

MAYCON DENNIS HENRIQUE DE SOUZA

Matrícula 10921ECO037

DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO: UMA
ANÁLISE DA CURVA DE KUZNETS PARA OS MUNICÍPIOS DO
ESTADO DE SÃO PAULO (1991, 2000, 2010)

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS

2018

MAYCON DENNIS HENRIQUE DE SOUZA

Matrícula 10921ECO037

DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO: UMA
ANÁLISE DA CURVA DE KUZNETS PARA OS MUNICÍPIOS DO
ESTADO DE SÃO PAULO (1991, 2000, 2010)

Artigo apresentado ao Instituto de Economia e
Relações Internacionais da Universidade Federal de
Uberlândia como requisito parcial à obtenção do
título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientadora: Prof.^a Dra. Ana Maria de Paiva Franco

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS
MAYCON DENNIS HENRIQUE DE SOUZA

Matrícula: 10921ECO037

DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO: UMA
ANÁLISE DA CURVA DE KUZNETS PARA OS MUNICÍPIOS DO
ESTADO DE SÃO PAULO (1991, 2000, 2010)

Artigo apresentado ao Instituto de Economia e
Relações Internacionais da Universidade Federal de
Uberlândia como requisito parcial à obtenção do
título de Bacharel em Ciências Econômicas

BANCA EXAMINADORA:

Uberlândia, 18 de dezembro de 2018

Prof.^a Dra. Ana Maria de Paiva Franco

Prof. Dr. Carlos César Santejo Saiani

Prof. Dr. Pedro Henrique Evangelista Duarte

“O que a estatística mostra é interessante, mas o que esconde é essencial.”

(Autor desconhecido)

AGRADECIMENTOS

À minha amada mãe, Vera Lúcia Henrique Souza, por ser exatamente quem é, uma pessoa maravilhosa. Por ser uma guerreira incansável na busca do bem-estar de seus filhos, esquecendo, às vezes, de si mesma. Por ser um exemplo vivo de resiliência. Por, indescritivelmente, iluminar a minha vida e a de tantos outros. Por ser a minha melhor amiga e por me apoiar incondicionalmente. Pela sutileza sublime com que lida com dureza do cotidiano. Pelo sorriso acalentador que consegue, quase instantaneamente, espantar as minhas angústias.

À Universidade Federal de Uberlândia que me proporcionou uma belíssima experiência acadêmica e cultural.

Ao Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia por ser um reduto do pensamento crítico e pelo corpo docente altamente qualificado e comprometido com o ensino de qualidade.

Meu eterno agradecimento a todos os meus amigos, que deram uma contribuição valiosa para minha experiência acadêmica. Obrigado pelos momentos compartilhados, as conversas, as risadas, as angústias.

À minha orientadora, Ana Maria de Paiva Franco, a quem sou extremamente grato, por me apoiar e orientar com muita boa vontade em um momento especialmente difícil para mim.

RESUMO

O objetivo deste trabalho é investigar a relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico proposta por Kuznets (1955). Postula-se que a relação tem o seguinte comportamento: o avanço do crescimento econômico gera um aumento da desigualdade de renda nos primeiros estágios do crescimento, a partir do qual, há um ponto de inflexão em que a desigualdade começa a declinar em resposta aos benefícios que o crescimento econômico proporciona à sociedade; hipótese do U invertido. O presente trabalho testa o postulado para os municípios do estado de São Paulo nos anos de 1991, 2000 e 2010. A metodologia utilizada para a análise empírica é econométrica com dados em painel; os dados são do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil (2013) e da fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE), vinculada à Secretaria de Planejamento e Gestão do Estado de São Paulo. As evidências empíricas não corroboram a hipótese de Kuznets, ou seja, não se verificou a curva no padrão de U invertido para os municípios paulistas. Observou-se, na verdade, uma curva de padrão N, o que sugere que a desigualdade tende, após certa melhora, a se recrudescer. Tal resultado está de acordo com trabalhos mais recentes que criticam o tradicional formato da curva de Kuznets.

Palavras-chave: Curva de Kuznets. Desigualdade de Renda. Crescimento Econômico. São Paulo. Dados em Painel

ABSTRACT

The present work aims to investigate the relation between income inequality and economic growth proposed by Kuznets (1955). It is postulated that the relation presents the following behavior: an advance of economic growth generates an increase in income inequality in the first stages of growth, starting from which there is an inflection point that represents when the inequality begins to decline in response to the benefits brought about by economic growth to the society, known as the hypothesis of the inverted U. The present work tests this postulate for the municipalities of the state of São Paulo in the years 1991, 2000 and 2010. The methodology utilized for the empirical analysis is econometric with panel data; the data are from the Atlas of Human Development in Brazil (2013) and from the State System for Data Analysis (SEADE), a foundation linked to the São Paulo State Secretariat for Planning and Management. The empirical evidence does not corroborate the hypothesis of Kuznets, that is, the curve in the inverted U pattern was not verified for the Sao Paulo municipalities. In fact an N pattern curve is observed, which suggests that inequality tends, after some improvement, to recur. This result corroborates more recent works that criticize the traditional format of the Kuznets Curve.

Key words: Curve of Kuznets. Income Inequality. Economic growth. São Paulo. Panel Data

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Índice de Gini para os municípios paulistas: 1991, 2000 e 2010	32
Figura 2 - Índice L de Theil para os municípios paulistas: 1991, 2000 e 2010.....	32
Figura 3 – Renda <i>per capita</i> para os municípios paulistas: 1991, 2000 e 2010	33

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Resultados das estimações para coeficiente de Gini e índice L de Theil	35
Tabela 2 – Resultados das estimações para coeficiente de Gini e índice L de Theil com variável de renda ao cubo	37

LISTA DE QUADROS

Quadro 1. Sumário de evidências empíricas na literatura internacional.	21
Quadro 2. Sumário de evidências empíricas na literatura brasileira.	24
Quadro 3 – Resumo das variáveis	29

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Relação entre coeficiente de GINI e Renda per capita, municípios de São Paulo, 1991, 2000 e 2010	33
Gráfico 2 – Relação entre índice L de Theil e Renda <i>per capita</i> , municípios de São Paulo, 1991, 2000 e 2010	34

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

CK	Curva de Kuznets
PNUD	Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento
FJP	Fundação João Pinheiro
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
SEADE	Sistema Estadual de Análise de Dados

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	14
2	ASPECTOS TEÓRICOS SOBRE A HIPÓTESE DE KUZNETS	15
3	REVISÃO EMPÍRICA	19
4	METODOLOGIA.....	25
4.1	Procedimentos Econométricos	25
4.1.1	Dados em Painel: POLS, Efeito fixo e Efeito aleatório	25
4.1.2	Testes de especificação para dados em painel.....	28
4.2	Dados e Variáveis	28
4.3	Especificação do Modelo	30
5	RESULTADOS	31
5.1	Análise descritiva	31
5.2	Estimação.....	34
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	38
	REFERÊNCIAS	39

1 INTRODUÇÃO

A relação entre desenvolvimento econômico e distribuição de renda é, sem dúvidas, uma questão que se impõe no estudo de economia há décadas, ocupando espaço significativo no pensamento econômico. O trabalho de Kuznets (1955) é, talvez, a principal abordagem teórica para essa investigação desde meados do século passado, sendo referência quase obrigatória aos estudos que se propõem investigar a conexão entre essas variáveis.

A principal postulação do trabalho de Kuznets é a hipótese do “U invertido” que, considerando a distribuição inicial histórica de ativos como dada, resumidamente, diz que a desigualdade de renda aumenta no curto prazo como resposta ao crescimento econômico, mas tende a se reduzir no longo prazo. Ou seja, a desigualdade é inicialmente crescente, mas há um ponto de inflexão em que os ganhos do crescimento econômico são traduzidos em queda da desigualdade. Em essência, o que se propõe é a investigação da desigualdade de renda em diferentes estágios de desenvolvimento econômico.

Após o clássico artigo de Kuznets, vários estudos empenharam-se em analisar a relação não-linear entre crescimento econômico e desigualdade, especificamente em mensurar qual seria o impacto e a direção em que o crescimento afeta a desigualdade. A literatura que daí surgiu é vasta em estudos que procuram testar a aplicação da teoria de Kuznets, com resultados diversos, metodologias diversas e pouco consenso. Vale destacar, entre outros, os trabalhos de Ahluwalia (1976a, 1976b), Anand e Kanbur (1993a, 1993b), Bangolin, Gabe e Ribeiro (2004), Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002), Jacinto e Tejada (2004), Linhares e Ernesto (2011), List Gallet (1999), Salvato et al. (2006). O trabalho de List e Gallet, por exemplo, testa a hipótese alternativa em que depois de observada a queda na desigualdade, ela tende a ascender novamente, resultando em uma curva em padrão “N”.

Cabe uma pequena digressão. Observa-se que, de maneira geral, os trabalhos que se debruçam em testar a hipótese de Kuznets tratam os conceitos de desenvolvimento econômico e crescimento econômico como semelhantes, ou seja, não há uma distinção clara entre os conceitos nessa literatura específica, são tratados como sinônimos. O presente trabalho seguirá a mesma abordagem, embora reconheça que exista uma vasta literatura que vai no sentido oposto e diferencia qualitativamente esses conceitos, por exemplo, Sen (2000).

Adiante, a desigualdade, em especial a de renda, não é novidade na história do Brasil, trata-se de um problema historicamente não resolvido e que de tempos em tempos ganha

destaque nos debates acadêmicos, na mídia e, principalmente, nas políticas públicas, embora com pouca efetividade. A desigualdade no país, não bastasse sua intensidade, apresenta enorme disparidade entre as regiões, estados e municípios. Posto isto e considerando o fato de o estado de São Paulo ser o mais rico e o pólo de dinamismo do país, o presente trabalho considera relevante testar a relação proposta por Kuznets para essa região. Vale mencionar que, na literatura, não foram encontrados testes para o estado de São Paulo isoladamente.

Dado esse o contexto, o intuito aqui é investigar se há e qual seria a relação estatística entre desigualdade de renda e o nível de renda per capita dos 645 municípios paulistas, analisando os anos de 1991, 2000 e 2010. Dito de outra maneira, o objetivo é estender a literatura empírica sobre a hipótese Kuznets para os municípios do Estado de São Paulo.

Além desta introdução, o trabalho é composto por cinco seções. A segunda seção versa sobre o referencial teórico que fundamenta o trabalho. A terceira seção faz uma breve revisão da literatura empírica sobre estudos que testaram a hipótese de Kuznets em âmbito nacional e internacional. Na quarta seção consta a metodologia utilizada, a apresentação do banco de dados, as variáveis e a especificação do modelo. A seção seguinte apresenta os resultados das evidências empíricas encontrados no trabalho. A última seção é dedicada às considerações finais.

2 ASPECTOS TEÓRICOS SOBRE A HIPÓTESE DE KUZNETS

O que Kuznets (1955) busca compreender em seu trabalho é o comportamento da desigualdade de renda no decorrer dos diversos estágios de renda *per capita*. Na interpretação de Salvato et al. (2006), a reflexão central do trabalho Kuznets e que direciona a pesquisa é: a desigualdade na distribuição de renda aumenta ou diminui durante o processo de crescimento econômico?

A hipótese principal, que posteriormente ficou conhecida como curva de Kuznets (CK), é que, inicialmente, a desigualdade de renda aumenta com o desenvolvimento econômico e, ao longo do tempo, ela se reduz gradualmente, o que resulta em uma curva na forma de “U invertido”, ou seja, trata-se de uma relação não linear. Vale lembrar que o próprio Kuznets (1955) ressalta o fato de que a sua proposição é resultado de uma pesquisa baseada em 5% de informações empíricas e 95% em especulações, baseados em dados referentes aos Estados Unidos, Inglaterra e Alemanha (Prússia e Saxônia).

Alguns pressupostos sustentam a hipótese de Kuznets: a renda per capita média da população rural é menor do que a da população urbana; o percentual da renda do setor agrícola sobre a renda total diminui no decorrer dos anos; a desigualdade de renda na população rural é inferior quando comparada com a população urbana (BARROS; GOMES, 2008). Kuznets postula que a desigualdade em economias com baixo nível de desenvolvimento, agrícolas essencialmente, é baixa porque existe pouco a ser distribuído. À medida que o crescimento econômico aumenta e a economia está sob processo de industrialização ou modernização, as desigualdades aumentam e só se reduzem quando uma fase avançada do desenvolvimento econômico e da consolidação industrial for alcançada.

É importante mencionar o fato de que o modelo ou a hipótese original de Kuznets se fundamenta em um sistema econômico dual: um sistema de produção simples, baseado em uma população agrícola ou tradicional e outra não-agrícola ou moderna (KUZNETZ, 1955; LEWIS, 1954). Mais especificamente, se fundamenta na transição da população agrícola para a não-agrícola, entendida como industrial ou urbana. Ou seja, a simples migração da população entre os setores é que produz, inicialmente, aumento da desigualdade e, posteriormente, redução da mesma, fenômeno justificado pela maior produtividade *per capita* nas atividades industriais (urbanas). Disso depende-se, conforme Salvato et al. (2006), que o aumento da desigualdade de renda é, inicialmente, resultado ou consequência do fato de que a produtividade das atividades urbanas cresce em ritmo mais acelerado do que o setor agrícola. Isso encerraria o segmento ascendente do “U invertido”.

Depois que há migração considerável da população agrícola e um significativo contingente populacional urbano, a desigualdade começa a se reduzir, pois grande parte da população começa a receber uma renda mais alta, quando comparado com o setor agrícola. Em outras palavras, quando a transição populacional da área agrícola para o setor urbano está completa ou em fase avançada, a redução da desigualdade de renda é latente, completando assim o segmento descendente do “U invertido”. O que se tem, então, é que, em estágios iniciais de formação econômica, a relação entre desigualdade e crescimento econômico é positiva e torna-se negativa a partir de um ponto de maturidade e consolidação econômica.

Conjecturando sobre a redução da desigualdade de renda quando a migração populacional está em estado avançado, Kuznets (1955) argumenta sobre o aumento da eficiência dos indivíduos pelo simples fato de estarem envolvidos em ambiente urbano. Outra possibilidade para a redução da desigualdade nesse estágio seria a constatação de que os indivíduos que nascem em centro urbanos são, em geral, mais capazes de obter rendas mais elevadas em relação aos indivíduos oriundos do setor agrícola ou imigrantes.

Elucubrações importantes acerca do “U invertido” estão em Fields (2001 *apud* Taques e Mazzutti, 2010). A primeira diz respeito ao fato de que a desigualdade tende a aumentar e depois decair, mas esse movimento não ocorre necessariamente, como alguns podem, equivocadamente, concluir. Outra consideração refere-se ao fato de que o nível de renda não é a única variável determinante no grau de desigualdade de renda, variáveis diversas podem influenciar a desigualdade, tais como: a natureza básica do sistema econômico, a estrutura de produção, os padrões regionais, distribuição de terra e capital, estágio de desenvolvimento do mercado de capitais, composição da pauta de exportações, nível e desigualdade da distribuição do capital humano, a estrutura empregatícia etc.

Após a constatação do trabalho de Kuznets, vários estudos se empenharam em avaliar a validade da CK. Nota-se, em geral, que a hipótese foi testada por diferentes métodos, com várias medidas de desigualdade de renda e de desenvolvimento econômico e para amostras e períodos distintos e abordagens teóricas diversas. Barro (2000), por exemplo, mostra que análises da relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico podem ser feitas sob outras teorias, além da abordagem da economia dual, agrupadas em seu trabalho em quatro áreas principais: imperfeições no mercado de crédito, distorções na taxa de poupança, decisões do eleitor mediano e tensões sociais.

As imperfeições no mercado de crédito estão relacionadas com limitações impostas por instituições legais e principalmente à assimetria de informação nesse mercado. Esses fatores afetam negativamente a exploração de oportunidade de investimentos na economia, que passam a depender, em certa medida, de ativos individuais e níveis individuais de renda. Os mais afetados seriam os pobres, aumentando a desigualdade de renda entre ricos e pobres. Em outras palavras, sob essas distorções de mercado, os ricos tendem a ficarem mais ricos e os pobres mais pobres (PIKETTY, 1997).

Sob os modelos de economia política, o eleitor mediano pode, eventualmente, por meio de suas preferências políticas, influenciar ou decidir as eleições em seu favor em um sistema de votação majoritária, ou seja, se o eleitor é pobre, o candidato comprometido com políticas de redistribuição de renda venceria as eleições e levaria a cabo tais políticas. As políticas de redistribuição compreendem transferências explícitas de recursos, programas sociais e políticas regulatórias (PEROTTI, 2013). Em resumo, quanto maior a desigualdade, maior a probabilidade de ocorrer redistribuição de renda por meio do processo político.

As tensões sociais tendem a aumentar em ambiente de elevada desigualdade de renda, pois os pobres estão mais suscetíveis a cometerem crimes e apresentarem outros comportamentos destrutivos e não produtivos. Sob esse cenário, a estabilidade política das

instituições é ameaçada e está sob constante incerteza. Essa vertente de pensamento argumenta que a participação dos pobres em ações antissociais e comportamentos criminosos representa uma perda de recursos, pois a energia e o tempo gastos nesse tipo de comportamento não são empregados em esforços produtivos (ALESINA; PEROTTI, 1996). Além disso, a propriedade privada está, nessas condições, ameaçada, o que representa um não incentivo ao investimento. A consequência é que maior desigualdade reduz a produtividade e, por suposto, o crescimento econômico. O governo, reativamente, pode aumentar as políticas de transferência de renda para promover a redução da desigualdade de renda e minimizar os conflitos sociais, com impacto positivo sobre o crescimento econômico.

Por fim, há às abordagens que se debruçam sobre as taxas de poupança da economia como fator explicativo da desigualdade econômica. Parte-se da premissa de que as taxas individuais de poupança crescem de acordo com o nível de renda. Como corolário, tem-se que políticas de distribuição de renda dos ricos para os pobres tendem a diminuir a taxa de poupança agregada e, por óbvio, a taxa de investimento. Ou seja, um aumento na desigualdade tende a elevar o investimento. Outra conclusão possível, sob esse tipo de arcabouço teórico, é que a redução da desigualdade ocorre em cenário de menor crescimento econômico.

Há, ainda, teses que demonstram que o aumento da desigualdade de renda é latente ao longo dos ciclos de crescimento econômico, por exemplo, Piketty (2013). O autor confronta o otimismo de Kuznets ampliando significativamente a amostra geográfica e temporal, sugerindo que reduções eventuais da desigualdade de renda são restritas e temporárias. A tese central é que o rendimento do capital tem a tendência secular de crescer em velocidade superior aos rendimentos do trabalho. Na perspectiva de Piketty, o capitalismo, ao longo dos ciclos econômicos, aumenta sua riqueza ao passo que faz crescer a desigualdade de renda.

Após essas constatações de ordem teórica, pode-se inferir que aspectos políticos e econômicos se complementam na explicação da curva de Kuznets. Glaeser (2005), por exemplo, segue essa abordagem. Nesse sentido, o impacto das políticas redistributivas sobre a desigualdade e da maior probabilidade de que tais políticas sejam adotadas em estágios mais avançados de desenvolvimento, onde os indivíduos tendem a ser mais educados e organizados e, portanto, com maior capacidade de exercerem influência nas políticas públicas. Aspectos históricos, estruturais e institucionais, específicos de cada localidade, também justificam e ajudam a explicar a relação da CK. Enfim, as explicações para relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico são bastante variadas e, em certa medida, complementares.

3 REVISÃO EMPÍRICA

Para além da questão estritamente teórica, passa-se agora para a questão empírica. Existe uma vasta literatura, tanto nacional como internacional, que se debruça sobre o tema e com frequência a hipótese de Kuznets é testada por intermédio de estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários, obedecendo à modelagem clássica proposta por Ahluwalia (1976a apud Linhares e Ernesto, 2011). O trabalho de Ahluwalia (1976a), testa a relação log-quadrática entre desigualdade e renda *per capita* por meio de dados de corte transversal a partir de uma amostra de 60 países, 40 considerados em desenvolvimento, 14 desenvolvidos e 06 socialistas (acompanhados de uma variável *dummy*). As estimativas não rejeitam a hipótese de Kuznets. O autor pondera que a participação no total da renda de todos os grupos, exceto os 20% mais desenvolvidos, reduz e depois aumenta à medida que a renda *per capita* se eleva. Ou seja, a desigualdade relativa cresce de maneira substancial nos primeiros estágios do processo de desenvolvimento econômico, mas a tendência tende a se reverter quando alcançada a maturidade econômica. Os resultados também mostram que o *turning point* para os grupos mais pobres e desprovidos de oportunidades tende a ser mais prolongado.

Já o trabalho de Anand e Kanbur (1993a) é crítico em relação abordagem da análise proposta por Ahluwalia, na medida em que pondera que os dados devem ser formulados de maneira mais homogênea. Os autores derivaram uma relação entre desigualdade e crescimento considerando o processo de mudança intersetorial da população, tal como em Kuznets (1955), e a utilização de seis medidas de desigualdade, entre elas o Gini e o L de Theil. Anand e Kanbur (1993b) analisaram 60 países, desenvolvidos e em desenvolvimento, entre 1958 a 1972, e uma subamostra de 40 países em desenvolvimento. O grande destaque dos autores foi a recomendação de que se utilizem modelos específicos para índices diferentes de desigualdade (JACINTO; TEJADA, 2004). A análise dos autores rejeitou a hipótese de Kuznets.

Barro (2000), analisa uma amostra de 84 países, entre 1965 a 1995, por meio de um modelo de dados em painel dividindo a amostra por faixas de renda. O autor não refutou a hipótese de Kuznets, entretanto afirmou que a curva em “U invertido” tem relevância estatística limitada e pouco poder explicativo, na medida em que pode haver viés de seleção na amostra. Se a divisão por faixas de renda for feita, a hipótese de Kuznets pode não ser válida para o conjunto dos países analisados. Na interpretação de Linhares et al. (2012), a

contribuição maior do trabalho de Barro é a validação da curva de Kuznets para economias relativamente desenvolvidas.

O Quadro 1 sumariza alguns resultados encontrados na literatura internacional a respeito do tema, apresenta os dados utilizados, o método utilizado, o período de análise e os resultados encontrados. Observa-se que os resultados não são consensuais e que podem ser sensíveis às variáveis, às amostras e aos métodos adotados.

Quadro 1. Sumário de evidências empíricas na literatura internacional.

Autor	Método	Variáveis	Período	Nível de Análise	Resultados
Ahluwalia (1976b)	Cross sections. Estimacões com a amostra completa e com os 40 países em desenvolvimento. Polinômio de segundo grau com inclusão de dummies para países socialistas.	Parcela de renda dos diferentes grupos percentis como variável de desigualdade e o logaritmo do PNB per capita	1976	Amostra de 60 países (40 subdesenvolvidos, 14 desenvolvidos e 6 socialistas)	Corroborar o U invertido
Anand e Kanbur (1993a)	Corte transversal. Estimacão de formas funcionais adequadas para seis medidas de desigualdade.	PIB per capita em função de seis medidas de desigualdade.	Dados de Ahluwalia (1976)	Amostra de 60 países (40 subdesenvolvidos, 14 desenvolvidos e 6 socialistas)	Os resultados não apoiam a hipótese do U invertido
Ravallion (1995)	Dados em painel.	Índice de Gini e consumo médio per capita.	Dados da década de 1980.	Amostra de 36 países	Corroborar o U invertido.
Deininger e Squire (1998)	Dados em corte transversal. Índice de Gini em função da renda per capita.	Índice de Gini e renda per capita	1960 a 1990	Amostra de 108 países desenvolvidos e em estado de desenvolvimento.	Os dados não apoiam a hipótese de Kuznets.
List e Gallet (1999)	Painel não balanceado. Polinômio de terceiro grau.	Índice de Gini em função da renda per capita.	1961 a 1992	Amostra de 71 países	Corroborar o U invertido para países pouco desenvolvidos, enquanto que, em países avançados, a relação entre desigualdade e renda torna-se positiva novamente.
Daudelin e Samy (2011)	Dados em corte transversal. Índice de Gini em função da renda per capita, renda per capita ao quadrado e demais variáveis (regressores em logaritmos).	Índice de Gini, renda per capita, taxa de urbanização, taxa de escolaridade e transferências governamentais..	Dados dos censos de 1991 e 2000.	Amostra de mais de 5000 municípios brasileiros	Existência de U invertido no ano de 1991, mas verificacão de um U normal no ano de 2000, indicando possível processo de desindustrializacão

Extraído de: (TABOSA; AMARAL FILHO; GOMIDE, 2016)

Para além da literatura internacional e avançando sobre a literatura brasileira, pode-se afirmar que os estudos empíricos nacionais sobre o tema contemplam tanto o país como um todo, bem como regiões específicas. Destacam-se Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004), Barros e Gomes (2008), Bêrni, Masquetti e Kloeckner (2002), Jacinto e Tejada (2004), Salvato et al. (2006), Tabosa, Amaral Filho e Gomide (2016), Taque e Mazzutti (2010).

Salvato et al. (2006) analisam a relação entre desigualdade e crescimento econômico para os municípios de Minas Gerais por meio de estimações utilizando *cross sections* e em painel para os anos de 1991 e 2000, e o Gini e Theil-L como índices de desigualdade. Os resultados do trabalho não rejeitam a hipótese do “U invertido”, mas sugerem que os municípios mineiros apresentam trajetórias de desenvolvimento diferentes.

O trabalho de Jacinto e Tejada (2004) foca nos municípios da região nordeste com o objetivo de fornecer informações sobre a relação entre desigualdade e renda *per capita*. A análise é feita por meio do método *pooled* e de dados em painel, para os anos de 1970, 1980 e 1991, e não rejeita a existência da curva de Kuznets. O ajuste do modelo aos dados mostrou-se satisfatório segundo os autores.

Bangolin, Gabe e Ribeiro (2004) encontram resultados semelhantes para municípios do Rio Grande do Sul em testes de painel de dados, ou seja, também confirmam a curva de Kuznets para os municípios analisados. Pontuam que as estimativas em *cross section* desconsideram características específicas de cada região e induzem trajetórias únicas de desigualdade e renda, ocorrendo, portanto, problema de estimativa viesada.

O estudo de Tabosa, Filho e Gomide (2016) se propõe a investigar a CK para o Brasil. A análise engloba os Estados da Federação e Distrito Federal para o período de 1981 a 2009, a partir de um modelo econométrico para dados em painel. A abordagem do trabalho se difere das demais na medida em que considera o contexto político, econômico e social vivenciado pelo país no período estudado, algo incomum nos estudos que testam a CK. A análise foi subdividida em três períodos distintos e a hipótese de Kuznets não foi corroborada na análise empírica.

A análise de Taques e Mazzutti (2010) testa a hipótese de Kuznets para todas as unidades federativas brasileiras, mais o Distrito Federal, englobando o período compreendido entre 1995 a 2008. Adotam-se dois índices de desigualdades de renda (Gini e L de Theil) e emprega logaritmo natural destes índices. A abordagem dos autores destaca-se pelo fato de separarem os estados entre Índice de Desenvolvimento Humano – IDH médio e alto. O intuito

é obter maior precisão nos modelos. Os dados são no formato de painel e cortes transversais agregados. O estudo falhou nos testes de robustez e não evidenciou a hipótese de Kuznets para o Brasil.

Linhares et al. (2012) também se debruça sobre o tema, utilizando um modelo em painel com efeito fixo não linear, contendo 21 estados brasileiros para o período de 1986 a 2005. A peculiaridade do estudo é demonstrar a existência de três regimes diferentes, em que as relações entre desigualdade e renda se diferenciam entre si, dependendo essencialmente do nível de desenvolvimento de cada estado, ou seja, a curva de Kuznets é verificada apenas em economias com faixas de renda específicas.

Por fim, Barros e Gomes (2008) analisam a validade da hipótese de Kuznets para 5.507 municípios brasileiros nos anos de 1991 e 2000. Testam diversas formas funcionais da literatura e encontram poucas evidências a favor da hipótese. Utilizando a forma funcional de um polinômio de terceiro grau e um modelo em painel (POLS, EF e EA) com os índices de Gini e L de Theil como variáveis representativas da desigualdade e, como medidas de crescimento, a renda *per capita* e a razão entre população urbana e a população total, os resultados corroboram a hipótese de Kuznets apenas quando utilizado índice de Gini com a variável urbana. Mas mesmo nesse caso, a capacidade explicativa é limitada.

Apresenta-se, agora, o Quadro 2, onde está sumarizado alguns importantes estudos da literatura empírica brasileira. Observa-se que os resultados também não são consensuais.

Quadro 2. Sumário de evidências empíricas na literatura brasileira.

Autor	Método	Variáveis	Período	Nível de Análise	Resultados
Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002)	Corte transversal, modelo não paramétrico (regressão local)	Índice de Theil, valor adicionado bruto, renda per capita setorial, densidade demográfica municipal.	1990 e 1991.	Municípios do Rio Grande do Sul.	Confirma o U invertido quando a densidade demográfica municipal ou a renda municipal são incluídos no modelo
Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004)	Cortes transversais e dados em painel (EA e EF). Forma quadrática padrão	Índice L de Theil e renda per capita.	1970, 1980 e 1991	Municípios gaúchos.	Corroborar a hipótese de U invertido.
Jacinto e Tejada (2004)	Cortes transversais e dados em painel. Modelos propostos por Ahluwalia (1976 a) e Anand e Kanbur (1933 a).	Índice de Theil e renda per capita.	1970, 1980 e 1991.	Municípios da região nordeste.	Não rejeição da existência da curva de Kuznets pelos dois métodos e formas funcionais.
Salvato et al (2006)	Cortes transversais e dados em painel (EA e EF). Forma quadrática padrão.	Índices de Gini e L de Theil e renda municipal per capita mensal.	1991 e 2000	Municípios de Minas Gerais	Corroborar a hipótese de U invertido.
Barros e Gomes (2008)	Dados em painel (POLS, EF e EA). Variações da forma polinomial de 2º e 3º grau e dois modelos de Anand e Kanbur (1993).	Índices de Gini e L de Theil, renda per capita e fração da população urbana.	1991 a 2000	Municípios brasileiros	Resultados ambíguos. Pouca evidência do padrão U invertido.
Taques e Mazzuti (2010)	Dados em painel (POLS, EA, EF e PD). Forma quadrática padrão com especificações log-log e semi-log.	Índices de Gini e L de Theil e renda per capita	1995 a 2008.	Unidades federativas.	Não verificação da hipótese de Kuznets
Linhares et al (2012)	Painel com efeito fixo não linear (threshold). Variações da forma polinomial de 2º e 3º grau com a variável renda linearizada.	Índice de Gini, renda domiciliar per capita média, anos de estudo, medida de abertura comercial, consumo de energia elétrica.	1986 a 2005	Unidades federativas.	Verificação da hipótese de Kuznets apenas nas economias com renda per capita acima de R\$ 258,00.

Extraído de: (TABOSA; AMARAL FILHO; GOMIDE, 2016)

4 METODOLOGIA

4.1 Procedimentos Econométricos

4.1.1 Dados em Painel: POLS, Efeito fixo e Efeito aleatório

É comum que parte considerável dos trabalhos que se dedicam a testar a validade da curva de Kuznets utilize o método de *cross sections*, devido à maior facilidade dos dados. Ocorre, no entanto, que a aplicação dessa metodologia ignora, em certa medida, as diferenças estruturais históricas de cada município bem como a trajetória da evolução da desigualdade e da renda. Em outras palavras, na análise de corte transversal, é implícito que os municípios possuam a mesma trajetória de evolução da renda e da desigualdade.

De acordo com Salvato et al. (2006), tal omissão pode levar a estimações errôneas da CK. A interpretação de Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004) corrobora tal afirmação avaliando que, tendo em vista a hipótese implícita da inexistência de diferentes trajetórias para os diferentes países, os resultados se tornam bastante insatisfatórios. Os autores ponderam, ainda, que características específicas podem ser determinantes em suas trajetórias históricas e, por suposto, o modelo de *cross sections* obteria resultados inconsistentes que não poderiam ser utilizados em uma análise de longo prazo. É plausível supor, portanto, que o mesmo raciocínio seja válido para análises de municípios e estados.

Para a análise deste trabalho, portanto, serão considerados os movimentos ao longo do tempo dos dados de cortes transversais. Dessa forma, são utilizados modelos de regressão para dados em painel, caracterizados por apresentarem uma dimensão espacial e outra dimensão temporal. A análise de dados em painel, além de levar em consideração a heterogeneidade entre os diversos indivíduos ao longo do tempo, fornece “dados mais informativos, maior variabilidade, menos colinearidade entre variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência”, além do que, “podem detectar e medir melhor os efeitos que simplesmente não podem ser observados em um corte transversal puro ou em uma série temporal pura” (GUJARATI; PORTER, 2011, p.588).

Dentre as opções de técnicas de estimação para dados em painel três se destacam para a análise, são elas: i) modelo MQO para dados empilhados (*pooled*); ii) o modelo de mínimos

quadrados com variáveis *dummies* para Efeitos Fixos (EF); e iii) o modelo de Efeitos Aleatórios (EA).

O modelo *pooled* pode ser escrito como:

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{1it} + \beta_3 X_{2it} + \dots + \beta_n X_{kit} + u_{it} \quad (1)$$

no qual Y representa a variável dependente, X_1, X_2, \dots, X_k representam as k variáveis independentes, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ representam os n coeficientes e $i = 1, 2, 3, \dots, N$ e $t = 1, 2, 3, \dots, T$ para as dimensões espacial e temporal, respectivamente.

De acordo com Gujarati e Porter (2011), é necessário supor que todas as variáveis explanatórias sejam não estocásticas. Além disso, é preciso que o termo de erro u seja $u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$, ou seja, distribuído idêntica e independentemente com média zero e variância constante. Nesse modelo as $N \times T$ observações são combinadas, mas pressupomos que os coeficientes são iguais para todo i . Sendo assim, a individualidade de cada unidade de análise está incluída no termo de erro u_{it} . Neste caso, os coeficientes estimados podem ser tendenciosos e inconsistentes (GUJARATI; PORTER, 2011).

Uma das possibilidades para que isso ocorra é existirem efeitos não observados para cada indivíduo que sejam constantes no tempo. A heterogeneidade entre os indivíduos, como citada por Salvato et al. (2006) e Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004), pode ser demonstrada no seguinte modelo derivado da Equação 1:

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{1it} + \beta_3 X_{2it} + \dots + \beta_n X_{kit} + \alpha_i + u_{it} \quad (2)$$

no qual é adicionado o efeito não observado α_i . Como esse efeito não é diretamente observável, podemos considerá-lo aleatório e incluí-lo no termo de erro v_{it} de modo que:

$$v_{it} = \alpha_i + u_{it} \quad (3)$$

e então reescrevemos a Equação 2 como:

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{1it} + \beta_3 X_{2it} + \dots + \beta_n X_{kit} + v_{it} \quad (4)$$

Gujarati e Porter (2011) indicam que é muito provável que o efeito não observável α_i seja correlacionado com um ou mais regressores. Assim sendo, uma das hipóteses básicas do modelo de regressão linear - de que os regressores são não correlacionados com o termo de erro - é violada. Nesse caso, $cov(v_{it}, v_{is}) = \sigma_u^2; t \neq s$ e, portanto, a heterogeneidade não observada conduz a autocorrelação.

Por sua vez, o modelo de Efeitos Fixos (EF) inclui um intercepto para cada unidade de análise i , permitindo que a heterogeneidade dos indivíduos ao longo do tempo seja captada por meio da técnica das variáveis *dummies* de intercepto temporal (GUJARATI; PORTER, 2011). Assim, podemos escrever a equação do EF como:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \dots + \alpha_i D_{ii} + \beta_2 X_{1it} + \beta_3 X_{2it} + \dots + \beta_n X_{kit} + u_{it} \quad (5)$$

na qual $D_{2i} = 1$ para $i = 2$ e $D_{2i} = 0$ para $i \neq 2$ e assim por diante até termos $N - 1$ *dummies*.

Dessa forma, α_1 é o valor do intercepto para a unidade de análise $i = 1$ e $\alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_i$ representam o quanto o valor do intercepto das unidade de análises $i = 2, 3, \dots, N$ diferem do intercepto α_1 . Gujarati e Porter (2011) alertam que isso é necessário para evitar cair na “armadilha da variável *dummy*”, ou colinearidade perfeita.

Por fim, o modelo de EA apresenta uma solução para a falta de conhecimento sobre o verdadeiro modelo, sem que isso ocasione a perda de graus de liberdade pela adição de N variáveis *dummies* ao modelo. Para tanto, o modelo pressupõe que exista uma variável aleatória de valor médio β_1 contrariamente ao considerar β_{1i} como fixo (GUJARATI; PORTER, 2011). Dessa forma, o intercepto de cada i pode ser escrito como:

$$\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i \quad (6)$$

em que ε_i tenha valor médio igual a zero e variância constante.

Sendo assim, consideramos que N representa uma amostra retirada de uma população e que o valor médio comum para o intercepto β_1 represente a média populacional. As diferenças entre as unidades de análise são expressadas no termo de erro ε_i (GUJARATI; PORTER, 2011). Ao substituir a equação 6 na equação original, temos:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{1it} + \beta_3 X_{2it} + \dots + \beta_n X_{kit} + \varepsilon_i + u_{it} == \beta_1 + \beta_2 X_{1it} + \beta_3 X_{2it} + \dots + \beta_n X_{kit} + w_{it} \quad (7)$$

em que $w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$.

Neste caso, o termo de erro composto w_{it} possui tanto o componente específico das unidades ε_i e o elemento combinado do corte transversal e da série temporal u_{it} . Gujarati e Porter (2011) apontam ainda que o modelo de EA pressupõe que os componentes de erro

individual não estão correlacionados entre si, nem com as unidades de corte transversal e de série temporal.

Por fim, a principal diferença entre os modelos de EF e EA é que no primeiro cada N do corte transversal possui seu próprio valor fixo ao longo do tempo. Já no modelo de EA, o intercepto comum representa o valor médio dos interceptos individuais e o termo de erro individual representa o desvio aleatório de cada intercepto para o valor médio.

4.1.2 Testes de especificação para dados em painel

Dadas as diversas técnicas de estimação para dados em painel estático (*pooled*, EF e EA), a escolha do modelo mais consistente para os dados é essencial para as conclusões do estudo. Considerando que normalmente existem diferenças substanciais entre as técnicas, a literatura sugere a aplicação de testes formais para a decisão do melhor modelo (GUJARATI; PORTER, 2011). Dois testes são sugeridos para a escolha entre os modelos estimados, quais sejam, o teste de Chow (1960) e o teste de Hausman (1978).

O teste proposto por Chow (1960) é um teste F restrito. A hipótese nula do teste é que todos os interceptos diferenciais são nulos. Caso a hipótese nula não seja rejeitada, optamos pelo modelo *pooled*. Já em caso de a estatística do teste ser estatisticamente significativa, rejeitamos que os diferenciais são iguais a zero e, portanto, opta-se pelo modelo de efeitos fixos.

Para a escolha entre as técnicas de EF e EA, é aplicado o teste de Hausman. O teste proposto por Hausman (1978) tem uma distribuição assintótica χ^2 . A hipótese nula é de que os estimadores de EF e EA não diferem substancialmente se a hipótese de independência entre o termo específico ε_{it} com os regressores for válida. Neste caso, EA é mais eficiente que EF. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que o modelo de EA não é o mais adequado, dado que os efeitos aleatórios considerados componentes do termo de erro são correlacionados com um ou mais regressores (GUJARATI; PORTER, 2011).

4.2 Dados e Variáveis

Para alcançar os objetivos da presente pesquisa, foram utilizados dados do Atlas do Desenvolvimento Humano nos Municípios 2013 (PNUD/FJP/IPEA, 2013) realizado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), Fundação João Pinheiro (FJP) e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Também foram utilizados dados da

fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE), vinculada à Secretaria de Planejamento e Gestão do Estado de São Paulo. Foram coletados dados referentes aos 645 municípios do estado de São Paulo para os anos de 1991, 2000 e 2010. O Quadro 3 apresenta uma breve descrição das variáveis a serem consideradas no modelo.

Quadro 3 – Resumo das variáveis

Variável	Descrição	Unidade	Fonte	Sinal esperado
G	Coeficiente de Gini	0 a 1	PNUD	
L	Índice L de Theil	$0 \rightarrow \infty$	PNUD	
rdpc	Renda <i>per capita</i>	R\$ 2010	PNUD	+
rdpc ²	Renda <i>per capita</i> ao quadrado	R\$ 2010	PNUD	-
rdpc ³	Renda <i>per capita</i> ao cubo	R\$ 2010	PNUD	-
pop_urb	Razão da população urbana sobre o total da população	%	PNUD	-
Khumano	Percentual da população de 18 anos ou mais com ensino médio completo	%	PNUD	-
emp_ind	Proporção dos empregados no setor industrial em relação ao total de empregados	%	SEADE	-
emp_ser	Proporção dos empregados no setor de serviços em relação ao total de empregados	%	SEADE	

Fonte: Elaboração própria

Como forma de mensurar a desigualdade, opta-se pela utilização de dois índices distintos em dois modelos. Os índices escolhidos foram os índices de desigualdade de Gini e L de Theil. O coeficiente de Gini é um instrumento criado para medir o grau de concentração de renda em determinado grupo. Sinaliza a diferença entre os rendimentos dos mais pobres e dos mais ricos. Afere o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita. Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade, a 1, quando a desigualdade é máxima. O universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes.

O índice L de Theil, por sua vez, é o logaritmo da razão entre as médias aritmética e geométrica da renda domiciliar per capita dos indivíduos, sendo nulo quando não houver desigualdade de renda entre eles e tende ao infinito quando a desigualdade tender ao máximo.

Como forma de mensurar o crescimento econômico, em acordo com a literatura pregressa, opta-se por utilizar a renda *per capita* domiciliar dada pela “razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes

e o número total desses indivíduos” (PNUD; FJP; IPEA, 2013). Os valores de renda per capita se encontram em reais de agosto de 2010, já excluídas as variações inflacionárias.

Foram acrescentadas ao modelo original quatro variáveis de controle: proporção da população urbana sobre a população total, disponibilidade de capital humano, proporções do emprego no setor de serviços e na indústria em relação ao total de empregos formais. As variáveis de proporção da população urbana e de emprego na indústria se relacionam às hipóteses básicas da CK.

Como *proxy* para capital humano disponível foi utilizada a proporção de pessoas maiores de 18 anos com ensino médio completo. A justificativa para adição desta variável se baseia na Teoria do Capital Humano de Schultz (1973), para qual “a educação é fundamental para ‘criar e aumentar’ o capital humano [...] e é tida como um dos fatores que auxiliam no desenvolvimento e na distribuição social de renda” (LENARDÃO; DA SILVA, 2010).

4.3 Especificação do Modelo

Considerando as variáveis independentes apresentadas, temos a especificação dos quatro modelos a serem estimados para cada variável dependente e divididos em dois grupos. No primeiro grupo, apresenta-se a versão da forma funcional proposta por Ahluwalia (1976a, 1976b) e estão os modelos que testam a curva em formato de “U” invertido, com as variáveis de renda *per capita* em nível e ao quadrado. O modelo 1 descreve a estrutura básica e o modelo 2 considera a adição das variáveis de controle para ambas as variáveis dependentes. De maneira similar, os modelos 3 e 4, segundo grupo, contam ainda com a adição da variável de renda a cubo, modificação proposta por List e Gallet (1999), a fim de testar a existência de uma curva em formato de N.

Assim sendo, os modelos a serem estimados pelo método de Efeitos Fixos para o coeficiente de Gini e índice L de Theil são descritos por:

$$G_{it} = \alpha_1 + \beta_1 rdp_{it} + \beta_2 (rdp_{it})^2 + u_{it} \quad (\text{modelo 1 – GINI})$$

$$L_{it} = \alpha_1 + \beta_1 rdp_{it} + \beta_2 (rdp_{it})^2 + u_{it} \quad (\text{modelo 1 – Theil})$$

$$G_{it} = \alpha_1 + \beta_1 rdp_{it} + \beta_2 (rdp_{it})^2 + \beta_3 pop_urb_{it} + \beta_4 K_{humano}_{it} + \beta_5 emp_ind_{it} + \beta_6 emp_ser + u_{it} \quad (\text{modelo 2 – Gini})$$

$$L_{it} = \alpha_1 + \beta_1 rdp_{it} + \beta_2 (rdp_{it})^2 + \beta_3 pop_urb_{it} + \beta_4 K_{humano}_{it} + \beta_5 emp_ind_{it} + \beta_6 emp_ser + u_{it} \quad (\text{modelo 2 – Theil})$$

$$G_{it} = \alpha_1 + \beta_1 rdp_{it} + \beta_2 (rdp_{it})^2 + \beta_3 (rdp_{it})^3 + u_{it} \quad (\text{modelo 3 – GINI})$$

$$L_{it} = \alpha_1 + \beta_1 rdp_{it} + \beta_2 (rdp_{it})^2 + \beta_3 (rdp_{it})^3 + u_{it} \quad (\text{modelo 3 – Theil})$$

$$G_{it} = \alpha_1 + \beta_1 rdp_{it} + \beta_2 (rdp_{it})^2 + \beta_3 (rdp_{it})^3 + \beta_3 pop_{urb_{it}} + \beta_4 K_{humano_{it}} + \beta_5 emp_{ind_{it}} + \beta_6 emp_{ser} + u_{it} \quad (\text{modelo 4 – Gini})$$

$$L_{it} = \alpha_1 + \beta_1 rdp_{it} + \beta_2 (rdp_{it})^2 + \beta_3 (rdp_{it})^3 + \beta_3 pop_{urb_{it}} + \beta_4 K_{humano_{it}} + \beta_5 emp_{ind_{it}} + \beta_6 emp_{ser} + u_{it} \quad (\text{modelo 4 – Theil})$$

Salienta-se que, de acordo com a literatura acerca da CK, é necessário que $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$, assim como ambos os coeficientes sejam estatisticamente significantes para que sejam encontradas evidências da existência da CK em formato de “U” invertido para os municípios paulistas nos modelos 1 e 2. Já para os modelos com variável cúbica de renda (modelos 3 e 4), para a existência da curva em formato de N é necessário que $\beta_1 > 0$, e $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 > 0$, além de todos os coeficientes serem estatisticamente significantes.

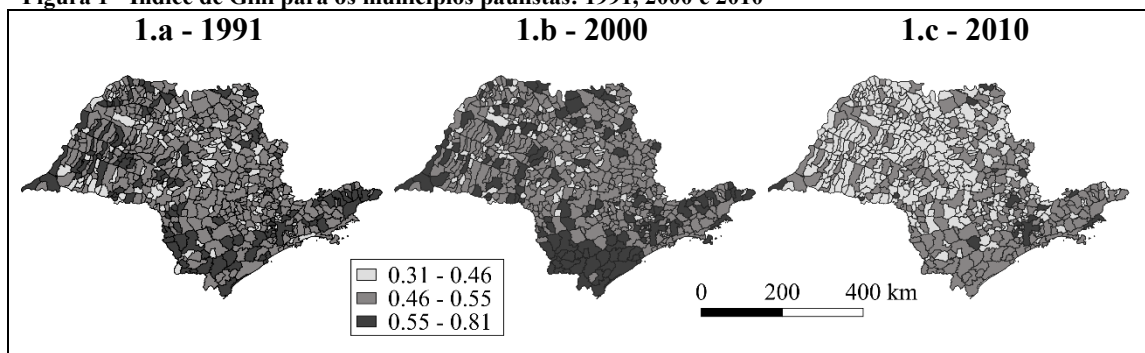
5 RESULTADOS

5.1 Análise descritiva

Antecedendo os resultados das estimações, realiza-se aqui uma análise descritiva das principais variáveis dos modelos. Para tanto serão investigados os comportamentos dos indicadores de desigualdade e de renda para os municípios paulistas ao longo de todo o período. Bem como observações prévias acerca da relação entre os dois indicadores de desigualdade e o crescimento econômico

Observa-se, em geral, aumentos na desigualdade para os municípios do estado de São Paulo na década de 1990. Tanto para o coeficiente de Gini (Figura 1) quanto para o índice L de Theil (Figura 2), as evidências apontam para uma maior concentração de renda em 2000 (Figura 1.b) e (Figura 2.b) em relação aos valores de 1991 (Figura 1.a) e (Figura 2.a). É preciso ressaltar, contudo, que para o coeficiente de Gini o crescimento da desigualdade se concentrou mais na parte sul do estado ao passo que para o índice de Theil a concentração de renda se espalha de maneira mais uniforme em todo o estado.

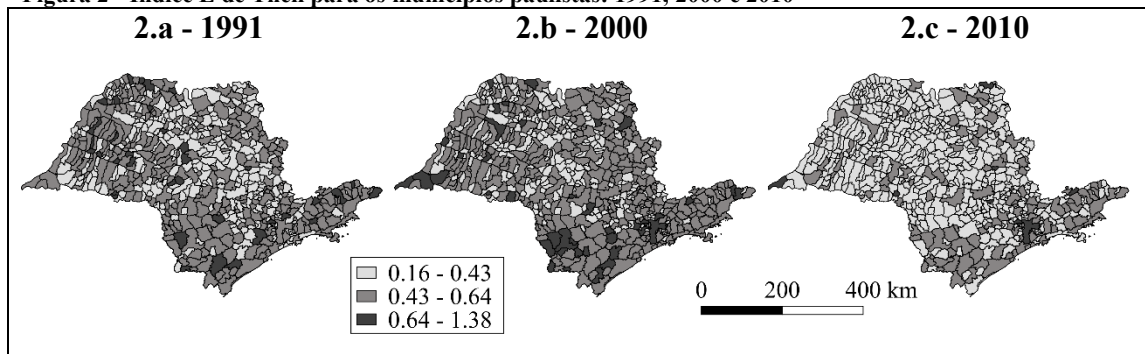
Figura 1 - Índice de Gini para os municípios paulistas: 1991, 2000 e 2010



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados da PNUD/FJP/IPEA (2013)

Já na década de 2000, constata-se um movimento inverso. Os valores para o coeficiente de Gini (Figura 1.c) e índice L de Theil (Figura 2.c) no ano de 2010 indicam uma reversão no processo de crescimento desigualdade com valores finais, na maior parte dos casos, inferiores aos de 1991. Ambos os índices apresentam valores superiores nas regiões sul e leste do estado, enquanto os menores valores se concentram nas regiões centro e oeste no período em geral.

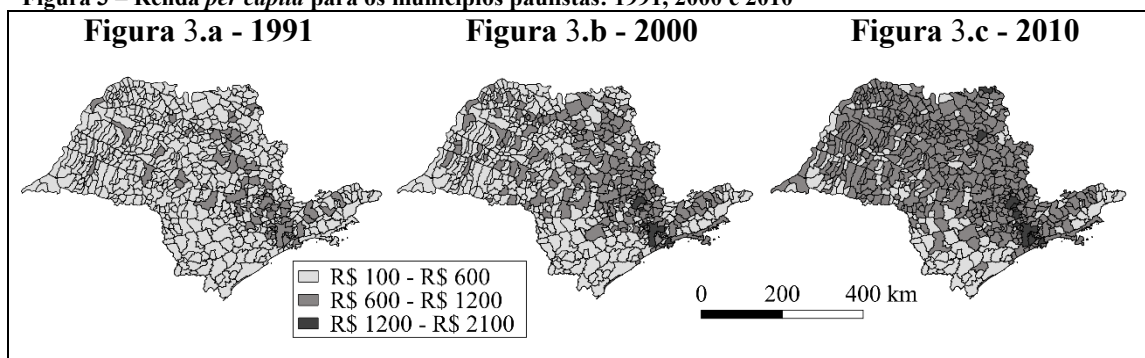
Figura 2 - Índice L de Theil para os municípios paulistas: 1991, 2000 e 2010



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados da PNUD/FJP/IPEA (2013)

Em relação à renda *per capita*, percebe-se, sobretudo, um crescimento real em todo período (Figura 3). Os aumentos, no entanto, são notadamente superiores para a década de 2000. No início da década de 1990 (Figura 3.a), a renda *per capita* da grande maioria dos municípios paulistas era inferior a R\$ 600. Ao final da década da década de 1990 (Figura 3.b), observa-se um crescimento da renda principalmente na região leste e nordeste do estado, muito embora a grande maioria dos municípios só superou o nível de renda do início dos anos 1990 durante os anos 2000 (Figura 3.c).

Figura 3 – Renda *per capita* para os municípios paulistas: 1991, 2000 e 2010

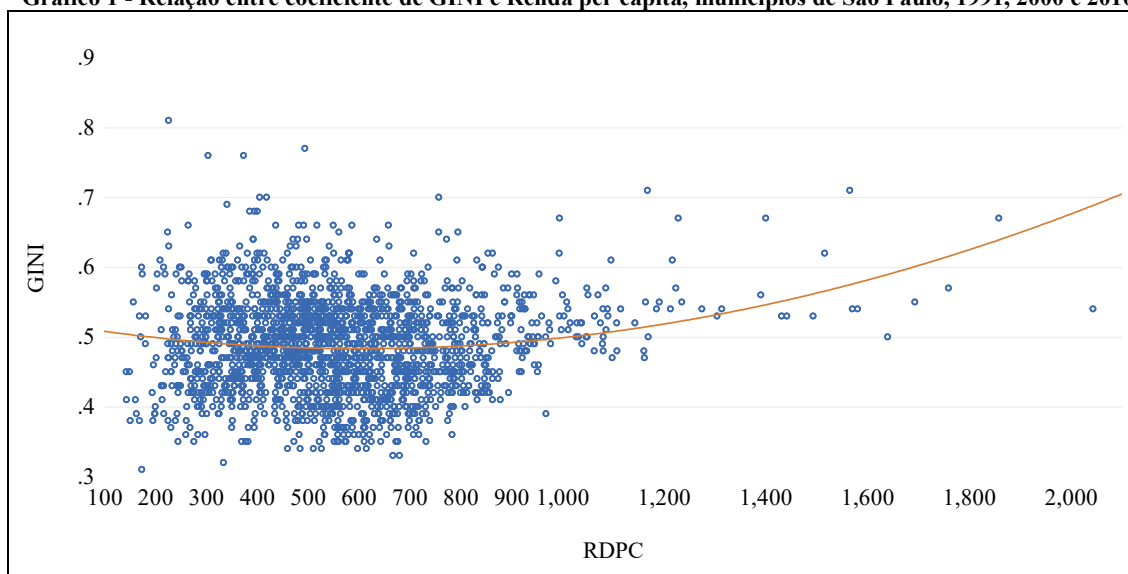


Fonte: Elaboração Própria a partir de dados da PNUD/FJP/IPEA (2013)

Nota-se, ainda, que a região leste, que comporta a região metropolitana de São Paulo, apresenta os altos níveis de desigualdade e também os maiores valores de renda *per capita*. Ao mesmo tempo que a região sul, de menor renda em todo o período, também exibe valores altos para a desigualdade de renda no período em geral.

No que se refere à relação entre desigualdade medida pelo coeficiente de Gini e crescimento econômico (Gráfico 1), observa-se, quase sempre, que para valores mais altos de renda *per capita* (notadamente acima de R\$ 1000) o coeficiente de Gini não apresenta valores inferiores aos coeficientes relacionados a níveis mais baixos de renda. Como, para o coeficiente de Gini, quanto mais próximo de 0, menor a desigualdade, aparentemente não existem indícios iniciais de que aumentos na renda *per capita* estejam associados a redução da desigualdade.

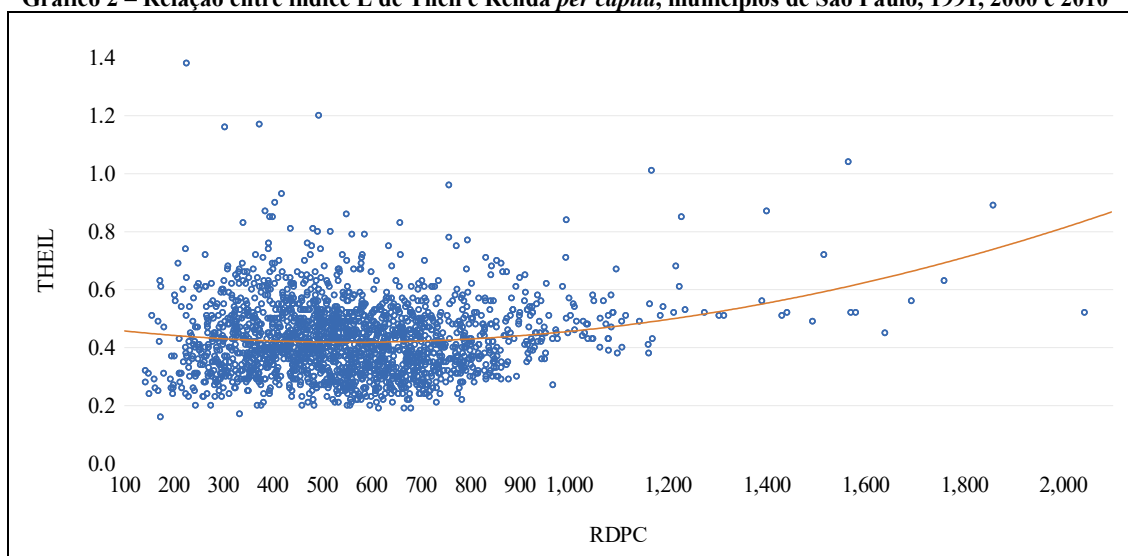
Gráfico 1 - Relação entre coeficiente de GINI e Renda per capita, municípios de São Paulo, 1991, 2000 e 2010



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados da PNUD/FJP/IPEA (2013)

Ao considerar o gráfico de dispersão do índice L de Theil em relação à renda *per capita* dos municípios paulistas (Gráfico 2), os resultados são semelhantes: quando a renda *per capita* cresce acima de R\$ 1000, os maiores valores do índice sugerem maiores níveis de desigualdade social em relação à renda inferior a este patamar. Contudo, para ambas as medidas de desigualdade, os maiores valores se encontram para os níveis mais ínfimos de renda.

Gráfico 2 – Relação entre índice L de Theil e Renda *per capita*, municípios de São Paulo, 1991, 2000 e 2010



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados da PNUD/FJP/IPEA (2013)

É possível inferir, a princípio, que maiores valores de desigualdade para os dois indicadores se encontram nos extremos dos níveis de renda. Contudo, para níveis inferiores de renda, se verifica uma maior diversidade nos indicadores de desigualdade, enquanto para valores acima de R\$ 1000, os indicadores apontam um grau mais elevado de desigualdade quando comparado com o geral. Dessa forma, sugere-se uma relação que se aproxima de uma curva em formato de U regular para a relação entre desigualdade e crescimento econômico, com inclinação positiva e notadamente superior a partir de níveis intermediários de renda *per capita*.

5.2 Estimação

A seguir os resultados estão apresentados agrupando os modelos com coeficiente de Gini e índice L de theil para renda *per capita* em nível e ao quadrado (Tabela 1) e os modelos acrescidos da variável de renda *per capita* ao cubo (Tabela 2). Segundo os testes de Chow e

Hausman, o método de estimação mais adequado para todos os modelos iniciais é a estimação por Efeitos Fixos (1). Isto está de acordo com o fato de que a base de dados utilizada engloba todos os municípios do estado de São Paulo e, portanto, representa a população total e não uma amostra da população total.

Tabela 1 - Resultados das estimações para coeficiente de Gini e índice L de Theil

	Coeficiente de GINI		Índice L de Theil	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2
<i>c</i>	0,1166 (0,3115)	2,7006*** (0,3376)	-0,2587 (0,6015)	4,4077*** (0,6463)
<i>rdpc</i>	0,1823* (0,1013)	-0,7778*** (0,1117)	0,3095 (0,1956)	-1,4349*** (0,2139)
<i>rdpc2</i>	-0,0196** (0,0082)	0,0731*** (0,0093)	-0,0318** (0,0159)	0,1378*** (0,0177)
<i>popurb</i>		-0,1074*** (0,0256)		0,2212*** (0,0490)
<i>khumano</i>		-0,0053*** (0,0003)		-0,0098*** (0,0005)
<i>emp_ind</i>		-0,0008*** (0,0001)		-0,0014*** (0,0003)
<i>emp_ser</i>		0,0002** (0,0001)		0,0005** (0,0002)
<i>r2</i>	0,5408	0,6924	0,5180	0,6781
Chow	2,3180	3,0655	2,0992	2,8884
<i>p-valor</i>	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000***
Hausman	201,7295	176,4115	146,4392	153,2286
<i>p-valor</i>	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000***

Fonte: Elaboração Própria

Notas:

*, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente

Erros-padrão robustos entre parêntesis

O modelo 1 para o coeficiente de Gini - considerando apenas a renda e sua forma quadrática - indica a existência de uma curva em formato de “U invertido” com coeficiente em nível positivo e quadrático negativo, ambos significativos a 10% e 5% respectivamente. A renda em nível, no modelo 1 para o índice L de theil, apesar de ter apresentado sinal positivo não possui significância estatística a 10%, 5% ou 1%. Dessa forma, já que a renda ao quadrado apresentou sinal negativo e significância estatística a 5%, o modelo indica uma redução monotônica na desigualdade para grandes variações positivas de renda.

Em ambos os casos, quando adicionadas as variáveis de controle – modelo 2 - os sinais dos coeficientes de renda se inverteram. Assim sendo, a curva assume a forma de “U” e não “U invertido”. Os valores dos R^2 aumentaram invariavelmente com o acréscimo das variáveis de controle, o que indica que é provável que tais modelos estejam mais bem estruturados.

Para os modelos com variáveis de controle a principal diferença se encontra no sinal do estimador da variável de razão da população urbana, significativa estatisticamente a 1% em ambos. O sinal negativo para estimador no modelo que tem como variável dependente o coeficiente de Gini indica que uma maior proporção da população em áreas urbanas tende a aumentar a desigualdade, quando esta é mensurada pelo Gini. Por outro lado, considerando o índice L de Theil como variável dependente, o sinal positivo do coeficiente indica que aumentos na razão a população urbana sobre o total tende a aumentar a desigualdade.

As demais variáveis de controle – quais sejam disponibilidade de capital humano e proporção do emprego na indústria e nos serviços – apresentam sinais iguais para os modelos com coeficiente de Gini e índice L de Theil. Em tempo, salvo a variável de razão do emprego no setor de serviços sobre o total – que apresentou significância estatística a 5% - todas as variáveis de controle foram ainda significativas a 1% em todos os modelos.

A variável de disponibilidade de capital humano, medido pela proporção da população com mais de 18 anos com ensino médio completo, apresentou sinal negativo de acordo com o esperado. Pode-se inferir, por meio disso, que uma maior disponibilidade de capital humano tende a diminuir a desigualdade medida pelo coeficiente de Gini e pelo índice L de Theil. Embora o coeficiente seja sensivelmente maior para o modelo de Theil quando comparado ao modelo de Gini, não é possível inferir que o impacto do capital humano seja superior no primeiro caso dado que enquanto o coeficiente de Gini varia entre 0 e 1, o índice L de Theil não possui limite superior.

Em relação ao emprego na indústria e no setor de serviços, os valores dos coeficientes foram negativos e positivos, respectivamente. Observa-se, assim, que uma maior proporção de empregos na indústria tende a diminuir a desigualdade enquanto, por outro lado, uma maior razão de empregos no terceiro setor tende a aumentar a desigualdade.

Tabela 2 – Resultados das estimações para coeficiente de Gini e índice L de Theil com variável de renda ao cubo

	Coeficiente de GINI		Índice L de Theil	
	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 3	Modelo 4
<i>C</i>	-19.1436*** (2.4872)	-10.2600*** (2.7752)	-34.1897*** (4.8217)	-17.7551*** (5.3236)
<i>Rdpc</i>	9.6229*** (1.2140)	5.4788*** (1.3346)	16.9411*** (2.3535)	9.2641*** (2.5600)
<i>rdpc2</i>	-1.5565*** (0.1971)	-0.9306*** (0.2135)	-2.7394*** (0.3822)	-1.5785*** (0.4096)
<i>rdpc3</i>	0.0831*** (0.0107)	0.0535*** (0.0114)	0.1464*** (0.0207)	0.0914*** (0.0218)
<i>Popurb</i>		-0.1018*** (0.0254)		-0.2116*** (0.0487)
<i>Khumano</i>		-0.0051*** (0.0003)		-0.0097*** (0.0005)
<i>emp_ind</i>		-0.0007*** (0.0001)		-0.0013*** (0.0003)
<i>emp_ser</i>		0.0002** (0.0001)		0.0005* (0.0002)
<i>r2</i>	0.5616	0.6981	0.5361	0.6828
Chow	2.3814	3.1300	2.1191	2.9197
p-valor	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000***
Hausman	176.310728	180.280075	117.999877	150.517767
p-valor	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000***

Fonte: Elaboração Própria

Notas:

*, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente

Erros-padrão robustos entre parêntesis

Quando se adiciona a variável cúbica da renda aos modelos iniciais é possível observar, em geral, resultados mais consistentes. Novamente, o método de estimação por Efeitos Fixos se mostrou o mais adequado de acordo com os testes de Chow e Hausman (Tabela 2). Tanto para o coeficiente de Gini quanto para o índice L de Theil os coeficientes renda em nível e cúbico foram positivos e o coeficiente quadrático foi negativo, todos significativos a 1%. Neste caso, existem fortes evidências para uma curva em formato de “N” para a relação entre desigualdade e renda para ambos os indicadores.

No que diz respeito às variáveis de controle, em geral os estimadores foram estatisticamente significantes a 1%. A única exceção foi a variável de proporção do emprego no setor de serviços que apresentou significância de 5% e 10% nos modelos com Gini e L de Theil, respectivamente. Nota-se ainda que o estimador da variável de proporção da população

urbana tem sinal negativo nos dois modelos, enquanto no modelo para índice L de Theil sem a variável cúbica da renda o sinal era positivo. Assim sendo, nos modelos mais bem estruturados, maior proporção de população urbana em relação ao total se relaciona a menores níveis de desigualdade.

As demais variáveis de controle observaram comportamentos muito semelhantes aos modelos iniciais. Dessa forma, corrobora-se a hipótese de que a disponibilidade de capital humano se relaciona de forma negativa com a desigualdade, ou seja, aumentos na disponibilidade tendem a diminuir a desigualdade. Da mesma forma, não existem evidências que confirmem a hipótese de que aumentos na proporção de emprego no setor de serviços se relacionem a redução da desigualdade.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Buscou-se, neste trabalho, apresentar a relação proposta por Kuznets (1955) e apresentar diversos estudos que testam a hipótese proposta. Alguns deles corroboram e outros rejeitam a hipótese do “U invertido”. Apesar das diversas metodologias e estimativas distintas, esses estudos vêm, ao longo do tempo, aprofundando e aprimorando o conhecimento sobre a relação entre desigualdade e crescimento.

O objetivo foi verificar a hipótese da CK para os 645 municípios do estado de São Paulo para os anos de 1991, 2000 e 2010, ou seja, se a relação entre desigualdade e o crescimento da renda domiciliar *per capita* se traduz em forma de U invertido para os municípios paulistas. Utilizou-se neste estudo a técnica de dados em painel, que é recomendável por conseguir identificar a heterogeneidade entre os municípios, além disso, foram utilizadas as formas funcionais de Ahluwalia (1976b) e List e Gallet (1999) para testar a validade da hipótese de Kuznets.

Foram utilizadas as variáveis de renda domiciliar *per capita* linear, quadrática e cúbica; dois indicadores de desigualdade de renda, Gini e L de Theil. Como variáveis de controle foram utilizadas o percentual da população de 18 anos ou mais com ensino médio completo como *proxy* de capital humano; a razão da população urbana sobre o total da população; proporção dos empregados no setor industrial em relação ao total de empregados; proporção dos empregados no setor de serviços em relação ao total de empregados.

A escolha de dois índices de desigualdade teve como objetivo proporcionar maior robustez aos modelos estimados. Em certa medida o objetivo foi alcançado, considerando que para ambos os índices houve convergência de resultados.

Os resultados encontrados para os municípios paulistas, considerando a metodologia e a temporalidade utilizada, rejeitam a existência da CK para a relação proposta entre desigualdade e crescimento econômico. Observou-se, na verdade, a existência de uma curva em formato de “N”. Isso sugere que, depois de observada a relação de U invertido e para níveis elevados de renda, há uma tendência de recrudescimento da desigualdade.

REFERÊNCIAS

- AHLUWALIA, M. S. Inequality, poverty and development. **Journal of development economics**, v. 3, n. 4, p. 307–342, 1976a.
- AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: some stylized facts. **American Economic Review**, v. 66, n. 2, p. 128–135, 1976b.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income distribution , political instability , and investment. **European Economic Review**, v. 40, p. 1203–1228, 1996.
- ANAND, S.; KANBUR, S. M. R. Inequality and development A critique. **Journal of Development Economics**, v. 41, n. 1, p. 19–43, 1993a.
- ANAND, S.; KANBUR, S. M. R. The Kuznets process and the inequality—development relationship. **Journal of Development Economics**, v. 40, n. 1, p. 25–52, fev. 1993b.
- BAGOLIN, I.; 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)**. II Encontro de Economia Gaúcha. **Anais...2004**
- BARRO, R. J. Inequality and Growth in a Panel of Countries* Robert J. Barro, Harvard University June 1999. **Harvard University**, v. 5, n. June, p. 2–48, 2000.
- BARROS, L. C.; GOMES, F. A. R. Desigualdade e Desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros? **Análise Econômica**, v. 26, n. 50, p. 57–81, 2008.
- BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A. A.; KLOECKNER, R. A desigualdade econômica no Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets. **Ensaio FEE**, v. 23, p. 443–466, 2002.
- CHOW, G. C. Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions.

Econometrica, v. 28, n. 3, p. 591–605, jul. 1960.

GLAESER, E. **Inequality**. NBER Working Paper. **Anais...**Cambridge, MA: ago. 2005Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w11511.pdf>>

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. ed. São Paulo: AMGH Editora Ltda., 2011.

HAUSMAN, J. A. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1251–1271, nov. 1978.

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?** APEC - XXII Encontro Nacional de Economia. **Anais...**João Pessoa: 2004

KUZNETZ, S. Economic Growth and Income Inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1–28, 1955.

LENARDÃO, E.; DA SILVA, E. C. **Teoria do Capital Humano e a Relação Educação e Capitalismo**. VIII Seminário de Pesquisa em Ciências Humanas SEPECH. **Anais...**Londrina: 2010

LEWIS, W. A. Economic Development with Unlimited Supplied of Labour. **Manchester School of Economic and Social Studies**, v. 22, n. 2, p. 139–191, 1954.

LINHARES, F. et al. A hipótese de Kuznets e mudanças na relação entre desigualdade e crescimento de renda no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 42, n. 3, p. 403–432, 2012.

LINHARES, F.; ERNESTO, P. Existe uma curva de Kuznets? Uma Análise para os Dados Nordestinos sob a Perspectiva do. **VII Encontro - Economia do Ceará em Debate**, 2011.

LIST, J. A.; GALLET, C. A. The Kuznets Curve: What Happens After the Inverted-U? **Review of Development Economics**, v. 3, n. 2, p. 200–206, 1999.

PEROTTI, R. Political Equilibrium , Income Growth. **The Review of Economic Studies**, v. 60, n. 4, p. 755–776, 2013.

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

PIKETTY, T. **O Capital no Século XXI**. digital:20 ed. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2013.

PNUD; FJP; IPEA. **Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil**. Disponível em: <<http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>>. Acesso em: 17 set. 2018.

SALVATO, M. A. et al. Crescimento e Desigualdade: Evidências da Curva de Kuznets para os Municípios de Minas Gerais–1991/2000. **Revista Economia & Gestão**, v. 6, n. 13, p. 1–16, 2006.

SCHULTZ, W. T. **O Capital Humano: Investimentos em Educação e Pesquisa**. Rio de Janeiro: Zahar, 1973.

SEN, A. K. **Desenvolvimento como liberdade**. 8. ed. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

TABOSA, F. J. S.; AMARAL FILHO, J.; GOMIDE, U. S. Reexaminando a Curva De Kuznets: Evidências Para O Brasil No Período De 1981-2009. **REDES - Revista do Desenvolvimento Regional**, v. 21, n. 2, p. 245–266, 2016.

TAQUES, F. H.; MAZZUTTI, C. C. T. P. C. Qual a Relação entre Desigualdade de Renda e Nível de Renda Per Capita? Testando a hipótese de kuznets para as Unidades Federativas Brasileiras. **Planejamento e Políticas Públicas - PPP**, n. 35, p. 162–186, 2010.