0,000000791	-0,000000541
PE	0,006771	-0,0163583	0,00000228*	0,00000198*
AM	0,0198706	0,0116426	0,00000323*	0,00000318*
PA	-0,0097558	-0,0193066	0,00000251*	0,00000255*
AC	-0,0174905	-0,0184683	0,00000216	0,00000247
RO	0,0583733	0,0831305	0,00000361*	0,00000383*
AP	0,0039902	0,0129321	0,00000159	0,0000017
RR	0,1015081	0,09759	0,00000170*	0,00000185*
TO	-0,0040877	-0,0149645	0,00000317*	0,00000307*
Fecundidade	-	0,0065123*	-	0,0041305*
Alfabetização	-	-0,0009799*	-	0,0004371*
Pop. Rural	-	0,0007452*	-	0,0006853*
Mães Solteiras	-	0,0070602*	-	0,0041644*
Fundamental	-	0,0011835*	-	0,0007291*
Médio	-	0,0005691*	-	0,0000628
Superior	-	0,0006875*	-	0,001846*
R ² -Ajustado	0,1588	0,1861	0,1542	0,1704
Teste F	38,10	36,96	36,86	33,30

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: * denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 1.4
Cross-Section 1991

Coefficientes	1		2	
Constante	0,3358516*		0,210859*	
Renda	0,0007478*		0,0011413*	
Renda ²	0,000000103		-0,000000874	
Fecundidade	-		0,0100616*	
Alfabetização	-		-0,0014501*	
Pop. Rural	-		0,0006311*	
Mãe Solteira	-		0,0053762*	
Fundamental	-		0,0010613*	
Médio	-		0,0006478*	
Superior	-		0,0020454*	
	<i>Dummies</i>		<i>Dummies</i>	
	Intercepto	Termo Quadrático	Intercepto	Termo Quadrático
RS	0,1483557**	-0,00000234*	0,143405**	-0,00000237*
SC	0,0722796	-0,00000212*	0,078315	-0,00000216*
PR	0,0987656	-0,000000953	0,088874	-0,00000109**
SP	-0,0019906	-0,00000104**	-0,0299538	-0,000000749
RJ	0,074873	-0,000000626	0,0579485	-0,000000530
MG	0,0950158	-0,00000113**	0,0801012	-0,000000889
ES	0,154714*	-0,00000105	0,1347689**	-0,00000104
MS	0,0724102	0,000000994	0,0589248	0,00000104
MT	0,0689129	0,000000263	0,0564006	0,000000605
GO	0,0495629	0,0000000756	0,0239786	0,000000195
BA	0,0691099	0,00000766*	0,0390483	0,00000732*
AL	0,014292	0,00000558*	-0,0332953	0,00000526*
SE	0,0156149	0,00000317**	-0,0384586	0,00000298**
RN	0,0776753	0,000000947	0,0263246	0,000000769
PB	0,0525886	0,0000042*	0,0132043	0,00000346*
CE	0,0948598	0,00000466*	0,0593293	0,00000445*
PI	0,0443901	0,0000164*	-0,0002266	0,000016*
MA	0,0102112	0,00001*	-0,0378917	0,00000923*
PE	0,0939956	0,000000751	0,0419523	0,000000562
AM	0,1001861	0,00000146	0,0561549	0,00000159
PA	0,0532611	0,00000283*	0,0139786	0,00000317*
AC	0,0499972	0,00000291	0,0176269	0,00000236
RO	0,1567161**	-0,000000199	0,1745268*	-0,00000119
AP	0,0904751	0,000000504	0,081616	-0,000000325
RR	0,1825051*	0,00000341*	0,1456615**	0,0000000785
TO	0,0562061	-0,000000122	0,0213606	0,00000343*
R ² -Ajustado	0,2091		0,2343	
Teste F	27,95		28,61	

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: * denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 2.1
Cross-Section 2000

Coeficientes	1	2	3	4
Constante	0,5438467*	0,4936011*	0,496846*	0,5398354*
Renda	-0,0002647*	0,0010049*	0,0007548*	0,0008708*
Renda ²	0,000000596*	-0,000000818*	-0,000000537*	-0,000000678*
D. RL CO	-	0,0565645*	-	-
D. RL NE	-	0,0394958*	-	-
D. RL Sul	-	0,0013828	-	-
D. RL Norte	-	0,0768092*	-	-
D. RQ CO	-	-	0,00000106*	-
D. RQ NE	-	-	0,00000247*	-
D. RQ Sul	-	-	-0,000000129*	-
D. RQ Norte	-	-	0,00000295*	-
Fecundidade	-	0,030928*	0,035207*	0,0408343*
Alfabetização	-	-0,0030287*	-0,0027352*	-0,0033666*
Pop. Rural	-	0,000295*	0,0003878*	0,0001325**
R ² -Ajustado	0,0086	0,1301	0,1773	0,0939
Teste F	24,78	92,52	132,88	115,08

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: D. RL se refere às *dummies* para os interceptos regionais.

D. RQ se refere às *dummies* quadráticas regionais.

* denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 2.2
Cross-Section 2000

Coeficientes	5	6	7	8
Constante	0,7958349*	0,606381*	0,2946261*	0,4246179*
Renda	0,0010679*	0,0013355*	0,0013611*	0,0009927*
Renda ²	-0,000000843*	0,00000108*	-0,00000124*	-0,000000741*
D. RL CO	-	-	-	0,0103246
D. RL NE	-	-	-	-0,0271417*
D. RL Sul	-	-	-	0,0323711*
D. RL Norte	-	-	-	-0,0039725
D. RQ CO	-	-	-	0,0000009*
D. RQ NE	-	-	-	0,00000249*
D. RQ Sul	-	-	-	-0,000000395*
D. RQ Norte	-	-	-	0,00000267*
Fecundidade	-	0,0216789*	0,0235663*	0,0227559*
Alfabetização	-	-	-0,0033783*	-0,0038321*
Pop. Rural	-	0,0008174*	0,0009443*	0,0009098*
IDH 1991	-0,7262644*	-0,6552022*	-	-
Mães Solteiras	0,0095028*	0,0145757*	0,0142454*	0,0137367*
Densidade	0,0015986*	0,0010241*	0,0014302*	0,0008208*
Casa Própria	0,0001109	-	-	-
Fundamental	-	-	0,0009288*	0,0004889*
Médio	-	-	-0,0002183*	-0,0000851
Superior	-	-	0,0003007	0,0007974*
R ² -Ajustado	0,1034	0,1317	0,1502	0,2171
Teste F	106,85	120,32	98,34	85,83

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: D. RL se refere às *dummies* para os interceptos regionais.

D. RQ se refere às *dummies* quadráticas regionais.

* denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 2.3
Cross-Section 2000

Coeficientes	Dummies Intercepto		Dummies Termo Quadrático	
	5	6	7	8
Constante	0,4464469*	0,3381093*	0,5211551*	0,3926144*
Renda	0,0004212*	0,0015976*	-0,0003001*	0,0009758*
Renda ²	-0,000000113	-0,00000143*	0,00000119*	-0,000000325
RS	-0,054931	-0,0522446	-0,00000068*	-0,000000722*
SC	-0,0554619	-0,0575214	-0,000000524**	-0,000000565*
PR	-0,0011645	-0,0032743	0,000000106	0,000000114
SP	-0,084464	-0,0906061	0,000000632*	-0,000000578*
RJ	-0,0377388	-0,0487796	0,000000341	-0,000000236
MG	-0,0026093	0,0004402	0,0000000539	0,00000013
ES	0,0280455	0,0241034	0,00000027	0,000000295
MS	0,0598145	0,0272074	0,00000145*	0,00000113*
MT	0,0475053	0,0184693	0,000000913*	0,000000657*
GO	0,0120428	0,0151597	0,000000688*	0,000000792*
BA	0,0445873	0,0108579	0,00000388*	0,00000395*
AL	0,0718771	-0,0132385	0,00000501*	0,000003*
SE	0,0207858	-0,0345884	0,00000138**	0,000000811
RN	0,0043416	-0,0245402	0,000000736	0,00000101**
PB	0,0034439	-0,0348684	0,000000869	0,000000884*
CE	0,107072**	0,0585996	0,00000678*	0,00000627*
PI	0,0702675	0,0292101	0,00000707*	0,0000068*
MA	0,0677611	0,014863	0,00000668*	0,00000566*
PE	0,0592579	0,0141476	0,000000685**	0,000000518
AM	0,1132222**	-0,0011169	0,0000071*	0,00000431*
PA	0,0788893	0,0029921	0,00000417*	0,00000301*
AC	0,0715975	-0,0638696	0,00000318*	0,000000487
RO	0,0616949	0,0374937	0,00000197*	0,00000144*
AP	0,1040233	-0,0077751	0,00000421*	0,00000206*
RR	0,0882741	-0,0096069	0,00000225*	0,000000789
TO	0,0876584	0,0621764	0,00000357*	0,00000356*
Fecundidade	-	0,0175378*	-	0,0232611*
Alfabetização	-	-0,0036868*	-	-0,0029798*
Pop. Rural	-	0,0010941*	-	0,0011207*
Mães Solteiras	-	0,126392*	-	0,0117264*
Densidade	-	0,0019232*	-	0,0010254*
Fundamental	-	0,0005435*	-	0,0000267
Médio	-	0,00000462	-	-0,00000169
Superior	-	0,0008576*	-	0,0011813*
R ² -Ajustado	0,1464	0,2425	0,1661	0,2581
Teste F	34,72	49,96	40,18	54,22

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: * denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 2.4
Cross-Section 2000

Coefficientes	1		2	
Constante	0,38578*		0,3375697*	
Renda	-0,000039		0,0012489*	
Renda ²	0,00000116*		-0,000000432	
Fecundidade	-		0,0225128*	
Alfabetização	-		-0,0042281*	
Pop. Rural	-		0,0010218*	
Mãe Solteira	-		0,0108539*	
Densidade	-		0,0018281*	
Fundamental	-		0,0004482*	
Médio	-		-0,0000621	
Superior	-		0,001262*	
	<i>Dummies</i>		<i>Dummies</i>	
	Intercepto	Termo Quadrático	Intercepto	Termo Quadrático
RS	0,1205593	-0,00000129*	0,1138279	-0,00000133*
SC	0,0928556	-0,000000849*	0,0718949	-0,000000755*
PR	0,1261045**	-0,00000068**	0,1077541	-0,000000626**
SP	0,0503714	-0,000000646**	0,0192811	-0,00000046
RJ	0,0954892	-0,000000647**	0,0559771	-0,00000038
MG	0,1170873	-0,000000655**	0,1033793	-0,000000547
ES	0,1508855*	-0,000000567	0,1288376**	-0,000000449
MS	0,1133399	0,000000858**	0,0710247	0,000000759**
MT	0,1223724	0,000000267	0,0861582	0,00000014
GO	0,0898106	0,000000447	0,0907227	0,000000161
BA	0,0914915	0,00000444*	0,0425898	0,00000454*
AL	0,1382921**	0,00000314*	0,0209949	0,00000437*
SE	0,0972701	0,00000145	0,0249609	0,00000169*
RN	0,076777	0,00000185*	0,027039	0,00000205*
PB	0,0742227	0,00000233*	0,0133017	0,00000264*
CE	0,1816298*	0,00000192**	0,1092773	0,00000239*
PI	0,1191544	0,00000632*	0,0516802	0,0000072*
MA	0,120018	0,00000585*	0,041818	0,00000685*
PE	0,15432*	-0,000000369	0,0874459	-0,000000174
AM	0,172711*	0,00000354*	0,0233997	0,00000521*
PA	0,1195798	0,00000332*	0,0155424	0,00000403*
AC	0,1447631**	0,00000141	-0,0439885	0,00000358*
RO	0,1107924	0,00000135**	0,1063236	0,000000405
AP	0,142571**	0,00000276*	0,025306	0,00000226**
RR	0,1894133*	-0,000000277	0,0736715	-0,0000000743
TO	0,1581105*	0,00000151*	0,1185523**	0,00000153*
R ² -Ajustado	0,1981		0,3009	
Teste F	26,19		39,21	

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: * denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 3.1.1
Painel (Estimativas com Efeitos Aleatórios)

Coeficientes	1	2	3	4
Constante	0,4662358*	0,4046602	.4582096*	0,4818503*
Renda	0,0003321*	0,0006086	.0002835*	0,000127*
Renda ²	-0,000000303*	-0,000000648	-0,000000309*	-0,0000000351
D. RL CO	-	0,0497111	-	-
D. RL NE	-	0,0535888	-	-
D. RL Sul	-	0,0134178	-	-
D. RL Norte	-	0,0845639	-	-
D. RQ CO	-	-	0,00000133*	-
D. RQ NE	-	-	0,00000346*	-
D. RQ Sul	-	-	-0,0000000284	-
D. RQ Norte	-	-	0,00000352*	-
Fecundidade	-	-	-	-0,0061227*
Alfabetização	-	-	-	0,0003744*
Pop. Rural	-	-	-	-0,0000153
R ² -within	0,0814	0,0810	0,1038	0,1272
R ² -between	0,0067	0,0442	0,0986	0,0019
R ² -overall	0,0141	0,0492	0,0973	0,0117
Wald	255,58	628,32	1186,75	307,8

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: D. RL se refere às *dummies* para os interceptos regionais.

D. RQ se refere às *dummies* quadráticas regionais.

* denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 3.1.2
Painel (Estimativas com Efeitos Aleatórios)

Coefficientes	5	6	7	8
Constante	0,2560318*	0,2639722*	0,2268396*	0,3050107*
Renda	-0,000122*	-0,0000196	0,0007835*	0,0005422*
Renda ²	0,000000209*	0,000000125	-0,000000522*	-0,000000249*
D. RL CO	-	-	-	-0,0177045*
D. RL NE	-	-	-	-0,0256694*
D. RL Sul	-	-	-	0,0406151*
D. RL Norte	-	-	-	0,0084638
D. RQ CO	-	-	-	0,00000135*
D. RQ NE	-	-	-	0,0000029*
D. RQ Sul	-	-	-	-0,000000365*
D. RQ Norte	-	-	-	0,00000264*
Fecundidade	-	-0,0082843*	0,0003974	-
Alfabetização	-	-	-0,0005714*	-0,001125*
Pop. Rural	-	0,0004462*	0,0005795*	0,0004841*
IDH 1991	0,3155785*	0,2844718*	-	-
Mães Solteiras	0,0060806*	0,0080228*	0,0063019*	0,0069938*
Densidade	0,0005736*	0,000881*	-0,0005714*	0,0001886
Casa Própria	0,0001509	-	-	-
Fundamental	-	-	0,001685*	0,001553*
Médio	-	-	-0,000614*	-0,0005128*
Superior	-	-	-0,0016414*	-0,0010679*
R ² -within	0,0823	0,0824	0,1599	0,1793
R ² -between	0,0237	0,0279	0,0512	0,1325
R ² -overall	0,0345	0,0392	0,0843	0,1468
Wald	510,02	563,85	1347,51	2040,27

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: D. RL se refere às *dummies* para os interceptos regionais.

D. RQ se refere às *dummies* quadráticas regionais.

* denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 3.1.3
Painel (Estimativas com Efeitos Aleatórios)

Coeficientes	Dummies Intercepto		Dummies Termo Quadrático	
	5	6	7	8
Constante	0,423723*	0,2312906*	0,4547357*	0,2477885*
Renda	0,0007564*	0,000924*	0,0002318*	0,0004865*
Renda ²	-0,000000727*	-0,000000595*	-0,000000517**	0,000000316
RS	-0,0314963	0,0157047	-0,000000834*	-0,000000693*
SC	-0,0648827	-0,0176239	-0,000000742*	-0,000000627*
PR	-0,0059508	0,0432816	-0,0000000239	0,000000427
SP	-0,1028278*	-0,0575608	-0,000000832*	-0,000000648*
RJ	-0,0316636	-0,0038819	-0,000000418	-0,000000361
MG	-0,0079559	0,0292263	-0,000000181	0,0000000482
ES	0,0358584	0,0722429	0,000000173	0,000000267
MS	0,0393378	0,0620419	0,00000137*	0,00000126*
MT	0,0230395	0,046479	0,000000812*	0,000000738*
GO	-0,0123767	0,0112291	0,000000478	0,00000061*
BA	0,0339873	0,0402375	0,00000513*	0,00000378*
AL	0,0140217	0,0194556	0,00000518*	0,00000441*
SE	-0,0149502	-0,0179828	0,0000015*	0,000000847
RN	-0,0000378	0,0096057	0,00000147*	0,00000122*
PB	-0,0074715	0,0023456	0,00000178*	0,00000107**
CE	0,0673999	0,0800531	0,00000809*	0,00000739*
PI	0,0378009	0,0405755	0,00000948*	0,00000765*
MA	0,0138954	0,0209896	0,00000747*	0,00000616*
PE	0,0363847	0,0468972	0,00000947*	0,00000833*
AM	0,0738583	0,0901231**	0,00000547*	0,00000486*
PA	0,0386208	0,0453603	0,00000396*	0,00000336*
AC	0,0310681	0,0535906	0,0000031*	0,00000285*
RO	0,0609552	0,0878278**	0,00000173*	0,0000013*
AP	0,0592835	0,0728548	0,00000341*	0,00000291*
RR	0,1012776**	0,1051343**	0,00000192*	0,00000147*
TO	0,0449042	0,0566223	0,00000377*	0,00000348*
Fecundidade	-	-0,0022816	-	-0,000797
Alfabetização	-	-0,0005202*	-	0,0001692
Pop. Rural	-	0,0004401*	-	0,0006441*
Mães Solteiras	-	0,0061716*	-	0,0054993*
Densidade	-	0,0004196*	-	0,0003192*
Fundamental	-	0,0014775*	-	0,0012175*
Médio	-	-0,0006829*	-	0,000648*
Superior	-	-0,0015273*	-	-0,0008905*
R ² -within	0,0815	0,1740	0,1233	0,2027
R ² -between	0,1372	0,1573	0,1471	0,1548
R ² -overall	0,1183	0,1618	0,1373	0,1679
Teste Wald	1330,18	2168,61	1670,28	2372,80

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: * denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 3.1.4
Painel (Estimativas com Efeitos Aleatórios)

Coeficientes	1		2	
Constante	0,3521796*		0,1948778*	
Renda	0,0004472*		0,0007151*	
Renda ²	0,000000477		0,000000319	
Fecundidade	-		0,0009913	
Alfabetização	-		-0,0012571*	
Pop. Rural	-		0,0004964*	
Mães Solteiras	-		0,0060158*	
Densidade	-		0,000588*	
Fundamental	-		0,0015628*	
Médio	-		-0,0006048*	
Superior	-		-0,0008351*	
	<i>Dummies</i>		<i>Dummies</i>	
	Intercepto	Termo Quadrático	Intercepto	Termo Quadrático
RS	0,1321767	-0,00000177*	0,1640824*	-0,00000168*
SC	0,0559996	-0,000000903*	0,0943584	-0,000000913*
PR	0,1070573	-0,00000086*	0,1251844*	-0,000000406
SP	0,0025396	-0,000000585**	0,0324347	-0,000000521
RJ	0,080794	-0,000000728*	0,0957313	-0,000000687**
MG	0,1033494	-0,000000973*	0,1180017**	-0,000000672**
ES	0,147238	-0,000000817*	0,1659851*	-0,000000717**
MS	0,0900255	0,000000803**	0,0984703	0,00000075**
MT	0,0837825	0,00000037	0,0938317	0,000000325
GO	0,0602765	0,000000379	0,0564014	0,000000732**
BA	0,0857646	0,00000466*	0,0735961	0,00000364*
AL	0,0669454	0,00000598*	0,037304	0,00000576*
SE	0,0548904	0,00000225*	0,0206908	0,00000247*
RN	0,0763818	0,00000144**	0,0526361	0,00000177*
PB	0,0651526	0,0000024*	0,0453548	0,00000204*
CE	0,1258936	0,00000488*	0,108856**	0,00000443*
PI	0,0810855	0,0000096*	0,054089	0,00000907*
MA	0,0561011	0,00000963*	0,0312313	0,00000946*
PE	0,1232921	-0,0000000172	0,1022288**	0,000000077
AM	0,1407047	0,0000023*	0,1214827**	0,00000217*
PA	0,0771558	0,00000366*	0,0544622	0,0000038*
AC	0,0932312	0,00000225	0,0779856	0,0000022
RO	0,1529759	-0,000000209	0,1766231*	-0,000000694
AP	0,1050096	0,00000227**	0,0953407	0,00000189
RR	0,1733789	0,000000331	0,1588705*	0,0000000264
TO	0,0966111	0,00000286*	0,0806468	0,00000312*
R ² -within	0,1529		0,2124	
R ² -between	0,2028		0,2284	
R ² -overall	0,1830		0,2224	
Teste Wald	2286,46		3071,90	

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: * denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 3.2.1
Painel (Estimativas com Efeitos Fixos)

Coefficientes	1	2	3
Constante	0,3938313*	0,3988456*	0,3107927*
Renda	0,0009449*	0,0008148*	0,0003252*
Renda ²	-0,000000901*	-0,000000662	-0,0000000831
D. RL CO	-	-	-
D. RL NE	-	-	-
D. RL Sul	-	-	-
D. RL Norte	-	-	-
D. RQ CO	-	0,00000121*	-
D. RQ NE	-	0,00000302*	-
D. RQ Sul	-	-0,000000635*	-
D. RQ Norte	-	0,00000238*	-
Fecundidade	-	-	-0,0117095*
Alfabetização	-	-	0,002326*
Pop. Rural	-	-	0,000384*
R ² -within	0,0814	0,1201	0,1306
R ² -between	0,0067	0,0530	0,0019
R ² -overall	0,0141	0,0634	0,0112
Teste F	244,04	125,15	165,31

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: D. RL se refere às *dummies* para os interceptos regionais.

D. RQ se refere às *dummies* quadráticas regionais.

* denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 3.2.2
Painel (Estimativas com Efeitos Fixos)

Coefficientes	4	5	6	7
Constante	0,2972367*	0,5226062*	0,2279393*	0,2276829
Renda	0,0001218	0,0003753*	0,0011675*	0,0010637
Renda ²	0,000000048	-0,000000141	-0,00000024**	-0,00000025
D. RQ CO	-	-	-	0,00000137
D. RQ NE	-	-	-	0,00000104
D. RQ Sul	-	-	-	-0,000000103
D. RQ Norte	-	-	-	0,00000131
Fecundidade	-	-0,0248857*	-0,0122263*	-0,0109449
Alfabetização	-	-	0,0030452*	0,0025306
Pop. Rural	-	0,0001323	-	-
IDH 1991	0,4168064*	0,1271229*	-	-
Mães Solteiras	0,0021862*	0,0026213*	0,000582	-
Densidade	-0,0006356**	-0,0002013	-	-
Casa Própria	-0,0012194*	-0,0012588*	-	-
Fundamental	-	-	0,0003395*	0,0003956
Médio	-	-	-0,0010765*	-0,0010241
Superior	-	-	-0,0043392*	-0,0043141
R ² -within	0,1134	0,1273	0,2217	0,2341
R ² -between	0,0038	0,0022	0,0044	0,0139
R ² -overall	0,0138	0,0118	0,0158	0,0316
Teste F	117,24	100,29	174,03	152,68

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: D. RL se refere às *dummies* para os interceptos regionais.

D. RQ se refere às *dummies* quadráticas regionais.

* denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 3.2.3
Painel (Estimativas com Efeitos Fixos)

Coeficientes	Dummies Termo Quadrático	
	8	9
Constante	0,3923282*	.2062435
Renda	0,0007986*	.0012112
Renda ²	0,000000632	0,000000194
RS	-0,00000249*	-0,00000124
SC	-0,00000135	-0,000000413
PR	-0,00000164	0,000000316
SP	-0,000000886	-0,000000117
RJ	-0,00000175	-0,00000012
MG	-0,00000186	-0,000000113
ES	-0,00000183	-0,000000123
MS	0,00000024	0,000000109
MT	0,000000923	0,000000476
GO	0,000000657	0,000000123
BA	0,00000317*	-0,000000784
AL	0,0000202*	0,00000154
SE	0,00000362**	0,000000232
RN	0,00000194	0,000000607
PB	0,00000016	-0,000000165
CE	0,0000106*	0,000000897
PI	0,00000936*	0,000000579
MA	0,0000155*	0,00000111
PE	0,000000802	-0,000000029
AM	0,00000083*	0,00000008
PA	0,00000576*	0,000000393
AC	0,000000374	0,000000205
RO	-0,000000948	-0,000000217
AP	0,000000459	0,000000045
RR	0,000000698	-0,000000122
TO	0,00000476*	0,00000044
Fecundidade	-	-0,010211
Alfabetização	-	0,002172
Pop. Rural	-	0,0002324
Mães Solteiras	-	0,0017605
Densidade	-	-0,0002035
Fundamental	-	0,0004615
Médio	-	-0,0010739
Superior	-	-0,0046652
R ² -within	0,1650	0,2759
R ² -between	0,0464	0,0187
R ² -overall	0,0618	0,0410
Teste F	38,67	57,90

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: * denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

Tabela 4.2
Crescimento e Desigualdade

Coeficientes		Dummy Regional	Dummy Estadual
Constante		-28,85245*	-16,1535
Renda		-0,2903544*	-0,264086*
Theil		62,95741*	57,61945*
Theil ²		-79,10883*	-78,87977*
IDH longevidade		26,70578*	38,62982*
Var. IDH		38,43277*	63,5639*
IDH educação		143,0308*	140,4279*
Var. IDH		138,6099*	129,9546*
Fecundidade		-2,490687*	-1,543657*
Pop. Rural		0,0812762*	0,0711596*
Mães Solteiras		-0,892422*	-0,9016052*
Casa Própria		-0,2240896*	-0,1701288*
Densidade		-0,3583405*	-0,1782801*
RS	Sul	2,464154*	-30,71073*
SC			-19,28098
PR			-30,59686*
SP	Sudeste	--	-37,61401*
RJ			-19,4805
MG			-27,95548**
ES	Centro-Oeste	-3,396776*	-15,42167
MS			-36,93097*
MT			-27,01648**
GO	Nordeste	-1,544275	-37,4632*
BA			-32,70715*
AL			-42,08842*
SE			-42,97937*
RN			-34,09654*
PB			-19,04789
CE			-35,05452*
PI			-19,57728
MA			-36,80695*
PE			-35,36853*
AM	Norte	-3,456112**	-60,56989*
PA			-42,45413*
AC			-27,42384**
RO			2,414173
AP			-48,97663*
RR			-62,41264*
TO	-39,85127*		
R ² -Ajustado		0,3058	0,3604
Teste F		152,58	82,63

Fonte: Elaboração Própria. Pacote Econométrico Stata.

Nota: * denota nível de significância de 5%; e ** denota nível de significância de 10%.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D., ROBINSON, J. A.. Why Did the West Extend the Franchise? Democracy, Inequality, and Growth in Historical Perspective. **Quarterly Journal of Economics**. V. 115, p. 1167-1199. Novembro, 2000.
- AGHION, P., BANERJEE, A., PIKETTY, T.. Dualism and Macroeconomic Volatility,(mimeo), University College, London, 1997.
- AGHION, P., BOLTON, P.. A Trickle-Down Theory of Growth and Development with Debt Overhang. **Review of Economic Studies**. V. 64, N.2, p. 151-162, 1997.
- AGHION, P., CAROLI, E. e GARCIA-PENÁLOSA, C.. Inequality and Economic Growth: the Perspective of the New Growth Theories. **Journal of Economic Literature**. V.37, n.4, p. 1615-1660, 1999.
- AHLUWALIA, M. S.. Income Distribution and Development: Some Stylized Facts. **American Economic Review**. V.66, p. 128-153, 1976a.
- AHLUWALIA, M. S.. Inequality, Poverty and Development. **Journal of Development Studies**. V.3, p. 307-342, 1976b.
- AHLUWALIA, M. S., CARTER, N. G. e CHENERY, H.. Growth and Poverty in Developing Countries. **Journal of Development Economics**. N. 6, p. 299-341, 1979.
- ALESINA, A. e RODRIK, D.. Distributive Politics and Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**. N.109, p. 465-490, 1994.
- ANAND, S. e KANBUR, S. M. R.. The Kuznets Process and the Inequality-Development Relationship. **Journal of Development Economics**. V.40, p. 25-52 , 1993a.
- Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil**. IBGE. Fundação João Pinheiro. IPEA. Belo Horizonte, 2000.
- BACHA, E. e Taylor, L.. The unequalizing spiral: a first growth model for Belindia. **Quarterly Journal of Economics**. n. 90, p. 197-218. 1976

BAGOLIN, I. P., GABE, J. e RIBEIRO, E. P.. Crescimento e Desigualdade no Rio Grande do Sul: uma Revisão da Curva de Kuznets para os Municípios Gaúchos (1970-1991). **Anais do XXX Encontro Nacional de Economia – ANPEC**, Nova Friburgo, dezembro, 2002.

BANERJEE, A. e NEWMAN, A. F.. Risk-bearing and the Theory of Income Distribution. **Review of Economics Studies**. V. 58, N.2, p. 211-235, 1991.

BARRO, R. J.. Inequality, Growth and Investment. NBER., 1999.

BARRO, R. J. e XAVIER, Sala-i-Martin. **Economic Growth**. Second Edition. MIT press. 2004.

BENABOU, R.. Inequality and Growth. *NBER Macroeconomics Annual*, 11, p. 11-74, 1996.

BOURGUIGNON, F.. Growth and Inequality in the Dual Model of Development: the Role of Demand Factors. **Review of Economics Studies**. V.57, p. 215-228, 1990.

CHEN, B.. An Inverted-U Relationship between Inequality and Long-run Growth. **Economics Letters**. N. 78, p. 205-212, 2003.

DELONG, J. B.. Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment. **American Economic Review**. V. 78, p. 1138-1154. Dezembro, 1988.

DOEPKE, M.. Fertility, Income Distribution and Growth. (mimeo) University of Chicago. <http://chicago.edu/papers>, 1999.

EASTERLY, W.. How Much do Distortions Affect Growth? **Journal of Monetary Economics**. V. 32, p. 187-212. Março, 1993.

FERREIRA, A. H. B.. A Distribuição Interestadual da Renda no Brasil 1950-85. **Revista Brasileira de Economia**. V. 50, n.4, p.469-485. Rio de Janeiro, Outubro/Dezembro, 1996.

FIELDS, G. S.. **Poverty, Inequality and Development**. New York. Cambridge Press, 1980.

FIELDS, G. S.. **Distribution and Development: a New Look at the Developing World**. MIT press. 2001.

FIELDS, G. S. e JAKUBSON, G.H.. New Evidence on the Kuznets Curve. (Mimeo). Cornell University. 1994.

GALBRAITH, J. K., CONCEIÇÃO, P. e KUM, H.. Inequality and Growth Reconsidered Once Again: Some New Evidence From Old Data. <http://utip.gov.utexas.edu/papers.html>, 2001.

GALOR, O. e ZEIRA, J.. Income Distribution and Macroeconomics. **Review of Economic Studies**. V.60, n.1, p.35-52, 1993.

GREENE, W. **Econometric Analysis**. Prentice Hall, New York, 2000.

JACINTO, P. A. e TEJADA, C. A. O.. Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico nos Municípios da Região Nordeste do Brasil: o que os Dados tem a Dizer? **Anais do XXX Encontro Nacional de Economia – ANPEC**, João Pessoa, dezembro, 2004.

JONES, C. I.. R&D Based Models of Economic Growth. **Journal of Political Economy**. N.103, p.759-784. Agosto, 1995.

HAUSMAN, J.A.. Specification Test in Econometrics. **Econometrica**. V.46, n.6, p. 1251-1271, 1978.

KIMHI, A.. Growth, Inequality and Labor Markets in LDCs: A Survey. <http://departments.agri.huji.ac.il/economics/indexe.html>, 2004.

KNIGHT, J. B., SABOT, R. H.. Educational Expansion and the Kuznets Effect. **The American Economic Review**. V.73, N. 5, p. 1132-1136. Dezembro, 1983.

KUZNETS, S.. Economic Growth and Income Inequality. **American Economic Review**. V. 45, p. 1-28, 1955.

LLEDÓ, V.D.. Distribuição de Renda, Crescimento Endógeno e Política Fiscal: uma Análise Cross-Section para os Estados Brasileiros. **Texto para Discussão n. 441**. IPEA, Rio de Janeiro, 1996.

LUCAS, R. E. J.. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**. N.22, p. 3-42. Julho, 1988.

MIRRELES, J. A.. An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation. **Review of Economic Studies**. V. 38, n.114, p.175-208, 1971.

PERSON, T. e TABELLINI, G.. Is Inequality harmful to Growth? **American Economic Review**. V. 84, p. 600-621, 1994.

RANIS, G., STEWART, F., RAMIRES, A.. Economic Growth and Human Development. **World Development**. V.28, N.2, p. 197-219. 2000.

RANIS, G., STEWART, F.. Growth and Human Development: Comparative Latin America Experience. <http://www.econ.yale.edu/%7Eegcenter/research.htm> . Discussion Paper N. 826. Maio, 2001.

RANIS, G.. Human Development and Economic Growth. <http://www.econ.yale.edu/%7Eegcenter/research.htm> . Discussion Paper N. 887. Maio, 2004.

REBELO, S.. Long-Run Analysis and Long-Run Growth. **Journal of Political Economy**. V.99, n. 3, p. 500-521, 1991.

ROBISON, S.. A Note on the U hypothesis Relating Inequality and Economic Development. **American Economic Review**. V.66, p. 437-440, 1976.

ROMER, P., Two Strategies for Economic Development: Using Ideas and Producing Ideas. In: World Bank, Annual Conference on Economic Development, Washington, DC. 1992.

ROMER, P.. Idea Gaps and Object Gaps in Economic Development. **Journal of Monetary Economics**. N.32, p. 543-573. Dezembro, 1993.

ROMER, P.. Endogenous Technological Change. **Journal of Political of Economy**. 1998.

SAINT-PAUL, G. e VERDIER, T.. Education, Democracy and Growth. **Journal of Development Economics**. V.42, p. 399-407, 1993.

TABELLINI, G.. The Role of the State in Economic Development. <http://www.igier.uni-bocconi.it>. Working Paper No. 265. Julho, 2004.

THORNTON, J.. The Kuznets Inverted U Hypothesis: Panel Data Evidence from 96 Countries. **Applied Economics Letters**. V.8, p. 15-16, 2001.

TODARO, M. P.. **Economic Development**. Longman, London, 1997.

WILLIAMSON, J. G.. Growth, Distribution and Demography: some Lessons from History. **Exploration in Economics History**. N. 35, p. 241-271. 1998.

WOOLDRIDGE, J.. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. MIT press. Massachusetts, 2001.