

# **CURVA DE KUZNETS: MENSURAÇÃO DO IMPACTO DO CRESCIMENTO ECONÔMICO SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS (1995-2005)**

**Fernando Henrique Taques**

Mestrando em Economia pelo PEPGEP/PUC-SP

**Caio Cícero de Toledo Piza da Costa Mazzutti**

Doutorando em economia pela EESP/FGV-SP

Mestre em economia pelo PPGE/UFRGS

Professor da Universidade Presbiteriana Mackenzie

Pesquisador do Núcleo de Pesquisa em Qualidade de Vida

## **Resumo**

O objetivo deste trabalho é procurar evidências da relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico através da curva de Kuznets para os Estados do Brasil no período entre 1995 e 2005. A teoria de Kuznets (1955) sugere que, no curto prazo, o crescimento econômico seria acompanhado com um aumento na desigualdade de renda e que, no longo prazo, seria invertido este movimento configurando o formato de um U-invertido. Por meio de econometria de dados de painel (dados agrupados, efeito fixo, efeito aleatório e primeira diferença) e com a utilização dos indicadores de Gini e L de Theil, para a desigualdade de renda e da renda *per capita* em sua forma linear e quadrática como medida de desenvolvimento, os resultados obtidos indicam que a hipótese do U-invertido de Kuznets não é corroborada.

**Palavras-chave:** Curva de Kuznets, desigualdade; dados de painel; Índice de Gini; Índice L de Theil.

## **Abstract**

The purpose of this paper is to attempt to find out evidences of relationship between inequality and growth through Kuznets curve for the states of Brazil between 1995 and 2005. The theory of Kuznets (1955) suggest that, in the curved term, the growth would be accompanied with an increase in the inequality of income and that, in the long term, would be reversed this movement setting the Kuznets' inverted-U hypothesis. By using econometrics models of panel data (pooled cross-section, fixed effects, random effects and the first difference) and using the Gini and L and Theil-L indexes, for the inequality of income and income in the form linear and quadratic as a measure of development, the results indicate that the hypothesis of the inverted-U Kuznets is not supported.

**Keywords:** Kuznets curve, inequality, panel data, Gini index; L-Theil index.

## Introdução

As discussões sobre a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda tomaram mais espaço nos debates econômicos na década de 1950, através dos trabalhos pioneiros de Simon Kuznets. A partir de então, diversos outros estudos e métodos foram elaborados com o intuito de mensurar a desigualdade de renda, tanto para países desenvolvidos como para países em desenvolvimento<sup>1</sup>.

A questão da dualidade se o crescimento econômico gera redução nos níveis de pobreza e reduz a desigualdade de renda é tema de controvérsia no debate econômico atual. Alguns estudos como de Deininger e Squire (1996, 1998), Chen e Ravallion (1997), Easterly (1999) e Dollar e Kraay (2002), sugerem que o crescimento econômico não está relacionado com altos níveis de desigualdade de renda<sup>2</sup>. Por sua vez, outros autores postulam que a desigualdade de renda está relacionada com o crescimento econômico, conforme os trabalhos de Alesina e Rodrick (1994) e Alesina e Perotti (1996).

Para Sen (2000), a mensuração do desenvolvimento econômico deve levar em conta as variáveis sócio-econômicas como, por exemplo, o acesso à educação, a disponibilidade de serviços de saneamento, de saúde e a expectativa de vida. As variáveis unicamente relacionadas à renda seriam insuficientes para medir o nível de desenvolvimento econômico<sup>3</sup>.

Anand e Ravallion (1993) *apud* Sen (2000) constataram, a partir de uma comparação entre países, que a expectativa de vida apresenta correlação positiva com a renda *per capita*, principalmente quando há efeito do crescimento econômico sobre a renda dos pobres e também quando há mais dispêndios do Estado com serviços de saúde. Como resultado, os autores concluíram que não haveria evidências de que um aumento na expectativa de vida aumentaria a renda *per capita*, mas sim que esta relação tenderia a ser maior quando houvesse gastos na área de saúde e redução da pobreza.

Fields (2001) define a desigualdade de renda em dois conceitos distintos: a desigualdade absoluta onde há a comparação das diferentes rendas entre o mais rico e o mais pobre, por seus valores absolutos e a desigualdade relativa que é mensurada pela proporção da renda das classes de renda. Neste sentido, este trabalho optou pela adoção de medidas de desigualdade relativa pelo fato de medidas absolutas serem diretamente associadas ao crescimento econômico.

Desta forma, o objetivo do trabalho aqui proposto é procurar evidências se, no período entre 1995 e 2005, para os Estados brasileiros e o Distrito Federal, houve crescimento econômico com aumento inicial da desigualdade de renda e posterior queda, em estágios mais avançados de desenvolvimento. Esta teoria ficou conhecida como a hipótese do U-invertido de Kuznets.

Os estudos que testaram a hipótese de Kuznets foram elaborados com distintas abordagens econométricas. Pode-se destacar os trabalhos de Paukert (1973) e Ahluwalia (1974, 1976) com o método de *cross-section*, Anand e Kanbur (1993), Kaelble e Thomas (1991) e Deininger e Squire (1998) em séries de tempo e, para o método de dados em painel, Fields e Jakubson (1994), List e Gallet (1999) e Mushinski (2001). A motivação do uso de metodologias distintas se refere tanto ao fato dos estudos utilizarem indicadores distintos (tanto para mensurar a desigualdade quanto o crescimento econômico) quanto pela limitação

---

<sup>1</sup> O interesse na hipótese de Kuznets ainda não desapareceu completamente e hoje esta hipótese é frequentemente testada à luz de novos dados e procedimentos estatísticos (AGHION e DURLAUF, 2006).

<sup>2</sup> World Bank, disponível em <http://web.worldbank.org>. Acesso em 07/04/2008.

<sup>3</sup> Para mais detalhes sobre a discussão da dimensão do desenvolvimento econômico ver Sen (2000).

do método econométrico, em ambos os casos os resultados podem levar a conclusões equivocadas<sup>4</sup>.

Outros autores testaram a hipótese do U-invertido com dados referentes ao Brasil. Dentre estes cita-se os trabalhos de Barros e Gomes (2007), Júnior et al. (2007), Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002) e Salvato et al. (2006).

Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002) sugerem que a utilização de dados para períodos maiores de tempo e a diversas medidas de desigualdade de renda e desenvolvimento econômico tornam os estudos com maior poder explicativo. Neste sentido, o diferencial deste trabalho em relação a outros estudos publicados é a utilização de indicadores que são largamente apresentados na literatura como o índice de Gini e a utilização de outra medida de desigualdade – Índice L de Theil – para testar a robustez das estimativas econométricas, a saber: os modelos de *cross-section*, dados em painel (efeito fixo e efeito aleatório) e de primeira diferença.

O trabalho está dividido, além desta introdução, em mais quatro partes, além das referências bibliográficas. A primeira parte apresenta o referencial teórico e empírico tanto para trabalhos internacionais quanto para dados referentes ao Brasil. A segunda seção descreve as análises estatísticas, as motivações empíricas e os modelos econométricos utilizados para testar a validade da hipótese do U-invertido para os Estados do Brasil no período proposto. Por fim, na terceira parte é apresentada a análise empírica dos resultados estimados para os modelos econométricos.

## 1 - A Hipótese de Kuznets – Arcabouço Teórico

Um dos primeiros trabalhos que relaciona a desigualdade de renda e crescimento econômico foi elaborado Simon Kuznets (1955). A partir deste surgiram diversos outros com interesse de estudo sobre o impacto do crescimento econômico sobre a desigualdade de renda e outros que se referem ao impacto da desigualdade no crescimento econômico<sup>5</sup>.

A relação que ficou conhecida na literatura econômica como a hipótese do U-invertido de Kuznets, conforme o próprio autor define, surgiu, na verdade, de de um estudo que contém 5% de informações empíricas e 95% de especulação (KUZNETS, 1955, pg. 26).

Em *Economic Growth and Income Inequality* (1955), Simon Kuznets utilizou um modelo dual com um setor não-agrícola – moderno e dinâmico – e outro agrícola com o intuito de analisar a relação entre desigualdade de renda e o crescimento econômico. A suposição é de que a desigualdade de renda se elevaria no curto prazo e, com o crescimento econômico, seria reduzida, configurando um U-invertido<sup>6</sup>.

Com a transferência de população de um setor para outro – do tradicional agrícola para o moderno industrializado – a desigualdade de renda aumentaria, pois este setor mais dinâmico também é mais rico e mais desigual. Isto se daria pela diferença de rendas da população de ambos os setores que podem ser observadas através da renda *per capita* média industrial, da participação da renda setorial em relação à renda total e da desigualdade nas participações populacionais que tendem a ser superiores no setor urbano em relação ao setor rural (SALVATO et. al., 2006 e BARRETO, NETO e TEBALDI, 2001).

---

<sup>4</sup> Fields (2001) assevera que o padrão do U-invertido em *cross-section* não depende unicamente do crescimento econômico, mas também de fatores históricos, políticos e culturais.

<sup>5</sup> Fields (2001) apresenta uma série de estudos que relacionam a desigualdade de renda com crescimento econômico.

<sup>6</sup> Cabe ressaltar que a hipótese de Kuznets não sugere o formato de um U simétrico, de forma tal que o nível de desigualdade no longo prazo não seria o mesmo do período anterior à industrialização em virtude da área urbana ser mais desigual do que a área rural (BARROS e GOMES, 2007).

Supondo então um fluxo migratório da população rural para a região urbana, *ceteris paribus*, haveria um aumento na desigualdade de renda devido ao migrante obter uma renda inferior à população já estabelecida. A curva de Kuznets seria configurada pela alteração do estado estacionário da economia para uma economia dinâmica<sup>7</sup>.

Inicialmente o setor moderno demandaria mais mão-de-obra qualificada até o ponto em que começaria a decair em virtude do excesso de profissionais qualificados, o que reduziria os salários e, conseqüentemente, a demanda por trabalhadores com habilidades. Sendo assim, concomitantemente à queda da demanda por profissionais qualificados, haveria um aumento da demanda por trabalhadores sem qualificação e, posteriormente, o mesmo fenômeno da queda da demanda de trabalhadores não qualificados seria observado (TODARO e SMITH, 2002).

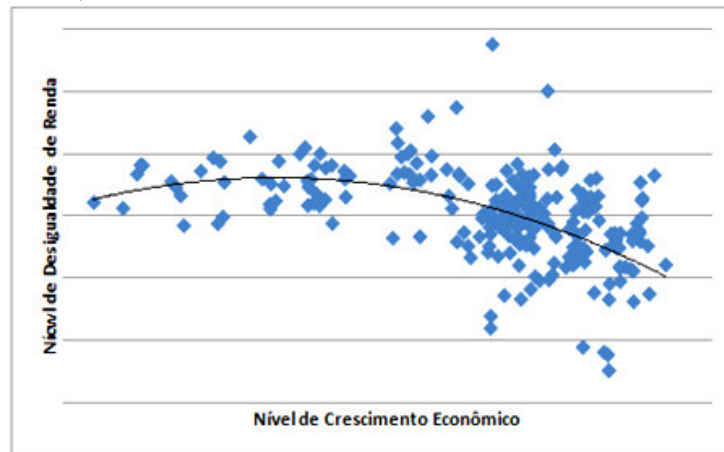


Gráfico 1 - Representação da curva de Kuznets

A partir da industrialização da economia e, por conseguinte, do crescimento econômico, a maioria da mão-de-obra estaria alocada no setor industrializado, de forma que se configuraria uma melhor distribuição dos rendimentos. A redistribuição mais igualitária seria obtida através da concentração de poupança devido à menor participação na renda dos indivíduos já estabelecidos no meio urbano (SALVATO et. al., 2006).

Este fenômeno seria explicado pela capacidade de auferir renda ser superior nos residentes nas áreas urbanas do que em indivíduos originários das áreas rurais, e também pelo aumento, ao longo do tempo, da eficiência dos trabalhadores (BARROS e GOMES, 2007). Segundo Kuznets, a desigualdade de renda se concentraria nos estágios iniciais de desenvolvimento econômico e, posteriormente, haveria maior igualdade na distribuição da renda.

A seção seguinte apresentará uma breve revisão empírica de estudos que verificaram uma relação negativa entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico. Além disso, será feita uma análise relativamente breve das metodologias, das diferentes especificações e dos diferentes dados usados por alguns autores que tentaram testar a hipótese do U-invertido

## 2 - A Hipótese de Kuznets – Revisão Empírica

O estudo elaborado por Kuznets teve por objetivo verificar se a desigualdade na distribuição de renda aumentava ou diminuía com o crescimento econômico do país e também quais fatores que determinam tanto o nível de renda quanto da desigualdade.

Quanto aos dados, Kuznets atenta às classificações em distintas classes de renda com tamanhos variados e às limitações decorrentes da falta de dados para períodos longos.

<sup>7</sup> Situação na qual as variáveis crescem a uma taxa constante (BARRO e SALA-I-MARTIN, 1999).

Utilizando dados referentes aos Estados Unidos, Inglaterra e uma limitada amostra de dados para a Alemanha (Prússia e Saxônia), sugeriu que uma distribuição de renda relativa, medida através da incidência de renda anual entre as classes, revelou um movimento de maior igualdade na década de 1920, mas começando com evidências no período anterior ao da primeira guerra mundial.

Para os Estados Unidos, a desigualdade de renda diminuiu no período que compreende a crise de 1929 e o período pós II Guerra Mundial. Por sua vez, para o Reino Unido Kuznets constatou que a desigualdade de renda se reduziu entre 1910 e 1947. Para o caso da Prússia, a desigualdade de renda aumentou ligeiramente entre 1875 e 1913, ao passo que na Saxônia a redução da desigualdade entre 1880 e 1913 ocorreu em menor proporção. Observando a Alemanha como um todo, o autor observou que a desigualdade declinou acentuadamente a partir de 1913, seguindo até 1920. Segundo Kuznets, este cenário se deu pela dizimação das grandes fortunas e de maiores rendimentos para as classes mais baixas de renda (obtidos durante a Guerra e decorrentes da alta inflação). Todavia, ressalta ainda que houve aumento da desigualdade durante a década de 1930.

Fields (2001) assevera que a literatura seguiu duas segmentações após os estudos de Kuznets. Uma direcionada para os modelos que observaram o padrão de U-invertido a partir do nível desenvolvimento econômico e outra que utilizou bases empíricas para corroborar – ou não – a hipótese de Kuznets.

O autor ainda faz algumas ponderações sobre a hipótese do U-invertido. A primeira diz respeito ao fato de que a desigualdade tende a aumentar inicialmente e depois decair e não que certamente se eleva e depois decai, como alguns podem pensar erroneamente. O segundo ponto se refere ao fato de que não é apenas a taxa de crescimento econômico ou do nível de desenvolvimento econômico que determina se o grau de desigualdade de renda se eleva ou reduz, de sorte que existem outras variáveis que também determinam a desigualdade, tais como: a natureza básica do sistema econômico, a estrutura de produção, a composição da pauta de exportações, padrões regionais, a estrutura empregatícia, a distribuição de terra e capital, o estágio de desenvolvimento do mercado de capitais, o nível e a desigualdade da distribuição de capital humano e a distribuição de renda social (Fields, 2001, pgs. 69-70).

“Em suma, parece haver consenso na literatura internacional mais recente (a partir dos anos 1980) que não se pode associar o crescimento econômico a um padrão determinado de desigualdade, pois a (não) verificação da Hipótese de Kuznets é decorrente do método econométrico utilizado e da base de dados (se composta por países (regiões) desenvolvidos (as), subdesenvolvidos (as), como renda média alta ou baixa). Assim, não se pode afirmar que haja relação sistemática entre crescimento, por si só, e desigualdade de renda, sendo esta última determinada por vários fatores associados ao crescimento como o sistema econômico, a composição das exportações, a estrutura de mercado de trabalho, o estágio de desenvolvimento do mercado de capitais, entre outros.” Barreto, 2005; Fields, 2002 *apud* Araújo, 2007.

Alesina e Rodrik (1994) estudaram a relação entre políticas e crescimento econômico por meio de um modelo de crescimento endógeno com conflito distributivo entre os agentes com distintas dotações de capital e trabalho. Para os autores quanto maior a desigualdade da renda e da riqueza, maior será a taxa sobre a renda e, por conseguinte, menor será o crescimento. O resultado empírico mostrou que tanto a desigualdade de renda quanto a concentração da renda são negativamente correlacionadas com o crescimento econômico.

Alesina e Perotti (1994) *apud* Snowdon e Vane (2005, pg. 557-558) advertem que vários mecanismos são causadores da relação negativa entre a desigualdade de renda e o subsequente crescimento econômico. Primeiro, cita-se o acesso limitado pelos mais pobres para investimento em capital humano. Assim, uma vez que os indivíduos mais pobres utilizam-se de seus próprios recursos para financiar sua educação, uma redução na desigualdade, através de investimentos na educação, poderia aumentar a taxa de formação de capital humano e, por conseguinte, o crescimento econômico. O segundo aspecto se refere aos efeitos de desincentivos e distorções da introdução de uma tributação a partir de uma

política de redução da elevada desigualdade. Assim, a desigualdade reduziria os investimentos e os incentivos aos investidores, através da tributação, consequentemente reduzindo o crescimento econômico<sup>8</sup>. Por fim, o terceiro mecanismo é decorrente da elevada desigualdade que conduz os agentes a praticarem *rent seeking*, corrupção e atividades criminosas, reduzindo o investimento e o crescimento econômico.

Ray (1998), a partir dos dados de Deininger e Squire (1996a) para 57 países do mundo (organizados em ordem crescente de renda *per capita*)<sup>9</sup>, revela que o valor dos rendimentos dos 40% mais pobres representa, em média, em torno de 15% da renda total, ao passo que os 20% mais ricos concentram cerca de metade da renda. Neste sentido, observa o padrão de U-invertido para a faixa de renda dos 20% mais ricos, por sua vez, o padrão de U-normal é verificado para os 40% mais pobres.

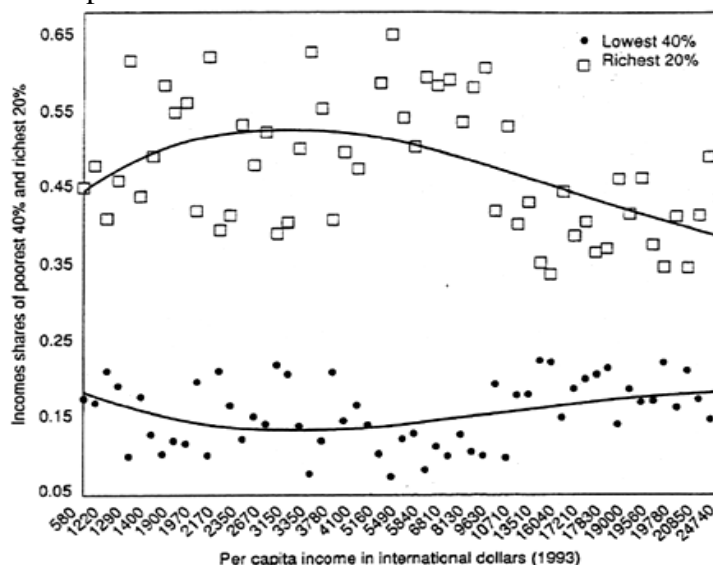


Gráfico 2 - A hipótese do U-invertido para dos dados de Deininger & Squire (1998)

Fonte: Ray (1998)

Uma série de estimativas foi elaborada para testar a hipótese do U-invertido. Os métodos de *cross-section* e séries de tempo foram amplamente utilizados nos estudos das décadas seguintes à sugestão de Kuznets, porém, suas limitações foram apontadas por diversos autores. Desta forma, como alternativa, a estimativa em dados de painel tem sido amplamente utilizada e apresenta resultados estatisticamente mais representativos. Alguns destes estudos serão apresentados na próxima seção.

## 2.1 – Estudos de Séries de Tempo

Fields (2001) cita os estudos de Williamson e Lindert (1980) e Williamson (1985) no qual o padrão do U-invertido foi encontrado, respectivamente, para os Estados Unidos e para a Grã-Bretanha para séries de tempo. Contudo, estudos como de Dumke (1991) e Thomas (1991) não apresentaram o mesmo padrão para a Alemanha e para a Austrália, respectivamente.

Kaelble e Thomas (1991) *apud* Fields (2001) com dados de 13 países desenvolvidos, no período entre 1880 e 1970, constatou que apenas a Suécia apresentou o padrão de U-

<sup>8</sup> Outros autores justificam que a desigualdade pode ser prejudicial para o crescimento. Benabou (1996) e Rodríguez (1999b) *apud* Rodríguez (2000) asseveram que “Inequality can be harmful for growth either because redistribution is actually growth enhancing or because it has other indirect effects on growth.”

<sup>9</sup> Ray (1998, pgs. 23-24) apresenta os países e seus respectivos valores de renda *per capita* e da respectiva participação nos grupos de renda.

invertido, enquanto que para a Áustria, Canadá, Dinamarca, Finlândia, France, Alemanha, Japão, Países Baixos, Noruega, Suíça, Reino Unido e Estados Unidos verificaram que a desigualdade é constante ou decresce ao longo do tempo.

Deininger e Squire (1998) *apud* Fields (2001) utilizando dados de 48 países, desenvolvidos e em desenvolvimento, com dados da renda *per capita* e um coeficiente de desigualdade, concluíram que apenas 10% dos países – Brasil, Hungria, México, Filipinas e Trinidad & Tobago – apresentaram o formato de U-invertido, enquanto que apenas em outros 10% dos países da amostra – Costa Rica, Índia, Estados Unidos e Reino Unido – foi encontrado o formato de U-normal. Em ambos conjuntos de dados os resultados foram estatisticamente significantes. Contudo, para o restante dos países da amostra os dados não revelaram significância estatística. A conclusão dos autores é que em poucos países em estudos de séries de tempo foi verificado o padrão do U-invertido.

Anand e Kanbur (1993) *apud* Barros e Gomes (2007) argumentaram que cada país pode apresentar um processo de Kuznets distinto de outro, ou então um padrão que não existia anteriormente, sendo necessário estudar países individualmente. Com uma base de dados de 100 países, entre 1958 e 1972, utilizando o Índice de Gini, o Índice L de Theil (entre outras medidas de desigualdade) e o nível de renda, os autores rejeitaram a hipótese de Kuznets.

## 2.2 – Estudos de *Cross-Section*

Fields (2001) aponta estudos que relacionam a variação de desigualdade de renda em diferentes países no mesmo período de tempo, tanto para países desenvolvidos quanto para países em desenvolvimento, tais como Kuznets (1966), Adelman e Morris (1973), Ahluwalia (1974, 1976), Chenery e Syrquin (1975)<sup>10</sup>.

Paukert (1973) *apud* Fields (2001) utilizando um modelo de *cross-section*, agrupando dados de 56 países, com a utilização do PIB (produto interno bruto) *per capita* como medida de crescimento econômico e o coeficiente de Gini para mensurar a desigualdade de renda, corroborou a hipótese do U-invertido de Kuznets.

Ahluwalia (1974, 1976) *apud* Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002) utilizou uma amostra de 60 países, sendo 40 subdesenvolvidos, 6 países da Europa Oriental (como uma variável *dummy*) e 14 países desenvolvidos para verificar a hipótese de Kuznets. A conclusão foi de que à medida que a renda *per capita* se eleva, as participações de todos os grupos percentuais de renda, exceto os 20% superiores (para este grupo verificou-se um padrão simétrico), declina e posteriormente se eleva.

Fields (2001) aponta que em estudos de *cross-section*, geralmente, há maior desigualdade de renda em países com renda média do que em países mais ricos ou mais pobres, o que tende a reproduzir o U-invertido para estes países com renda média. Contudo, a variação de renda explica apenas uma pequena fração de variação de desigualdade de renda. Como exemplo, o autor cita o caso da América Latina, onde os países apresentam maior desigualdade em relação a outros países em desenvolvimento, o que pode representar maior significância estatística quando variáveis de desigualdade são acrescentadas no modelo. Outro comentário sobre este método foi elaborado por Ahluwalia (1974:6):

---

<sup>10</sup> Outros estudos empíricos foram elaborados por Kravis (1960); Paukert (1973); Adelman e Morris (1973); Ahluwalia (1974, 1976a, 1976b); Chenery e Syrquin (1975); Cline (1975); Lydall (1977); Ahluwalia, Carter e Chenery (1979); Saith (1983); Bigsten (1984); Lecaillon et al. (1984); Lindert e Williamson (1985); Papanek e Kyn (1986); Ram (1988); Campano e Salvatore (1988), Bourguignon e Morrisson (1989, 1998); Anand e Kanbur (1984, 1993a); Oshima (1991, 1994); Gradstein e Justman (1993); Randolph e Lott (1993); Nielsen (1994); Nielsen e Alderson (1995); Fishlow (1995); Jha (1996); Glomm (1997); Deininger e Squire (1998); Inter-American Development Bank (1998); Barro (1999); Deutsch e Silber (1999) *apud* Fields (2001).

“Dados de *cross-section* são particularmente úteis para os presentes propósitos porque revelam a possibilidade de identificação de padrões uniformes que caracterizam o problema em diferentes países. Identificar tais uniformidades auxilia no estabelecimento de médias a partir das quais os níveis de desigualdade observados em países específicos podem ser comparados.” Ahluwalia (1974:6) *apud* Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002).

Neste sentido, o padrão do U-invertido em *cross-section* surge em decorrência do método econométrico utilizado de mínimos quadrados ordinários e pela maior desigualdade de renda em países com renda média. Por sua vez, a estimação de efeitos fixos – dados em painel – tende a não configurar a hipótese do U-invertido.

Observação similar é feita por Snowdon e Vane (2005, pg. 557), ao concluírem que “the relationship between inequality and GDP per capita shows up in both time series and cross-sectional data as an inverted U-shaped relationship”. Ray (1998, pg. 207) vai na mesma direção, ao argumentar que “A deeper problem with cross-section studies is one we have already noted: by pooling different countries and running a regression, the implicit assumption is made that all countries have the same inequality-income relationship. Fields (2001) salienta que a curva de Kuznets não é uma lei. Desta forma, a motivação é que outra metodologia seja utilizada para trabalhos posteriores, com vistas a testar a hipótese do U-invertido, a saber, o método de dados em painel.

## 2.3 – Estudos de Dados em Painel

Ao selecionar dados de países desenvolvidos e países em desenvolvimento, Fields e Jakubson (1994) *apud* Fields (2001) admitem que países possam estar acima ou abaixo da média da curva de Kuznets. Sendo assim, a linha central, que seria a curva média dos países, poderia ser estimada através da metodologia de efeitos fixos.<sup>11</sup>

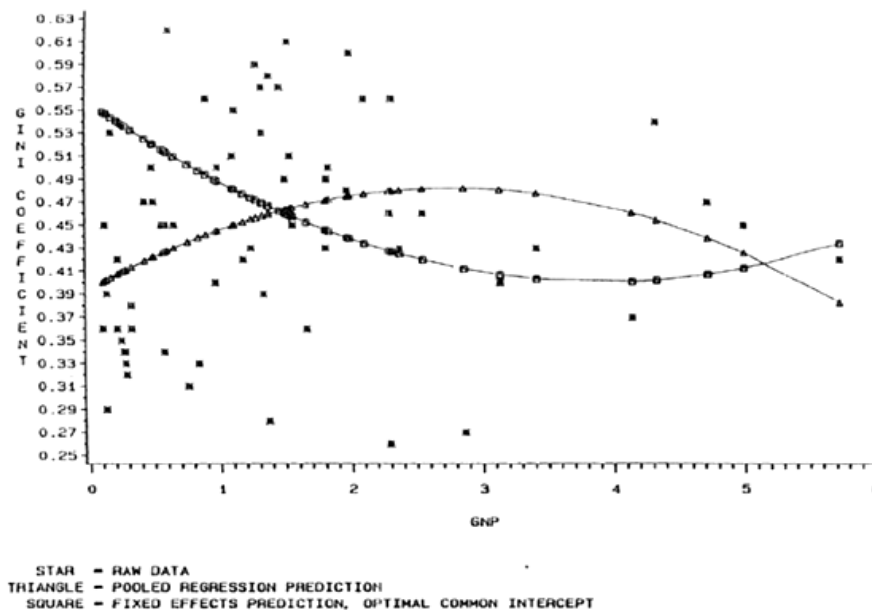
Utilizando as metodologias de dados combinados (*pooled*), por mínimos quadrados ordinários, e método de especificação dos efeitos fixos, Fields e Jakubson (1994) mostraram que o resultado pode ser estatisticamente significativo do U-invertido e também do padrão de U-normal, para a estimação com efeitos fixos. Os resultados distintos em ambos os métodos econométricos podem ser explicados através da diferença entre observar os resultados entre países e em um único país.

Ravallion (1995) *apud* Fields (2001) utilizando o método de dados em painel, o Índice de Gini e o consumo médio *per capita*, como medidas de desigualdade de renda e de desenvolvimento econômico, respectivamente, para 36 países, não revelou significância estatística em seu modelo que demonstrou o padrão de U-invertido. Assim como Ravallion (1995) outros estudos estimaram modelos com diferentes coeficientes de renda – renda e renda ao quadrado – que demonstraram não ser estatisticamente significantes, como Deininger e Squire (1998), Schultz (1998) e Bruno, Ravallion e Squire (1998).

---

<sup>11</sup> Fields (2001) observa que o método de OLS é inconsistente se as observações dos fatores dos países apresentarem correlação, em contrapartida, o método de especificação dos efeitos fixos apresentaria homocedasticidade.





**Gráfico 3 - Comparação dos modelos de dados combinados e efeitos fixos**

Fonte: Fields e Jakubson (1994) *apud* Fields (2001)

Barros e Gomes (2007) apresentaram uma série de evidências empíricas para diversos países sobre a hipótese de Kuznets. Alguns destes trabalhos serão citados como o de Barro (2000), Thorton (2001), List e Gallet (1999), Glaeser (2005) e Mushinski (2001).

Utilizando o método de dados em painel para vários países, entre 1965 e 1995, Barro (2000) não refuta a hipótese do U-invertido de Kuznets, mas revela limitada relevância estatística e pouco poder explicativo. Por sua vez, Thorton (2001) compara 96 países em um modelo com o Índice de Gini e o Ln do PIB e não rejeita a hipótese do U-invertido de Kuznets.

List e Gallet (1999) com dados de 71 países, entre 1961 e 1992, o Índice de Gini e a renda *per capita* como medidas de desigualdade de renda e desenvolvimento, respectivamente, considerando um polinômio de terceiro grau, concluíram que houve o aumento da relação entre desigualdade de renda e desenvolvimento, concluindo que após determinado nível de renda, houve elevação no nível de desigualdade.

Glaeser (2005) releva que a curva de Kuznets pode se configurar por meio de motivos econômicos e políticos. O autor cita o avanço da industrialização no qual a posição do Estado seria focada em políticas de distribuição de renda, reduzindo a desigualdade com o crescimento econômico. Tais políticas seriam incentivadas pelo crescimento do próprio setor público, pelo aumento do capital humano e da mão-de-obra industrial em detrimento da agrícola.

Mushinski (2001) com dados do censo decenal de 1990, de 212 cidades norte-americanas, utilizando o Índice de Gini, a renda *per capita* e um polinômio de quarto grau, não rejeita a hipótese do U-invertido de Kuznets.

A relação entre desigualdade de renda e crescimento pode se feita através de quatro grupos, segundo Barro (2000) *apud* Barros e Gomes (2007): as imperfeições do mercado de crédito, que afetariam negativamente os mais pobres através das imperfeições do mercado e das limitações institucionais que gerariam crescimento econômico e reduziria a desigualdade de renda; as decisões do eleitor mediano, que tende ser pobre e, por conseqüência, votaria em candidatos com políticas mais igualitárias de renda; as distorções nas taxas de poupança que poderiam reduzir o ritmo de crescimento da economia e, por fim, as tensões sociais que reduziriam a produtividade e o crescimento econômico, o que poderia fazer com que o Estado transferisse recursos para os mais pobres, de maneira tal que a desigualdade seria reduzida.

## 2.4 – Evidências Empíricas para o Brasil

Com relação à literatura brasileira que verificou a hipótese de Kuznets, podemos destacar os trabalhos de Barros e Gomes (2007), Júnior et al. (2007), Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002) e Salvato et al. (2006).

Barros e Gomes (2007) testaram a validade da hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros, nos anos de 1991 e 2000, através de um modelo paramétrico utilizando os Índices de Gini e L de Theil como medidas de desigualdade de renda e a renda *per capita* e a razão entre a população urbana e a população total (*proxy* para mensuração de urbanização), como medidas de desenvolvimento econômico.

Os autores não rejeitam a hipótese de Kuznets e em outros sim, mas apontam o baixo poder explicativo da estimativa através de modelos de polinômios, tanto de segundo quanto de terceiro grau. Em ambos os casos não há rejeição da hipótese do U-invertido de Kuznets.

Júnior et al. (2007) utilizaram tanto o método de *cross-section* quanto de dados em painel para testar a hipótese de Kuznets para os Estados da região Sul do Brasil (Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul). Para *cross-section* foram utilizadas como medidas de desenvolvimento a renda *per capita*, renda *per capita* ao quadrado – que visa captar alterações direcionais nas distribuições de renda – e o Índice de Gini, como medida de desigualdade. Como resultado, verificaram uma relação convexa entre as variáveis renda *per capita* e o Índice de Gini apenas para o Estado do Paraná no ano de 1991.

Para a estimativa de dados em painel, acrescentando-se as variáveis de controle, para o modelo de efeitos fixos, o resultado foi a corroboração da hipótese de Kuznets unicamente para o Estado do Paraná.<sup>12</sup>

Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002) verificaram a hipótese do U-invertido de Kuznets, em *cross-section*, para os municípios do Rio Grande do Sul no ano de 1990. Utilizando um modelo com método não paramétrico<sup>13</sup> de regressão local e como indicadores o Índice L de Theil, a densidade demográfica municipal e a relação renda *per capita* setorial-desigualdade, tanto para a renda agropecuária quanto para a industrial e para o setor de serviços, separadamente, os autores corroboraram o U-invertido proposto por Kuznets, mas apenas para alguns municípios (quando inclusa a variável explicativa densidade demográfica municipal). Entretanto, com a variável renda *per capita* agropecuária não houve a corroboração da hipótese de Kuznets. Por fim, quando utilizada a variável renda *per capita* industrial, novamente o padrão do U-invertido foi encontrado, bem como para o setor de serviços.

O estudo de Salvato et al. (2006) que abrange os municípios do Estado de Minas Gerais, para os anos de 1991 e 2000, utiliza-se de 2 metodologias distintas: *cross-section* e dados em painel. Os autores utilizaram a renda municipal *per capita* mensal e os Índices de L de Theil e de Gini para mensurar o desenvolvimento e a desigualdade, respectivamente.

Para o ano de 1991 foi constatado o padrão do U-invertido nos modelos em *cross-section* para ambos indicadores. Todavia, o mesmo resultado não foi observado para o ano de 2000. Neste caso, os dados revelam o padrão de um U-normal.

Cabe ainda ressaltar que os autores observaram um  $R^2$  baixo para todas as estimativas em *cross-section*, o que revela o baixo poder explicativo da renda na explicação da variância da desigualdade. Outro ponto relevante diz respeito à instabilidade da desigualdade de renda no período. Salvato et al. (2006) acreditam que esta pode estar

---

<sup>12</sup> Para o Rio Grande do Sul a estimação com efeitos fixos sugere que o desenvolvimento inicial já foi superado e que a desigualdade de renda não é mais tão elevada, se comparada ao Estado do Paraná (Júnior et al., 2007).

<sup>13</sup> Método utilizado para estimar curvas e superfícies por alisamento dos dados sendo desenvolvido por Cleveland (1979) e Cleveland e Devlin (1988). Maiores informações em Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002).

associada a diferentes trajetórias de desenvolvimento entre os municípios devido a estruturas econômicas distintas.

Para a estimativa de dados em painel os autores estimaram os métodos de efeitos fixos e efeitos aleatórios. Para a primeira estimativa foi encontrado o padrão do U-invertido, tanto para o Índice L de Theil quanto para o Índice de Gini, porém com baixo valor do  $R^2$ . Para a estimativa de efeitos aleatórios, por sua vez, não foi encontrado o mesmo resultado para ambos indicadores. Com a finalidade de verificar qual especificação obteve um resultado mais consistente, os autores efetuaram o teste de Hausman. O teste revelou que estimativa por efeitos fixos é mais eficiente.

### 3 – Descrição dos Dados

O período analisado neste trabalho compreende os anos de 1995 a 2005, sendo considerados todos os Estados do Brasil, além do Distrito Federal. Os dados de desigualdade de renda (Índice de Gini e Índice L de Theil), renda *per capita* (considerando valores de agosto de 2000) e do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) foram obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) e no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A título de ilustração observando-se as variáveis de desigualdade de renda ao longo do tempo, separadamente, podemos notar, a primeira vista, um formato de U-invertido no período analisado, para ambos indicadores.

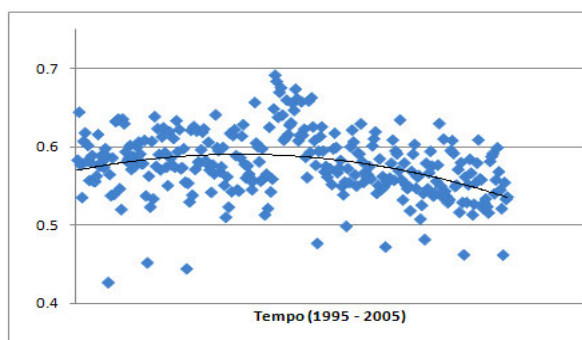


Gráfico 4 - Índice de Gini para os Estados brasileiros (1995 - 2005)  
Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados obtidos no IPEADATA e IBGE

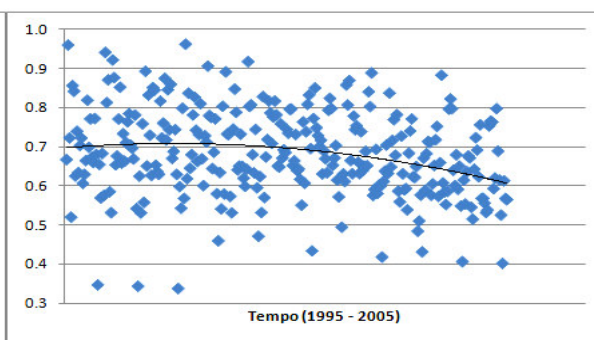


Gráfico 5 - Índice L de Theil para os Estados brasileiros (1995 - 2005)  
Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados obtidos no IPEADATA e IBGE

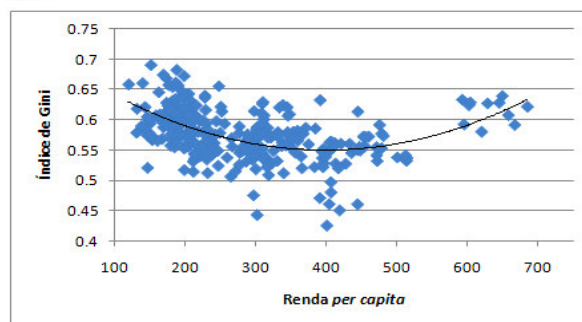


Gráfico 6 - Relação entre o Índice de Gini e a Renda *per capita* para os Estados brasileiros (1995 - 2005)  
Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados obtidos no IPEADATA e IBGE

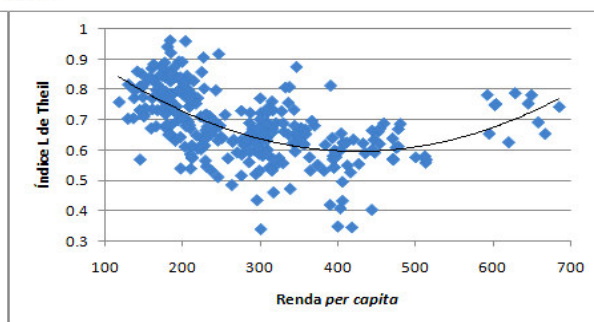


Gráfico 7 - Relação entre o Índice L de Theil e a Renda *per capita* para os Estados brasileiros (1995 - 2005)  
Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados obtidos no IPEADATA e IBGE

Como os modelos desenvolvidos para testar a hipótese de Simon Kuznets (1955) consideram a relação entre um indicador de desigualdade em relação a uma variável de renda, aparentemente, para os Estados brasileiros, no período analisado, há a configuração de um U-normal e não de um U-invertido para ambos indicadores de desigualdade utilizados neste estudo.

Observa-se ainda que a renda *per capita* média de todos dos Estados e do Distrito Federal é influenciada, principalmente, pelas unidades da Federação que obtêm maiores níveis de renda. A mesma variação pode ser verificada nos indicadores de desigualdade de renda, particularmente o Índice L de Theil, que apresenta valores extremos (muito superiores ou inferiores em relação à média) de tal forma que podem levar, a primeira vista, a conclusões precipitadas. Desta forma, a adoção de algum critério que distribua os Estados em grupos é importante para capturar com precisão a hipótese do U-invertido.

Alternativamente, este trabalho propõe como critério a utilização de um indicador que contemple todos os Estados e que os classifique em grupos. O indicador proposto é Índice de Desenvolvimento Humano<sup>14</sup> que considera a educação, a longevidade e a renda, sendo classificados em nível baixo, médio e alto<sup>15</sup>. Os dados utilizados neste trabalho têm como base a classificação dos Estados para o ano de 2000, sendo apresetando os seguintes grupos:

**Tabela 1 - Classificação dos Estados Brasileiros conforme o IDH 2000**

IDH Alto	Distrito Federal, Rio de Janeiro, Santa Catarina e São Paulo
IDH Médio	Acre, Alagoas, Amazonas, Amapá, Bahia, Ceará, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Paraná, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima, Sergipe e Tocantins

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do IPEADATA

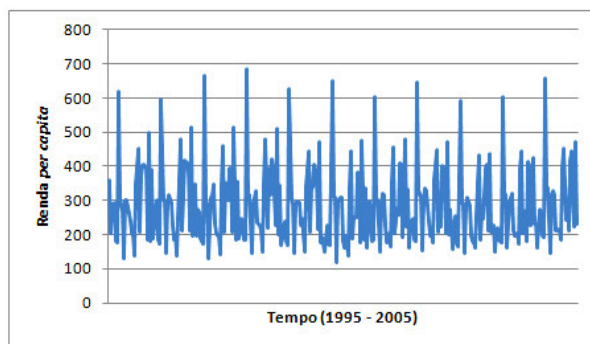


Gráfico 8 - Renda *per capita* dos Estados brasileiros (1995 - 2005)  
Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados obtidos no IPEADATA

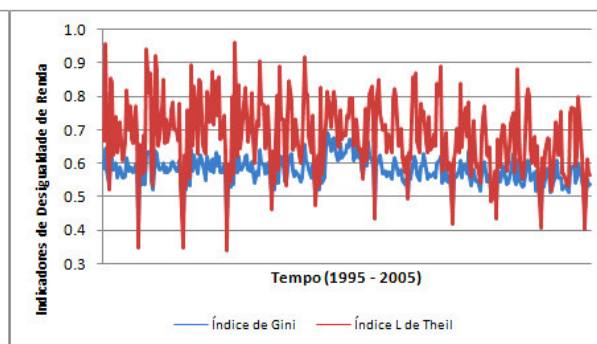


Gráfico 9 - Indicadores de Desigualdade de Renda para os Estados brasileiros (1995 - 2005)  
Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados obtidos no IPEADATA e IBGE

Outra forma de visualizar graficamente o U-invertido, conforme a teoria é Kuznets, é na relação entre a variação da renda *per capita* e a variação do Índice de Gini, porém, apenas para os Estados que apresentaram IDH médio, conforme a classificação de 2000. Este resultado reforça o fato de que a divisão dos Estados em grupos pode resultar em conclusões distintas<sup>16</sup>.

<sup>14</sup> “O objetivo da elaboração do Índice de Desenvolvimento Humano é oferecer um contraponto a outro indicador muito utilizado, o Produto Interno Bruto (PIB) per capita, que considera apenas a dimensão econômica do desenvolvimento”. Fonte: <http://www.pnud.org.br/idh/>

<sup>15</sup> Conforme o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), a classificação do IDH é elaborada da seguinte forma: Entre 0 e 0,499 considerado baixo, entre 0,500 e 0,799 médio e entre 0,800 e 1 considerado alto. Quando o IDH de um país está entre 0,800 e 1, é considerado alto. Fonte: [http://www.pnud.org.br/pobreza\\_desigualdade/reportagens/index.php?id01=531&lay=pde](http://www.pnud.org.br/pobreza_desigualdade/reportagens/index.php?id01=531&lay=pde)

<sup>16</sup> Este procedimento foi adotado por autores que realizaram análises entre países ao utilizarem *dummies* para classificar um conjunto de países como a América Latina ou países socialistas. Maiores informações em Fields (2001).

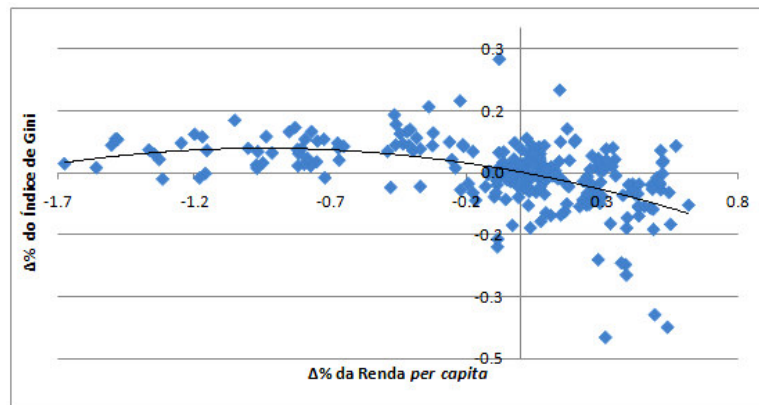


Gráfico 10 - Relação entre o  $\Delta\%$  do Índice de Gini e a  $\Delta\%$  da Renda *per capita* dos Estados brasileiros com IDH Médio (1995 - 2005)

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados obtidos no IPEADATA e IBGE

A distribuição das unidades federativas do Brasil em grupos, conforme a classificação do IDH (2000), tem como intuito especificar os modelos econométricos que serão apresentados na próxima seção. Desta forma, serão apresentadas a especificação e, posteriormente, os resultados econométricos tanto dos modelos que consideram todos os Estados e o Distrito Federal, quanto apenas para os Estados que apresentaram IDH médio, para ambos indicadores de desigualdade de renda.

## 4 – Procedimentos Econométricos

As estimativas utilizam as variáveis renda *per capita* em sua forma linear e quadrática, como medida de crescimento econômico, e o Índice de Gini e L de Theil para mensurar a desigualdade de renda, para todos os métodos econométricos. Considera-se ainda a forma de Ln das variáveis de desigualdade de renda para robustez nos resultados.

### 4.1 – Cross-Section

A estimação em *cross-section* pode ser obtida através do método de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS)<sup>17</sup>. Para o método de OLS o modelo apresenta a seguinte especificação:

$$D_i = \alpha + \beta_1 Y_i + \beta_2 Y_i^2 + \varepsilon_i$$

onde,  $D$  é a medida de desigualdade,  $Y$  é a renda *per capita*,  $Y^2$  a renda *per capita* em sua forma quadrática e  $i$  se refere à unidade federativa do Brasil (Estado) analisada. É desejável que o termo  $\varepsilon_i$ , erro aleatório ou idiossincrático, não apresente correlação com as variáveis explicativas.

Para a proposta de Kuznets, as hipóteses devem apresentar a seguinte configuração:

$H_0 : \beta_1 > 0$  e  $\beta_2 < 0$ , para U-invertido e  $H_1 : \beta_1 < 0$  e  $\beta_2 > 0$ , para U-normal

Salvato et. al. (2006) atentam para o fato de que o método de *cross-section* é limitado ao ignorar diferenças históricas particulares de cada Estado em suas trajetórias de crescimento e desigualdade de renda. Essa omissão poderia gerar erros na obtenção do U-invertido. Sendo assim, a utilização da estimação de dados em painel, apresentada na próxima seção, é relevante por considerar especificações inerentes a cada Estado.

<sup>17</sup> Além do método de OLS, adotado neste trabalho, a estimativa pode ser elaborada por Mínimos Quadrados Generalizados (GLS).

## 4.2 – Dados em Painel

A estimação em dados de painel considera as observações em diferentes instantes de tempo, sendo a função do tipo:

$$D_{it} = \alpha + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it}$$

onde,  $D$  é a medida de desigualdade,  $Y$  é a renda *per capita*,  $Y^2$  a renda *per capita* ao quadrado,  $t$  o indicador do tempo e  $i$  se refere à unidade da Federação analisado. Sendo  $\varepsilon_{it}$  aleatório, a equação pode ser estimada por OLS, no caso de dados em painel, POLS.

A regressão de dados em painel pode utilizar o método de efeitos fixos ou aleatórios. A estimativa de efeitos fixos consiste no controle de variáveis omitidas quando estas variam entre observações, mas não ao longo do tempo (STOCK e WATSON, 2004). Sua forma funcional é do tipo:

$$D_{it} = \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \chi_i + \varepsilon_{it}$$

onde  $\chi_i = \alpha + \beta_3 \gamma_i$  e a variável omitida  $\gamma_i$  capta os fatores não observados que variam entre os Estados, porém são constantes ao longo do tempo. Podem ser citados, como exemplo, os detalhes geográficos de cada estado, o nível de educação da população ou a idade média da população (estas últimas duas variáveis sendo aproximadamente constantes), ou ainda fatores econômicos setoriais. O termo de perturbação (ou erro idiossincrático)  $\varepsilon_{it}$  representa fatores que variam ao longo do tempo que afetam  $D_{it}$ , mas não são observados. Stock e Watson (2004) atentam à hipótese adicional do modelo de efeitos fixos nos quais os erros não podem apresentar correlação ao longo do tempo e entre estados, sendo condicionais aos regressores. No modelo FE procura-se estimar uma variável não observada ( $\gamma_i$ ) que varia entre os Estados, mas que é constante ao longo do tempo.

Na estimativa de efeitos aleatórios as variáveis são constantes entre observações, mas variam ao longo do tempo. Sua forma funcional é dada por:

$$D_{it} = \alpha + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \beta_3 \gamma_i + \beta_4 \delta_i + \varepsilon_{it}$$

onde,  $\delta_i$  é a variável omitida que varia ao longo do tempo, porém é constante entre os Estados (STOCK e WATSON, 2004). Os autores ainda ressaltam que se  $\delta_i$  for correlacionado com  $Y_{it}$ , sua omissão resultará em viés da variável omitida. Sendo a hipótese verdadeira de  $\delta_i$  ser correlacionado com os demais regressores, ou seja, se  $E(u_{it} | \delta_i) \neq 0$  a estimativa via OLS deixa de ser eficiente. Neste caso, a estimativa por GLS seria eficiente.

Alguns autores utilizam a denominação de *within* para a estimativa de efeitos fixos e FGLS<sup>18</sup> para efeitos aleatórios. Para a definição de qual dos modelos adotar, entre FE e RE, aplica-se o teste de Hausman, que visa comparar a eficiência entre estes dois modelos. A hipótese nula é de que não há correlação entre  $\varepsilon_{it}$  e as variáveis explicativas no modelo de RE, ou seja, que este modelo é consistente. O teste de Hausman verifica a hipótese de eficiência entre os modelos RE e FE, onde a hipótese nula é de as diferenças nos coeficientes não é sistemática e, se rejeitada a hipótese, o modelo FE é mais consistente que RE.

Outro modelo que será estimado neste trabalho será o de primeiras-diferenças (FD). Considerando que a variação do erro idiossincrático não é correlacionado com as variáveis explicativas, para ambos os períodos, nesta estimativa cada variável é diferenciada ao longo do tempo (WOOLDRIDGE, 2006). A equação FD é do tipo:

$$\Delta D_i = \alpha + \beta_1 \Delta Y_i + \beta_2 \Delta Y_i^2 + \Delta \varepsilon_i$$

---

<sup>18</sup> Mínimos quadrados generalizados factível (Feasible Generalized Least Squares) - pondera as variáveis pelo desvio-padrão, resultando em resíduos mais consistentes.

onde,  $\Delta$  é a variação do período  $t$  para  $t = 1$ . Sendo  $\gamma_i$  não observado, não aparece na equação devido à diferenciação, eliminando o efeito fixo de cada Estado.

Na próxima seção serão apresentados os resultados dos modelos POLS, RE, FE e FD, respectivamente, com a finalidade de testar se a hipótese de Kuznets foi ou não corroborada para as estimativas propostas.

## 5 - Resultados

Nesta seção observaremos os resultados modelos econométricos, inclusive com as classificações sugeridas. Os modelos estimados utilizam os métodos de POLS, FE, RE e FD<sup>19</sup>. Primeiramente serão relatados os resultados dos modelos para a variável dependente Índice de Gini e, posteriormente, para o Índice L de Theil. Serão apresentadas as estimativas considerando todas as unidades federativas do Brasil e também para os Estados com IDH médio.

Relembrando que as hipóteses para este modelo são do tipo  $H_0 : \beta_1 > 0$  e  $\beta_2 < 0$ , para U-invertido e  $H_1 : \beta_1 < 0$  e  $\beta_2 > 0$ , para U-normal; nota-se que, para o Índice de Gini, as quatro estimativas, tanto para o modelo com todas as unidades federativas quanto apenas para os Estados com IDH médio apresentam o formato de U-normal. No modelo que considera todos os Estados, os resultados são significantes para o a estimativa de POLS e FE. Por sua vez, o modelo FE apresenta significância estatística a 5% para a renda *per capita* e o modelo FD ao nível de significância de 1% para a renda *per capita* em sua forma linear e quadrática.

Tabela 2 - Resultados das Regressões do Gini em função da Renda *per capita*

Regressor (erro padrão)	Todos Estados				Estados com IDH Médio			
	POLS	FE	RE	FD	POLS	FE	RE	FD
Renda <i>per capita</i>	-0.0082 *** (0.0000805)	-0.0006 ** (0.0002320)	-0.0008 *** (0.0001350)	-0.0008 *** (0.0002185)	-0.0006 ** (0.0002632)	-0.0007527 (0.0005686)	-0.0005728 (0.0004410)	0.002 *** (0.0004467)
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	1E-06 *** (1.12E-07)	0.000000461 (0.0000003)	9.4E-07 *** (0.0000002)	8.9E-07 *** (0.0000003)	(6.04E-07) (5.10E-07)	0.000000782 (0.0000010)	(5.55E-07) (0.0000009)	3.2E-06 *** (0.0000008)
Constante	0.71281 *** (0.0130381)	0.70054 *** (0.0403949)	0.71021 *** (0.0235519)	-0.0026319 (0.0022085)	0.68123 *** (0.0321238)	0.71416 *** (0.0768766)	0.68483 *** (0.0545656)	-0.0023122 (0.0025739)
R <sup>2</sup>	0.2803	0.1506	0.2750	0.0554	0.2959	0.2059	0.2058	0.1005
Observações	297	297	297	270	242	242	242	220
Formato U	U-normal	U-normal	U-normal	U-normal	U-normal	U-normal	U-normal	U-normal

Nota: Considere para todas as estimações \*, \*\* e \*\*\* indicando nível de significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

As estimativas que consideram apenas os Estados com IDH médio apresentam coeficientes com o mesmo sinal, sinalizando o padrão de U-normal (exceto o modelo FD, onde  $\beta_1$  e  $\beta_2$  apresentam sinais positivos). Contudo, diferentemente dos modelos que considera todas as unidades federativas, a renda *per capita* em sua forma linear é quadrática é estatisticamente significativa apenas no modelo FD, ao nível de 1%.

Em ambas classificações dos Estados, em todos os modelos, a renda *per capita* afeta negativamente a variável escolhida de desigualdade (Índice de Gini e Índice L de Theil), exceção feita ao modelo FD que considera os Estados com IDH médio. Cabe ainda destacar o baixo poder explicativo em todas as estimativas, sugerindo a inclusões de controles que possam tornar os resultados mais robustos<sup>20</sup>.

<sup>19</sup> Todos os resultados foram obtidos através do *software* estatístico Stata, versão 10.

<sup>20</sup> As estimativas com a incorporação de controles será alvo de pesquisa futura.

Para verificar qual dos modelos, RE ou FE, é mais consistente, utilizamos o teste de Hausman. Tendo em vista que a hipótese nula é de que a diferença nos coeficientes não é sistemática, o modelo que utiliza o Índice de Gini para todos Estados rejeita a hipótese nula ao nível de significância de 10%, logo, o teste de Hausman sugere que o modelo FE fornece resultados mais consistentes que RE. Já o modelo para os Estados de IDH médio não rejeita a hipótese nula. O teste Jarque-Bera<sup>21</sup> (JB) que diz respeito à normalidade da distribuição dos resíduos, rejeita a hipótese nula de normalidade na distribuição dos resíduos.

Passemos agora à análise para o Índice L de Theil, conforme as classificações já citadas entre os Estados. Neste caso, distintamente das estimativas com o Índice de Gini, verifica-se o padrão de U-invertido para as estimativas do modelo FE e para o modelo FD que considera todos os Estados.

Tanto a estimativa por POLS quanto por RE verifica-se o formato de U-normal, assim como os resultados encontrados para o Índice de Gini, também sendo estatisticamente significativo ao nível de 1%, para todas as unidades federativas. Distintamente do modelo que considera o Índice de Gini, o modelo FD, para os Estados com IDH médio, não apresenta relevância estatística. Novamente cita-se o baixo poder explicativo dos modelos as estimativas encontra-se Para as duas situações o poder explicativo do modelo é baixo, assim como verificado para o Índice de Gini.

**Tabela 3 - Resultados das Regressões do L de Theil em função da Renda per capita**

Regressor (erro padrão)	Todos Estados				Estados com IDH Médio			
	POLS	FE	RE	FD	POLS	FE	RE	FD
Renda per capita	-0.0022 *** (0.0002041)	0.0000471 (0.0005465)	-0.0014 *** (0.0003259)	0.00083 * (0.0004531)	-0.0019 *** (0.0006810)	0.0011659 (0.0012193)	-0.0006202 (0.0009852)	0.0004413 (0.0009615)
Renda per capita <sup>2</sup>	2.62E-06 *** (2.84E-07)	-4.84E-07 (7.47E-07)	1.49E-06 *** (4.30E-07)	-6.98E-07 (6.71E-07)	2.13E-06 (1.32E-06)	-2.51E-06 (2.13E-06)	1.09E-07 (1.92E-06)	3.35E-08 (1.74E-06)
Constante	1.07318 *** (0.0330293)	0.09289 *** (0.0928893)	0.93576 *** (0.0544837)	-0.0068518 (0.0045798)	1.03152 *** (0.0831323)	0.1648 *** (0.1648034)	0.84262 *** (0.1206054)	-0.0070011 (0.0055394)
R <sup>2</sup>	0.3586	0.0856	0.3452	0.0256	0.2837	0.0545	0.2770	0.0257
Observações	297	297	297	270	242	242	242	220
Formato U	U-normal	U-invertido	U-normal	U-invertido	U-normal	U-invertido	U-normal	-

A estatística JB rejeita a hipótese de que os resíduos da amostra tem distribuição normal. O teste de Hausman para todos Estados rejeita a hipótese nula de que a diferença nos coeficientes não é sistemática, ao nível de significância de 1%, assim para o modelo com Estados de IDH é médio, mas este rejeita a hipótese ao nível de significância de 10%.

Consideremos agora outros modelos para testar a hipótese do U-invertido de Kuznets. Como alternativa, serão utilizados os mesmos modelos (POLS, FE, RE e FD), mas para as variáveis dependentes Ln do Índice de Gini e Ln do Índice L de Theil para testar a robustez dos resultados obtidos anteriormente.

Para o Ln do Índice de Gini, todos os modelos estimados apresentaram o formato de U-normal, tanto para os Estados com IDH médio quanto para o modelo que considera todos os Estados, inclusive o Distrito Federal. Diferentemente do modelo com o Índice de Gini, neste caso a estimativa FD apresenta o padrão de U-normal, sendo estatisticamente significativa a 1% a renda per capita em sua forma linear e quadrática.

<sup>21</sup> Quando os resíduos são normalmente distribuídos, a estatística Jarque-Bera tem uma distribuição qui-quadrado com 2 graus de liberdade (HILL, GRIFFITHS e JUDGE, 2003).



**Tabela 4 - Resultados das Regressões do Ln do Gini em função da Renda per capita**

Regressor (erro padrão)	Todos Estados				Estados com IDH Médio			
	POLS	FE	RE	FD	POLS	FE	RE	FD
Renda per capita	-0.0014 *** (0.0001428)	-0.001 ** (0.0003927)	-0.0014 *** (0.0002399)	-0.0013 *** (0.0003724)	-0.0009 * (0.0004616)	-0.001075 (0.0009829)	-0.0008005 (0.0008071)	-0.0033 *** (0.0007598)
Renda per capita <sup>2</sup>	1.8E-06 *** (1.99E-07)	0.000000716 (0.0000005)	1.6E-06 *** (0.0000003)	1.5E-06 *** (0.0000006)	7.81E-07 (8.94E-07)	0.000000883 (0.0000018)	5.62E-07 (0.0000016)	5.3E-06 *** (0.0000014)
Constante	-0.3158 *** (0.0231079)	-0.3344 *** (0.0694320)	-0.3196 *** (0.0416161)	-0.004591 (0.0037639)	-0.3867 *** (0.0563434)	-0.3402 * (0.1310870)	-0.3866 *** (0.0983954)	-0.0039452 (0.0043774)
R <sup>2</sup>	0.274	0.1359	0.2661	0.0519	0.2037	0.2037	0.2034	0.095
Observações	297	297	297	270	242	242	242	220
Formato U	U-normal	U-normal	U-normal	U-normal	U-normal	U-normal	U-normal	U-normal

De maneira geral, os resultados obtidos no modelo com o Ln do Índice de Gini é semelhante ao do Índice de Gini. As estimativas que consideram todos os Estados, os coeficientes da renda per capita linear e quadrática são estatisticamente significantes para os modelos POLS, RE e FD, enquanto a mesma condição é válida apenas para o modelo FD com os Estados de IDH médio.

O teste de Hausman revela, para o modelo com todos Estados, que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 10%, enquanto que entre os Estados com IDH médio a hipótese é rejeitada ao nível de 5% de significância. Quanto à estatística JB, novamente rejeita-se a hipótese de distribuição normal dos resíduos.

Já para a estimativa com o Ln do L de Theil apresenta alguns resultados distintos em relação ao formato de U obtido com o L de Theil. Neste caso, o modelo FE para todos os Estados apresentou sinais negativos para  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , enquanto o modelo para o L de Theil apresentou o padrão de U-invertido.

**Tabela 5 - Resultados das Regressões do Ln do L de Theil em função da Renda per capita**

Regressor (erro padrão)	Todos Estados				Estados com IDH Médio			
	POLS	FE	RE	FD	POLS	FE	RE	FD
Renda per capita	-0.0034 *** (0.0003205)	-0.000358 (0.0008322)	-0.0022 *** (0.0005318)	0.0008145 (0.0006821)	-0.0022 ** (0.0010470)	0.001814 (0.0019181)	-0.0001849 (0.0017199)	-0.0000276 (0.0014410)
Renda per capita <sup>2</sup>	3.97E-06 *** (4.46E-07)	-5.40E-07 (1.14E-06)	2.27E-06 *** (6.83E-07)	-5.89E-07 (1.01E-06)	1.90E-06 (2.03E-06)	-4.46E-06 (3.48E-06)	-1.47E-06 (3.44E-06)	9.82E-07 (2.60E-06)
Constante	0.19268 *** (0.0518775)	0.14616 * (0.1461645)	0.0075404 (0.0880339)	-0.0098116 (0.0068945)	0.0502413 (0.1278089)	0.25232 ** (0.2523177)	-0.2329672 (0.2044607)	-0.0092806 (0.0083024)
R <sup>2</sup>	0.3383	0.1218	0.3173	0.0135	0.2721	0.1704	0.2611	0.0146
Observações	297	297	297	270	242	242	242	220
Formato U	U-normal	-	U-normal	U-invertido	U-normal	U-invertido	-	U-normal

Além disto, para a estimativa com os Estados de IDH médio, os coeficientes encontrados são negativos e para o modelo FD foi verificado o padrão de U-normal, distintamente do modelo FD para o L de Theil.

Apenas os modelos POLS e RE, para todas as unidades federativas, apresentaram significância estatística (neste caso, ao nível de 1%) em todos os modelos do Ln do L de Theil. Cabe apontar ainda que para os modelos que consideram os Estados com o IDH médio, não há significância estatística dos coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  em todas estimativas (exceção feita ao modelo POLS para a renda per capita).

Com relação ao teste de Hausman, a hipótese nula não é rejeitada no modelo para os Estados com IDH médio, enquanto que para todas as unidades federativas a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1%. A estatística JB, por sua vez, é rejeitada.

Para ambas as situações, tanto para o Ln do Índice de Gini quanto para o Ln do Índice L de Theil, os modelos apresentam baixo poder explicativo, sugerindo, também neste caso, a

inclusão de controles que possam corroborar – ou não – a hipótese do U-invertido proposta por Simon Kuznets.

## Considerações Finais

Inicialmente, este trabalho buscou citar diversos estudos que testassem a hipótese proposta por Simon Kuznets (1955). Por meio de estimativas distintas, alguns deles corroboraram e outros rejeitaram a hipótese do U-invertido, isto é, de que a desigualdade de renda aumenta com o desenvolvimento e depois se reduz, em estágios de desenvolvimento mais elevados.

A análise compreendeu todos os Estados do Brasil e o Distrito Federal, no período entre 1995 e 2005. Os métodos utilizados foram dados combinados, dados em painel (efeito fixo e efeito aleatório) e primeiras diferenças. A escolha de dois indicadores de desigualdade de renda – Índice de Gini e Índice L de Theil – e a utilização do Ln dos mesmos, teve como intuito auferir maior robustez aos modelos estimados. Exatamente com o mesmo propósito foi elaborada a classificação dos Estados em IDH médio e IDH alto, para conferir maior precisão aos modelos, conforme foi demonstrado nos resultados.

As evidências empíricas, estimadas através de várias formas funcionais revelaram, de uma forma geral, que a hipótese de Kuznets não é corroborada. Nos modelos que consideram o Índice de Gini foi verificado o padrão de U-normal estatisticamente significativa para os modelos de POLS, RE e FD (para todas as unidades federativas e também para o modelo FD para os Estados com IDH médio). Resultado semelhante foi encontrado para os modelos que utilizaram o Ln do Índice de Gini.

Para o Índice L de Theil os resultados dos modelos FE apresentaram o padrão de U-invertido, assim como para o modelo FD para todos os Estados, todavia em ambos os casos os coeficientes não são estatisticamente significantes. Já a estimativa com o Ln do Índice de Theil revela o formato de U-invertido para o modelo FD para todos os Estados e para o modelo FE para os Estados com IDH médio, contudo novamente os coeficientes não são estatisticamente significantes.

Em algumas estimativas ainda foi verificado os sinais dos coeficientes positivos (tanto para o Índice de Gini quanto para o Índice L de Theil para os Estados com IDH médio, no modelo FD) e em outra os coeficientes negativos (Ln do Índice de Theil para os Estados com IDH médio, no modelo RE). O primeiro resultado revela que o crescimento da renda afeta positivamente a desigualdade da renda, ou seja, com o crescimento da renda se eleva a desigualdade, ao passo que no segundo caso o efeito é negativo, havendo menor desigualdade de renda com o crescimento da renda.

Considerando o baixo poder explicativo destes modelos, é oportuno o acréscimo de controles que contemplem características físicas e econômicas das regiões. Neste sentido, sugere-se a inclusão de outras variáveis explicativas, a utilização de variáveis instrumentais e estimação para períodos mais longos de tempo podem vir a contribuir para estudos que testem a hipótese do U-invertido de Kuznets.

## Referências Bibliográficas

- AGHION, P.; DURLAUF, S. **Handbook of Economic Growth, Vol. 1.** North Holland, 2006.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income distribution, political instability and investment. **European Economic Review**, 40(6), 1996.
- ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive politics and economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Vol. 119, n. 2, 1994.
- ARAÚJO, T. F. **As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, 1970-2000.** Tese (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.
- BAGOLIN, I. P.; GABE, J.; RIBEIRO, E. P. Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: Uma revisão da curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991). In: **Anais do II Encontro de Economia Gaúcha**, 2004, Porto Alegre. Disponível em <[http://www.virtual.pucminas.br/idhs/02\\_pnud/paper/paper01\\_06.pdf](http://www.virtual.pucminas.br/idhs/02_pnud/paper/paper01_06.pdf)>, acesso em 15 abr. 2008.
- BARRETO, F. A. F. D.; NETO, P. M. J.; TEBALDI, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico no nordeste brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, n. Especial, pg. 842-859, novembro 2001. Disponível em <[www.bnb.gov.br/content/aplicacao/ETENE/Anais/docs/ren2001\\_v32\\_ne\\_a22.pdf](http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/ETENE/Anais/docs/ren2001_v32_ne_a22.pdf)>, acesso em 15 abr. 2008.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth.** MIT PRESS, 1999.
- BARROS, L. C.; GOMES, F. A. R. **Desigualdade e Desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros?** Ibmec SP Working Paper, n. 28, 2007. Disponível em <[www.ibmecsp.edu.br/pesquisa/download.php?recid=3101](http://www.ibmecsp.edu.br/pesquisa/download.php?recid=3101)>. Acesso em 13 mar 2008.
- BAUM, C. F. **An Introduction to Modern Econometrics Using Stata.** STATA PRESS, 2006.
- BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A.; KLOECKNER, R. A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: Primeiras investigações sobre a curva de Kuznets. In: ANAIS DO 1º ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 2004, Porto Alegre. Disponível em <[http://www.fee.rs.gov.br/sitefee/download/eeg/1/mesa\\_3\\_berni\\_marquetti\\_kloeckner.pdf](http://www.fee.rs.gov.br/sitefee/download/eeg/1/mesa_3_berni_marquetti_kloeckner.pdf)>, acesso em 27 abr. 2008.
- BRAULKE, Michael. A Note on Kuznets' U. **The Review of Economics and Statistics**, vol. 65, n. 1, p. 135-139, 1983.
- DEUTSCH, J.; SILVER, J. Measuring the impact of various income sources on the link between inequality and development: Implications for the Kuznets curve. **Review of Development Economics**, ano 8, p. 110-127, jan. 2004.
- DOLLAR, D.; KRAAY, A. Growth is good for the poor. **Journal of Economic Growth**, 7(3), pg. 195-225, 2002.
- EASTERLY, W. Life during growth: International evidence on quality of life and per capita income. **Journal of Economic Growth**, 4, 1999.
- FIELDS, G. S. **Distribution and Development.** MIT PRESS, 2002
- GRIFFITHS, W.; JUDGE, G. G.; HILL, C. **Econometria.** 2. Edição, Editora Saraiva, 2003.
- JACINTO, P. A.; TEJADA, C. A. O. Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região nordeste do Brasil: O que os dados têm a dizer? In: ANAIS DO XXXII ENCONTRO DE ECONOMIA DA ANPEC, 2004. Disponível em <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A039.pdf>>, acesso em 26 abr. de 2008.

JÚNIOR, S. S. P. et al. Um estudo exploratório sobre a curva de Kuznets e a lei de Zipf. In: ANAIS DO X ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 2007, Porto Alegre. Disponível em <<http://www.pucrs.br/face/ppge/anpecsul/5-11.pdf>>, acesso em 27 abr. 2008.

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

LIST, J. A.; GALLET, C. A. The Kuznets curve: What happens after the inverted-U. **Review of Development Economics**, ano 3, p. 200.206, fev. 1999.

NIELSEN, F.; ALDERSON, A. S. The Kuznets curve and the great U-turn: Income inequality in U.S. counties, 1970 to 1990. **American Sociological Review**, n.1, vol. 62, pg. 12-33 fev. 1997.

MARINHO, E.; SOARES, F.; BENEGAS, M. Desigualdade re renda e eficiência técnica na geração de bem-estar entre os Estados Brasileiros. **Revista de Economia Brasileira**, Rio de Janeiro, 2004, out/dez 2004. Disponível em <[www.scielo.br/scielolog.php?script=sci\\_statart&lng=en&pid=0034-7140&dti=20040101](http://www.scielo.br/scielolog.php?script=sci_statart&lng=en&pid=0034-7140&dti=20040101)>, acesso em 25 abr. 2008.

RATI, R. Kuznets's inverted-U hypothesis: Evidence from a highly developed country. **Southern Economic Journal**, vol. 57, p. 1112-1124, abr. 1991.

RAVALLION, M.; CHEN, S. What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? **World Bank Economic Review**, Oxford University Press, vol. 11, maio 1997.

RAY, D. **Development Economics**. Editora IE-Princeton, 1998.

RODRÍGUEZ, F. **Inequality, Economic Growth and Economic Performance**. Working Paper, Department of Economics, University of Maryland, 2000.

SALVATO et. al. **Crescimento e desigualdade: Evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais – 1991/2000**. Ibme MG Working Paper, n. 33, 2006. Disponível em <<http://www.ceae.ibmecmg.br/wp/wp33.pdf>>, acesso em 26 abr. 2006.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Cia. das Letras, 2000.

SEN, A. **Desigualdade reexaminada**. Rio de Janeiro: Record, 2001.

SNOWDON, B.; VANE, H. R. **Modern Macroeconomics**. Edward Elgar Publishing, 2005.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Econometria**. São Paulo: Addison Wesley, 2004.

TODARO, M. P.; SMITH, S. C. **Economic development**. 8. Ed. Reino Unido: Addison Wesley, 2003.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. MIT PRESS, 2001.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: Uma abordagem moderna**. São Paulo: Thomson, 2006.

## Anexos

**Tabela A.1 - Estatísticas Descritivas**

Variável	Média	Desvio-padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
Renda <i>per capita</i>	286.35	114.81	118.44	685.36
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	95131.22	83502.54	14027.70	469723.13
Índice de Gini	0.5764	0.0411	0.4255	0.6910
Índice de Theil	0.6819	0.1103	0.3387	0.9607
LN Renda <i>per capita</i>	5.5844	0.3766	4.7743	6.5299
LN Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	11.1689	0.7533	9.5487	13.0599
LN Índice de Gini	-0.5534	0.0725	-0.8543	-0.3696
LN Índice de Theil	-0.3967	0.1707	-1.0824	-0.0400

**Tabela A.2 - Teste de Hausman e Estatísticas Sigma e Rho**

Regressão	Teste de Hausman	FE			RE		
		Sigma-u	Sigma_e	Rho	Sigma-u	Sigma_e	Rho
Gini para todos Estados	0,000	0,0294	0,0301	0,4909	0,1832	0,0301	0,2692
Gini para os Estados com IDH médio	0,598	0,0199	0,0318	0,2805	0,0171	0,0318	0,2235
L de Theil para todos Estados	0,008	0,0822	0,0714	0,5704	0,0519	0,0714	0,3458
L de Theil para os Estados com IDH médio	0,006	0,0795	0,0757	0,5241	0,0525	0,0757	0,3245
Ln Gini para todos Estados	0,023	0,0565	0,0526	0,5364	0,0339	0,0526	0,2940
Ln Gini para os Estados com IDH médio	0,548	0,0361	0,0551	0,3003	0,0314	0,0551	0,2450
Ln L de Theil para todos Estados	0,008	0,1263	0,1092	0,5720	0,0877	0,1092	0,3915
Ln L de Theil para os Estados com IDH médio	0,060	0,1110	0,1141	0,4863	0,0867	0,1141	0,3658

**Tabela A.3 - Estatística F**

Regressão	POLS	FE	FD
Gini para todos Estados	0,0000	0,0014	0,0077
Gini para os Estados com IDH médio	0,0000	0,0001	0,0000
L de Theil para todos Estados	0,0000	0,2673	0,0315
L de Theil para os Estados com IDH médio	0,0000	0,1379	0,0594
Ln Gini para todos Estados	0,0000	0,0013	0,0008
Ln Gini para os Estados com IDH médio	0,0000	0,0001	0,0000
Ln L de Theil para todos Estados	0,0000	0,0140	0,1621
Ln L de Theil para os Estados com IDH médio	0,0000	0,0084	0,2023