

QUAL A RELAÇÃO ENTRE DESIGUALDADE DE RENDA E NÍVEL DE RENDA *PER CAPITA*? TESTANDO A HIPÓTESE DE KUZNETS PARA AS UNIDADES FEDERATIVAS BRASILEIRAS*

Fernando Henrique Taques**

Caio Cícero de Toledo Piza da Costa Mazzutti***

O objetivo deste trabalho é investigar se há uma relação direta entre desigualdade de renda e nível de renda *per capita* para as unidades federativas brasileiras no período entre 1995 e 2008. A hipótese de Kuznets (1955), também conhecida como hipótese do U invertido, sugere uma correlação positiva, a curto prazo, entre desigualdade de renda e nível de renda *per capita*, que seria revertida no longo prazo, configurando uma relação U invertido entre desigualdade de renda e nível de renda *per capita*. Este trabalho utiliza econometria de dados de painel e dois indicadores de desigualdade de renda – coeficiente de Gini e L de Theil – para testar essa relação empiricamente. Os resultados obtidos indicam que há pouco suporte empírico para a hipótese do U invertido de Kuznets.

Palavras-chave: Curva de Kuznets; Desigualdade; Dados de Painel; U invertido.

WHAT IS THE RELATIONSHIP BETWEEN INCOME INEQUALITY AND LEVEL OF INCOME *PER CAPITA*? TESTING FOR A KUZNETS HYPOTHESIS OF THE BRAZILIAN STATES

This paper aims to investigate the relationship between income inequality and level of income per capita looking at the Brazilian states from 1995 to 2008. The Kuznets hypothesis (1955), also known as inverted-U hypothesis, suggests a short run positive correlation between inequality and income per capita. Such relationship would tend to be reverted in the long run therefore configuring an inverted-U correlation between those two variables. This paper makes use of a panel data at the level of Brazilian states as well as two measures of income inequality, the Gini coefficient and Theil-L indexes, to test empirically this relationship. According to results, the inverted-U hypothesis is weakly supported by the data.

Keywords: Kuznets Curve; Inequality; Panel Data; Inverted-U.

* Os autores agradecem a Priscilla Albuquerque Tavares pelas valiosas contribuições e também aos dois pareceristas anônimos da PPP. Quaisquer erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

** Mestrando em Economia pelo PEPGEP/PUC-SP. Endereço eletrônico: fernando-taques@hotmail.com

*** Doutorando em Economia pela EESP/FGV-SP. Endereço eletrônico: ctpiza@gmail.com

¿CUÁL ES LA RELACIÓN ENTRE DESIGUALDAD DE INGRESOS Y NIVEL DE RENTA PER CÁPITA? PRUEBAS DE HIPÓTESIS DE KUZNETS DE LOS ESTADOS BRASILEÑOS

El objetivo de este estudio es investigar si existe una relación directa entre la desigualdad de ingresos y la renta per capita para los estados de Brasil entre 1995 y 2008. La hipótesis de Kuznets (1955), también conocido como la hipótesis de la U invertida, sugiere una correlación positiva en el largo plazo, formando una relación de U invertida entre la desigualdad del ingreso y el ingreso per capita. Este trabajo utiliza datos de panel econométricos y dos indicadores de desigualdad de ingresos, el coeficiente de Gini y Theil L, para probar esta relación empíricamente. Los resultados indican que hay poco apoyo empírico para la hipótesis de la U invertida de Kuznets.

Palabras clave: Kuznets; Desigualdad; Panel Econométricos; U invertida.

QUEL EST LE LIEN ENTRE INÉGALITÉ DU REVENU ET NIVEAU DE REVENU PAR HABITANT? ESSAI POUR UN HYPOTHÈSE DE KUZNETS DES ÉTATS DU BRÉSIL

L'objectif de cette étude est de chercher des preuves de la relation directe entre l'inégalité des revenus et la revenus par habitant pour les états du Brésil entre 1995 et 2008. L'hypothèse de Kuznets (1955), également connu comme en U-inversé hypothèse suggère une corrélation positive dans le court terme des inégalités de revenus et la revenus par habitant serait renversé, dans le long terme, en donnant la forme d'un U-inversé des inégalités de revenus et la revenus par habitant. Ce étude utilise l'économétrie de données de panel et avec l'utilisation des indicateurs de Gini et Theil L, pour tester cette relation empirique. Les résultats indiquent que ya peu de données empiriques pour soutenir l'hypothèse de l'U-inversé de Kuznets.

Mots-clés: Kuznets; Inégalités; Donnés de Panel; U-inversé.

INTRODUÇÃO

As discussões sobre a relação entre nível de renda *per capita* (uma *proxy* para desenvolvimento econômico) e desigualdade de renda tiveram maior repercussão no debate econômico após a publicação dos trabalhos pioneiros de Simon Kuznets nos anos 1950 e 1960. A partir de então, diversos estudos e métodos foram elaborados com o intuito de mensurar a desigualdade de renda, tanto para países desenvolvidos como para países em desenvolvimento.¹

A relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda ainda é tema de controvérsia no debate econômico atual. Alguns estudos como o de Dein-

1. 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).

ger e Squire (1996a, 1998), Ravallion e Chen (1997), Easterly (1999) e Dollar e Kraay (2002) sugerem que o crescimento econômico não está relacionado a altos níveis de desigualdade de renda. Em contrapartida, outros autores postulam que a desigualdade de renda está relacionada ao crescimento econômico, conforme os trabalhos de Alesina e Rodrick (1994) e Alesina e Perotti (1996).

Deve-se enfatizar que a maioria desses trabalhos assume o nível de renda *per capita* como um indicador de desenvolvimento econômico. Dessa forma, a correlação verificada entre nível de renda *per capita* e desigualdade de renda conduziu o debate para a relação entre desenvolvimento econômico e desigualdade de renda. Com as evidências apresentadas nos trabalhos de Kuznets, por exemplo, passou-se a acreditar que os países com baixo grau de desenvolvimento tenderiam a verificar maior nível de desigualdade de renda a curto prazo e que tal relação tenderia a se reverter à medida que tais países galgassem as etapas necessárias para atingir níveis mais elevados de renda *per capita*.

Contudo, para Sen (2000), a mensuração do desenvolvimento econômico deve levar em conta as variáveis socioeconômicas como, por exemplo, o acesso à educação, a disponibilidade de serviços de saneamento e saúde, bem como a expectativa de vida. As variáveis unicamente relacionadas à renda seriam insuficientes para medir o nível de desenvolvimento econômico.²

Anand e Ravallion (1993 *apud* SEN, 2000, p. 61) constataram, por exemplo, 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 maiores dispêndios do Estado com serviços de saúde. Como resultado, os autores concluíram que não há evidências de que um aumento na expectativa de vida aumentaria a renda *per capita*, mas, sim —, que esta relação tenderia a ser maior quando houvessem gastos na área de saúde e redução no nível de pobreza.

Utilizar-se-á a terminologia *desenvolvimento econômico* como sinônimo de nível de renda *per capita* apenas com o propósito de ser condizente com a literatura que motivou este trabalho.

Fields (2002), por exemplo, alerta que a desigualdade de renda pode ser definida em termos absolutos ou relativos. A desigualdade absoluta, por exemplo, olha para a distância interquartil da renda, ao passo que a desigualdade relativa é mensurada pela proporção da renda das classes da população (razões entre quartis de renda, por exemplo).

Este trabalho segue o que tem sido a abordagem padrão nessa literatura e adota medidas de desigualdade relativas. Uma das justificativas para tal es-

2. Para mais detalhes sobre a discussão da dimensão do desenvolvimento econômico, ver Sen (2000).

colha reside no fato de as medidas absolutas serem diretamente afetadas pelo crescimento econômico.

Dessa forma, o objetivo deste trabalho é investigar como a desigualdade de renda e o nível de renda *per capita* se relacionaram no período entre 1995 e 2008. O estudo investiga essa relação a partir de um painel dos estados brasileiros (mais o Distrito Federal) e utiliza duas medidas de desigualdade de renda como uma forma de testar a robustez dos resultados.

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, 1976a), com o método de *cross-section*, Anand e Kanbur (1993), Brenner, 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 refere-se ao fato dos estudos utilizarem indicadores distintos (para mensurar tanto a desigualdade quanto o crescimento econômico) e à limitação do método econométrico: em ambos os casos, os resultados podem levar a conclusões equivocadas.³

Outros autores testaram a hipótese do U invertido com dados referentes ao Brasil. Entre estes, citam-se os trabalhos de Barros e Gomes (2007), Porto Júnior *et al.* (2007), Bêni, Marquetti e Kloeckner (2002), Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004) e Salvato *et al.* (2006).

Bêni, Marquetti e Kloeckner (2002) sugerem que a utilização de dados para períodos maiores de tempo e as diversas medidas de desigualdade de renda e desenvolvimento econômico conferem maior poder explicativo aos estudos. Neste sentido, o diferencial deste trabalho em relação a outros estudos é a utilização dos métodos de especificação de *pooled cross-section*, dados em painel (efeitos fixo e aleatório) e primeira diferença para os dados referentes aos estados brasileiros. Este trabalho também adiciona *dummies* para os estados com IDH alto (SP, RJ, DF e SC) para prevenir as estimativas da presença de *outliers*.

O trabalho está dividido em cinco seções, além desta introdução e da conclusão. A primeira parte apresenta o referencial teórico da hipótese de Kuznets. Na segunda são listados trabalhos empíricos tanto internacionais quanto nacionais. Na terceira seção são descritos os dados e as motivações empíricas. Na quarta são descritos os modelos econométricos utilizados para testar a validade da hipótese do U invertido para os estados brasileiros no período proposto. Por fim, a quinta parte é destinada a análise empírica dos resultados estimados para os modelos econométricos.

4. Fields (2002) assevera que o padrão do U invertido em *cross-section* não depende unicamente do crescimento econômico, mas também de fatores históricos, políticos e culturais.

1 A HIPÓTESE DE KUZNETS – ARCABOUÇO TEÓRICO

Um dos primeiros trabalhos que relaciona a desigualdade de renda e desenvolvimento econômico foi elaborado por Simon Kuznets (1955). A partir deste, surgiram diversos outros com interesse em estudar a relação entre o nível de crescimento econômico e a desigualdade de renda, bem como estudar a relação da desigualdade com o crescimento econômico.⁴ Vale a pena mencionar que o propósito de boa parte desses estudos é estimar uma relação empírica entre as duas variáveis em questão. Nesse sentido, na maioria dos trabalhos voltados à investigação do U invertido, não há uma preocupação direta com a estimação do efeito causal do desenvolvimento sobre a desigualdade (e vice-versa), assim como não há um modelo teórico que sugira o conjunto de regressores que devam ser incluídos no modelo econométrico.⁵

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

Em *Economic Growth and Income Inequality* (1955), Simon Kuznets utilizou um modelo dual com um setor agrícola e outro não agrícola – moderno e dinâmico – com o intuito de analisar a relação entre desigualdade de renda e o crescimento econômico. A suposição é que a desigualdade de renda se elevaria a curto prazo e, com o crescimento econômico, reduziria-se, configurando um U invertido.⁶

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 próspero e desigual. Isto se daria pela diferença de rendas da população de ambos os setores, que podem ser observadas por meio 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; JACINTO e TEJADA, 2004; BARRETO, JORGE NETO e TEBALDI, 2001).

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 estacionário⁷ da economia para uma economia dinâmica.

5. Fields (2002) apresenta uma série de estudos que relacionam a desigualdade de renda ao crescimento econômico.

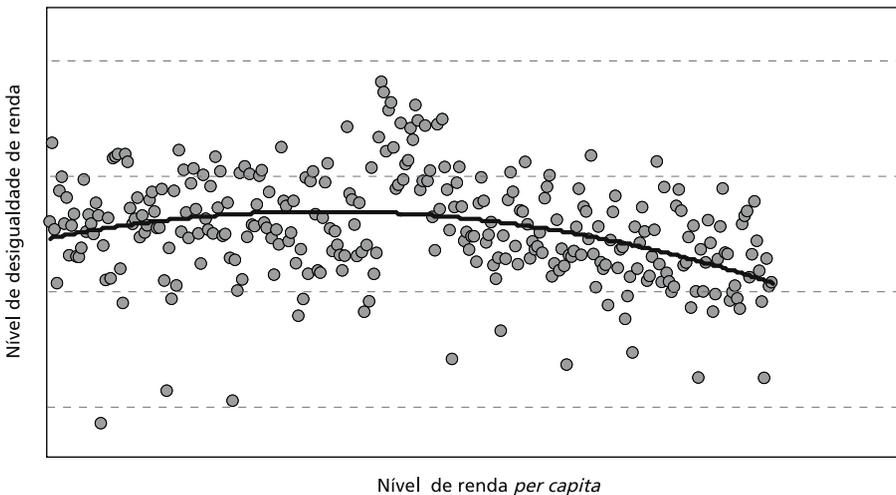
6. A literatura sobre determinantes do crescimento, por exemplo, tem sugerido que os modelos são flexíveis o suficiente para acomodar um grande número de variáveis de controle (o que Durlauf, Kourtellos e Tan chamam de *open-ended*), e que a estimação do efeito causal é muito dificultada devido à presença de viés de simultaneidade e dos problemas decorrentes de erros de medida (ver DURLAUF, KOURTELLOS e TAN, 2005).

7. 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).

8. Situação na qual as variáveis crescem a uma taxa constante (BARRO e SALA-I-MARTIN, 1999).

GRÁFICO 1

Representação da curva de Kuznets



Fonte: Elaboração dos autores.

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

Com o crescimento econômico impulsionado pela industrialização, a maioria da mão de obra estaria alocada no setor industrializado, configurando uma melhor distribuição dos rendimentos. A redistribuição mais igualitária seria obtida com a concentração de poupança, em decorrência da menor participação na renda dos indivíduos já estabelecidos no meio urbano (SALVATO *et al.*, 2006).

Esse fenômeno seria explicado pelo fato de a capacidade de auferir renda ser superior nos residentes das 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 de U invertido entre a desigualdade de renda e o desenvolvimento econômico.

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 nível de renda do país e quais fatores determinavam o comportamento destas variáveis.

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. Utilizando uma base de dados referente aos Estados Unidos, Reino Unido e uma limitada amostra para a Alemanha (Prússia e Saxônia), o autor sugere que uma distribuição de renda relativa, medida por meio da incidência de renda anual entre as classes, revelou um movimento de maior igualdade na década de 1920, apresentando-se também evidências no período anterior ao da Primeira Guerra Mundial.

Para os Estados Unidos, a desigualdade de renda diminuiu nos anos entre a crise de 1929 e o período pós-Segunda Guerra Mundial. Por sua vez, no Reino Unido, a desigualdade de renda diminuiu entre 1910 e 1947. Na 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. Para a Alemanha, como um todo, a desigualdade de renda declinou acentuadamente a partir de 1913, seguindo até 1920. Segundo Kuznets, este cenário se deu pela dizimação das grandes fortunas e pelos maiores rendimentos das classes mais baixas de renda (obtidos durante a Segunda Guerra e decorrentes da alta inflação). Todavia, o autor ressalta, ainda –, que houve aumento da desigualdade durante a década de 1930.

Fields (2002) 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 o nível de desenvolvimento econômico que determina se o grau de desigualdade de renda se altera, pois existem outras variáveis que podem influenciar a desigualdade, tais como: a natureza básica do sistema econômico, a estrutura de produção, a composição da pauta de exportações, os 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 etc. (FIELDS, 2002, p. 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 em que se verifica um 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 taxação sobre a renda e, por conseguinte, menor será o crescimento. O resultado empírico mostrou que tanto a desigualdade de terra quanto a concentração da renda são negativamente correlacionadas ao crescimento econômico.

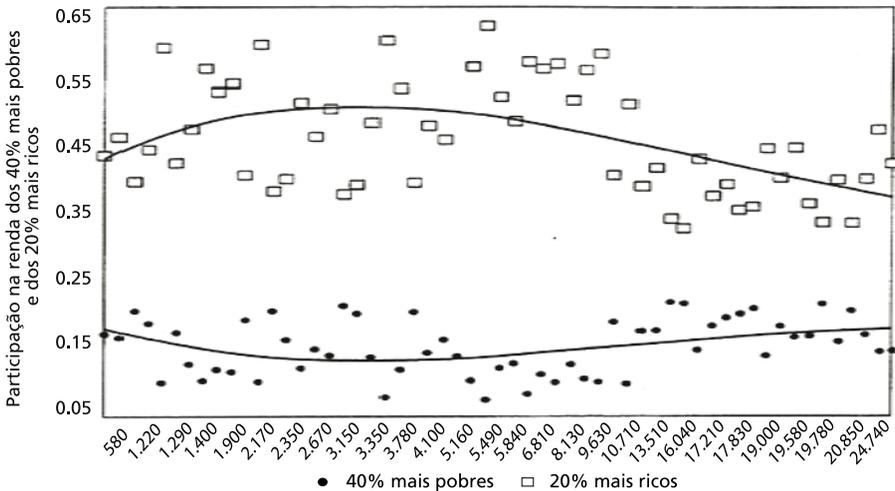
Para Glaeser (2005), as políticas incentivadas pelo setor público como o avanço da industrialização, o aumento da mão de obra industrial em detrimento da agrícola, ou mesmo o investimento em capital humano podem contribuir no crescimento econômico e na redução da desigualdade.

Alesina e Perotti (1994 *apud* SNOWDON e VANE, 2005, p. 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 dos mais pobres ao investimento em capital humano. Assim, uma vez que os indivíduos mais pobres utilizam-se de seus próprios recursos para financiar sua educação, estes investimentos poderiam 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 desigualdade. Neste caso, a queda na desigualdade reduziria os incentivos dos investidores através da tributação, reduzindo desta forma o nível crescimento econômico. Outros autores justificam que a desigualdade pode ser prejudicial para o crescimento. Benabou (1996) e Rodríguez (1999b) asseveram que “*Inequality can be harmful for growth either because redistribution is actually growth enhancing or because it has other indirect effects on growth*” *apud* RODRÍGUEZ, 2000, p. 5. Por fim, o terceiro mecanismo é decorrente da elevada desigualdade, que conduz os agentes a praticarem *rent seeking*, corrupção e atividades criminosas, contribuindo na redução do investimento e no produto.

Ray (1998), a partir dos dados de Deininger e Squire (1996) para 57 países (organizados em ordem crescente de renda *per capita*),⁸ revela que o valor dos rendimentos dos 40% mais pobres representa, em média, cerca de 15% da renda total, ao passo que os 20% mais ricos concentram cerca de metade da renda. Neste sentido, observa-se 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

Participação na renda dos 40% mais pobres e dos 20% mais ricos para os dados de Deininger e Squire (1996) e World Development Report (1995)



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.

Fields (2002) cita os estudos de Williamson e Lindert (1980) e Williamson (1985), nos quais o padrão do U invertido foi encontrado, respectivamente, para os Estados Unidos e para a Grã-Bretanha para séries de tempo. Contudo, estudos como o de Dumke (1991) e Thomas (1991) não apresentaram o mesmo padrão para a Alemanha e para a Austrália, respectivamente. Para o método de *cross-section*, diversos estudos foram realizados tanto para países desenvolvidos quanto para países em desenvolvimento, tais como Kuznets (1966), Adelman e Morris (1973), Ahluwalia (1974, 1976a), Chenery e Carter (1975).

12. Ray (1998, p. 23-24) apresenta os países e seus respectivos valores de renda *per capita* e a participação correspondente nos grupos de renda.

QUADRO 1

Evidências empíricas para a hipótese de Kuznets

Autor	Método	Período	Nível de análise	Resultados
List e Gallet (1999)	Séries de tempo para um modelo com polinômio de terceiro grau para o índice de Gini em função da renda <i>per capita</i>	Entre 1961 e 1992	Amostra de 71 países	Não corrobora o U invertido
Brenner, Kaelble e Thomas (1991)	Séries de tempo para desigualdade em função da renda <i>per capita</i>	Entre 1880 e 1970	Amostra de 13 países desenvolvidos	Corrobora o U invertido para a Suécia
Anand e Kanbur (1993)	Séries de tempo para diversos índices de desigualdade em função da renda	Entre 1958 e 1972	Amostra de 100 países	Não corrobora o U invertido
Paukert (1973)	<i>Cross-section</i> para a desigualdade de renda (índice de Gini) em função do PIB <i>per capita</i>	Entre 1951 e 1969	Amostra de 56 países, sendo 40 em desenvolvimento	Corrobora o U invertido
Ahluwalia (1976b)	<i>Cross-section</i> para desigualdade em função da renda <i>per capita</i>	Entre 1958 e 1972	Amostra de 60 países, sendo 14 desenvolvidos, 40 subdesenvolvidos e 6 da Europa Oriental (<i>dummies</i>)	Corrobora o U invertido
Deininger e Squire (1998)	<i>Cross-section</i> para um modelo com a desigualdade em função da renda <i>per capita</i>	Entre 1960 e 1990	Amostra de 108 países desenvolvidos e em desenvolvimento	Corroba o U invertido para 10% da amostra
Fields e Jakobson (1994)	Pooled <i>Cross-section</i> e dados de painel – efeito fixo para um modelo quadrático com o índice de Gini em função da renda <i>per capita</i>	Dados de períodos distintos	Amostra de 20 países	Corrobora o U invertido para o método de <i>pooled cross-section</i>
Ravallion (1995)	Dados de painel para um modelo com o índice de Gini em função do consumo médio <i>per capita</i>	Dados da década de 1980	Amostra de 36 países	Corrobora o U invertido, mas não revelou significância estatística
Thorton (2001)	Dados de painel para um modelo quadrático para o índice de Gini em função do Ln do PIB	Entre 1960 e 1990	Amostra de 96 países	Corrobora o U invertido

Fonte: Elaboração dos autores.

No método 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 (FIELDS, 2002). 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. Sobre este método, Ahluwalia comentou que

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 (1974 *apud* BÉRNI, MARQUETTI e KLOECKNER, 2002 p. 6).

Nesse 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, p. 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*”. Pensamento similar é formulado por Ray (1998, p. 207): “*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*”.

Ao selecionar dados de países desenvolvidos e países em desenvolvimento, Fields e Jakubson (1994) admitem que certos países podem 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 por meio da metodologia de efeitos fixos.⁹ Os resultados dos autores foram distintos, de acordo com o método econométrico utilizado, e a diferença pode ser explicada a partir da observação dos resultados entre países e em um único país.

A relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico pode se feita por meio de quatro aspectos, segundo Barro (2000 *apud* BARROS e GOMES, 2007): *i*) as imperfeições do mercado de crédito, que afetariam negativamente os mais pobres por meio das imperfeições do mercado e das limitações institucionais, que gerariam crescimento econômico e reduziriam a desigualdade de renda; *ii*) as decisões do eleitor mediano, que tende a ser pobre e, por consequência, votaria em candidatos com políticas mais igualitárias de renda; *iii*) as distorções nas taxas de poupança, que poderiam reduzir o ritmo de crescimento da economia; e, por fim, *iv*) 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.

9. 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.

2.1 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), Porto Júnior *et al.* (2007), Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002), Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004) e Salvato *et al.* (2006).

QUADRO 2

Evidências empíricas para a hipótese de Kuznets para o Brasil

Autor	Método	Período	Nível de análise	Resultados
Barros e Gomes (2007)	<i>Cross-section</i> com modelo paramétrico para os índices de Gini e L de Theil em função da renda <i>per capita</i> e da razão entre a população urbana e a população total como <i>proxy</i> para urbanização	Censos decenais de 1991-2000	Municípios brasileiros	Algumas especificações corroboraram o U invertido e outras não, mas todas apresentaram fraco poder explicativo
Porto Júnior et al. (2007)	<i>Cross-section</i> e dados de painel para o índice de Gini em função da renda <i>per capita</i> linear e quadrática	Censos decenais de 1991 e 2000	Estados da região Sul do Brasil (Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Paraná)	Corroborar o U invertido para o Paraná
Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002)	<i>Cross-section</i> com modelo não-paramétrico para o índice L de Theil em função da renda <i>per capita</i> setorial-desigualdade, tanto para a renda agropecuária quanto industrial e setor de serviços e densidade demográfica municipal como variável explicativa da desigualdade	Censo decenal 1990	Municípios do Rio Grande do Sul	Corroborar o U invertido quando inclusiva a variável explicativa densidade demográfica municipal para alguns municípios. O modelo para a renda industrial também corroborar o U invertido
Salvato et al. (2006)	<i>Cross-section</i> e dados de painel (efeito fixo e aleatório) da desigualdade (índice de Gini e L de Theil) em função da renda municipal <i>per capita</i>	Censos decenais de 1991-2000	Municípios de Minas Gerais	Corroborar o U invertido em <i>cross-section</i> (1991) e efeitos fixos para ambos indicadores de desigualdade
Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004)	<i>Cross-section</i> e dados de painel da desigualdade (L de Theil) em função da renda <i>per capita</i>	Anos de 1970, 1980 e 1991	Municípios do Rio Grande do Sul	Corroborar o U invertido em <i>cross-section</i> para 1970 e efeitos fixos, mas as trajetórias são específicas para cada município

Fonte: Elaboração dos autores.

Nas estimativas de Porto Júnior *et al.* (2007) para *cross-section*, a renda *per capita* linear e quadrática foram utilizadas como medidas com o intuito de captar alterações direcionais na distribuição da renda conforme esta aumenta. Para dados em painel, os autores constataram que, para o Rio Grande do Sul, a estimação com efeitos fixos sugere que o desenvolvimento inicial foi

superado e que a desigualdade de renda não é mais tão elevada, se comparada ao estado do Paraná.

Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002) verificaram a hipótese do U invertido de Kuznets em *cross-section* para os municípios do Rio Grande do Sul. A partir de um modelo com método não paramétrico¹⁰ de regressão local, utilizaram 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. Os resultados corroboraram o U invertido proposto por Kuznets, mas apenas para alguns municípios (quando inclusa a variável explicativa densidade demográfica municipal) e também no modelo com a variável renda *per capita* industrial.

Sobre o estudo de Salvato *et al.* (2006), cabe 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. Os autores sugerem que tal instabilidade pode estar associada a diferentes trajetórias de desenvolvimento entre os municípios devido a estruturas econômicas distintas.

3 DESCRIÇÃO DOS DADOS

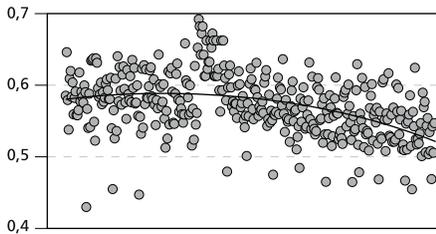
Os dados utilizados na análise se referem a todos os estados do Brasil, além do Distrito Federal, no período entre 1995 e 2008. Com isso, o estudo conta com 378 observações ao longo dos 14 anos.

Os dados de desigualdade de renda (índice de Gini e índice L de Theil), renda *per capita* (valores em reais de 1^a de outubro de 2008) e do índice de desenvolvimento humano (IDH) foram obtidos junto ao banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata) e ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

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

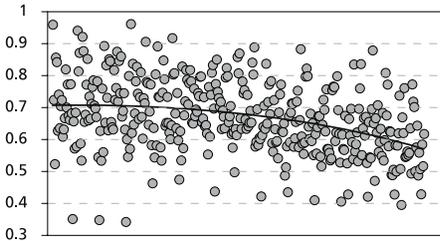
14. Método utilizado para estimar curvas e superfícies por alisamento dos dados, desenvolvido por Cleveland (1979) e Cleveland e Devlin (1988). Maiores informações em Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002).

GRÁFICO 3
Índice de Gini para os estados
brasileiros (1995-2008)



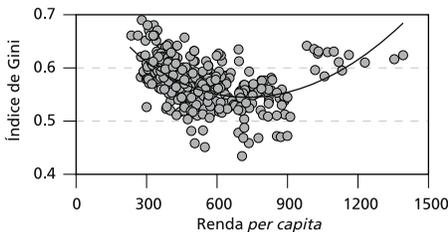
Fonte: Ipeadata e IBGE.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4
Índice L de Theil para os estados
brasileiros (1995-2008)



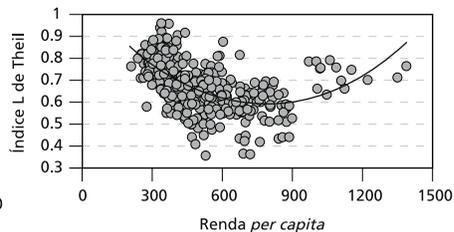
Fonte: Ipeadata e IBGE.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 5
Relação entre o índice de Gini e a renda
per capita para os estados brasileiros
(1995-2008)



Fonte: Ipeadata.
Elaboração dos autores.
Obs.: Valores da renda *per capita* expressos em
R\$ de outubro de 2008.

GRÁFICO 6
Relação entre o índice L de Theil e a
renda *per capita* para os estados
brasileiros (1995-2008)



Fonte: Ipeadata.
Elaboração dos autores.
Obs.: Valores da renda *per capita* expressos em
R\$ de outubro de 2008.

Como os modelos desenvolvidos para testar a hipótese de 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, independentemente dos indicadores de desigualdade utilizados.

Observa-se, ainda, que a renda *per capita* média de todos os 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 no índice L de Theil, que apresenta valores extremos (muito superiores ou inferiores em relação à média), de tal forma que podem levar a conclusões precipitadas. Deste modo, a adoção de algum critério que distribua os estados em grupos é importante para testar com maior precisão a hipótese do U invertido.

Alternativamente, este trabalho propõe como critério a utilização de um indicador que contemple todas as unidades federativas (UFs) brasileiras e que as

classifique em grupos. O indicador proposto é índice de desenvolvimento humano¹¹ (IDH), que considera as variáveis educação, longevidade e renda em seu cálculo.¹² Os dados utilizados neste trabalho têm como base a classificação dos estados para o ano de 2000, sendo distribuídos de acordo com o quadro 3.

QUADRO 3

Classificação dos estados brasileiros conforme o IDH 2000

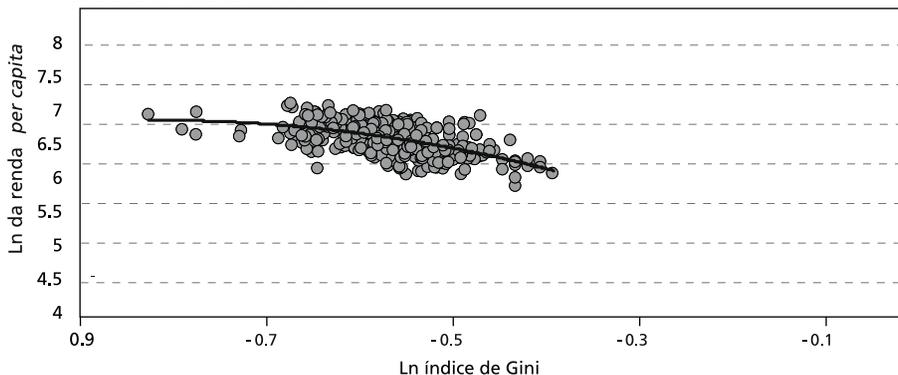
IDH Alto	Distrito Federal, Rio de Janeiro, Santa Catarina e São Paulo
IDH Médio	Acre, Alagoas, Amazonas, Amapá, Bahia, Ceará, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Paraná, Rio Grande do Norte, Rio Grande do Sul, Rondônia, Roraima,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

Fonte: Ipeadata.

Elaboração dos autores.

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. Neste caso, há a formação do U invertido, mas apenas para as UFs que apresentaram IDH médio, conforme a classificação de 2000. Este resultado reforça o fato de que a divisão das UFs em grupos pode resultar em conclusões distintas.¹³

GRÁFICO 7

Relação entre o Ln do índice de Gini e o Ln da renda *per capita* para os estados brasileiros com IDH médio

Fonte: Ipeadata e IBGE.

Elaboração dos autores.

15. "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: Portal do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Disponível em: <<http://www.pnud.org.br/idh/>>.

16. Conforme o PNUD, a classificação do IDH é elaborada da seguinte forma: para índices entre 0 e 0,499, o desenvolvimento humano é considerado baixo, entre 0,500 e 0,799 é considerado médio, e entre 0,800 e 1 é considerado alto. Fonte: Portal do PNUD. Disponível em: <http://www.pnud.org.br/pobreza_desigualdade/reportagens/index.php?id01=531&lay=pde>.

17. Este procedimento foi adotado por autores que realizaram análises entre países ao utilizarem *dummies* para classificar um conjunto de países como os da América Latina ou países socialistas. Maiores informações em Fields (2002).

A distribuição das unidades federativas do Brasil em grupos tem como intuito especificar os modelos econométricos que serão mostrados na próxima seção. A seguir, serão apresentadas as especificações e, posteriormente, os resultados econométricos para os modelos com *dummies* de ano e para as UFs com IDH alto.

4 PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

As estimativas aqui propostas utilizam as variáveis renda *per capita* em sua forma linear e quadrática, como medida de nível de renda *per capita*, e os índices de Gini e L de Theil para mensurar a desigualdade de renda, para todos os métodos econométricos. Considera-se, ainda, nas estimações, os modelos com especificações log-log e semi-log.

4.1 Cross-section

A estimação em *cross-section* pode ser obtida por meio do método de mínimos quadrados ordinários (OLS).¹⁴ Neste caso, o modelo apresenta a seguinte especificação:

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

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 analisada. É desejável que o termo ε_i , erro aleatório ou idiossincrático, não apresente correlação com as variáveis explicativas.

Para a proposta do U invertido, as hipóteses devem apresentar a 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 por ignorar diferenças históricas particulares de cada estado em suas trajetórias de crescimento e desigualdade de renda. Esta 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.

4.2 Dados em painel

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

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

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

14. Além do método de OLS, adotado neste trabalho, a estimativa pode ser elaborada por mínimos quadrados generalizados (GLS).

analisada. Sendo ε_{it} aleatório, a equação pode ser estimada por OLS ou POLS.

A regressão de dados em painel pode utilizar o método de efeitos fixos (FE) ou aleatórios (RE). 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 γ_i captam os fatores não observados que variam entre os estados, mas 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) ε_{it} representa fatores que variam ao longo do tempo e afetam D_{it} , mas não são observados. Stock e Watson (2004) atentam-se ainda 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 (γ_i), que varia entre os estados, mas é constante ao longo do tempo.

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

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

onde, δ_t é a variável omitida, que varia ao longo do tempo, mas é constante entre os estados. Se δ_t for correlacionado com Y_{it} , sua omissão resultará em viés da variável omitida. Se δ_t for correlacionado com os demais regressores, ou seja, se $E(u_{it} | \delta_t) \neq 0$, a estimativa via OLS deixa de ser eficiente. Neste caso, a estimativa por GLS seria eficiente (STOCK e WATSON, 2004).

Alguns autores utilizam a denominação de *within* para a estimativa de efeitos fixos e FGLS¹⁵ 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 ε_{it} e as variáveis explicativas no modelo de RE, ou seja, que este modelo é consistente e as diferenças nos coeficientes não são sistemáticas. Portanto, se rejeitada a hipótese nula, o modelo FE é mais consistente que RE.

Outro modelo a ser estimado é o de primeiras-diferenças (FD). Considerando que a variação do erro idiossincrático não é correlacionada com as variáveis

15. Feasible Generalized Least Squares (Mínimos quadrados generalizados factível): pondera as variáveis pelo desvio-padrão, resultando em resíduos mais consistentes.

explicativas, para ambos os períodos, nesta estimativa, cada variável é diferenciada ao longo do tempo (WOOLDRIDGE, 2006). A equação FD é do tipo:

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

onde, δ_t é a variação do período t para $t = 1$. Sendo γ_i não observado, não aparece na equação devido à diferenciação.

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 serão apresentados os resultados dos modelos econométricos, inclusive com as classificações sugeridas. Os modelos estimados utilizam os métodos de POLS, FE, RE e FD. Primeiramente, serão discutidos os resultados dos modelos tendo o coeficiente de Gini como variável dependente e, posteriormente, para o índice L de Theil. Para que o U invertido seja caracterizado, espera-se que $H_0 : \beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$.

TABELA 1

Regressões com variáveis em nível – Gini (variável dependente)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Variáveis independentes	POLS	RE	FE	FD
Constante	0,66 ¹	0,65 ¹	0,64 ¹	0,077 ¹
Renda <i>per capita</i>	-0,0003 ¹	-0,0002 ¹	-0,0002 ¹	0,000 ¹
Renda <i>per capita</i> ²	1,50e-07 ¹	1,18e-07 ¹	-0,0002 ¹	2,53e-08 ¹
<i>Dummies</i> de ano?	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> IDH?	Sim	Sim	Sim	Sim
R2	0,6257	0,6005	0,6008	0,5688
Observações	378	378	378	351
U invertido?	Não	Não	Não	Não

Elaboração dos autores.

Obs.: Modelos estimados com erros padrão robustos.

Nota: ¹ Estatisticamente significativa a 1%.

Nota-se que, para o índice de Gini, as quatro estimativas não revelam o formato de U invertido. Em todos os modelos, exceto de primeiras-diferenças, os resultados foram estatisticamente significantes a 1%.

Pode-se notar, ademais, que, nas quatro estimações, os valores do coeficiente de significância (R2) foram elevados, distintamente dos resultados obtidos por Salvato *et al.* (2006). Parte do maior poder explicativo pode ser atribuído à inclusão das *dummies* nas especificações.

TABELA 2
Regressões com especificação log-log – Gini (variável dependente)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Variáveis independentes	POLS	RE	FE	FD
Constante	0,24	-0,87	-1,10	-0,13 1
Ln Renda <i>per capita</i>	-0,16	0,19	0,26	-0,83 2
(Ln Renda <i>per capita</i>) ²	0,005	-0,02	-0,028	0,08 2
<i>Dummies</i> de ano?	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> IDH?	Sim	Sim	Sim	Sim
R2	0,60	0,57	0,57	0,54
Observações	378	378	378	351
U invertido?	Não	Sim	Sim	Não

Elaboração dos autores.

Obs.: modelos estimados com erros padrão robustos.

Nota: ¹ Estatisticamente significativa a 1%.

² Estatisticamente significativa a 5%.

Em contrapartida, nas especificações que consideram as variáveis em Ln, ainda para o índice de Gini, os resultados foram divergentes. Neste caso, os modelos de efeitos fixo e aleatório sugerem o formato do U invertido, mas os resultados não foram estatisticamente significantes. Apenas o modelo de primeiras-diferenças demonstrou significância estatística.

Para verificar qual dos modelos, RE ou FE, é mais consistente, utiliza-se o teste de Hausman. Tendo em vista que a hipótese nula do teste de Hausman supõe que o termo de erro da regressão não está correlacionado com a variável explicativa invariante no tempo, no modelo que utiliza o índice de Gini como dependente e as variáveis explicativas em Ln não se rejeita a hipótese nula; logo, o teste de Hausman sugere que o modelo RE fornece resultados mais eficientes que FE.

Uma das vantagens da especificação log-log é que os coeficientes podem ser interpretados diretamente como elasticidades. De acordo com o modelo 4, o efeito marginal do log natural da renda sobre o log natural do Gini é dado por:

$$\frac{d \ln Gini}{d \ln renda} = -0,83 + 0,08 \ln renda$$

Utilizando os dados da tabela A.1 (ver anexo), é possível calcular a elasticidade para o valor da renda média para cada um dos anos e para cada estado separadamente. Tomando o logaritmo natural do valor da renda *per capita* média de 2008, tem-se que a elasticidade renda da desigualdade para o estado do Rio Grande do Norte (RN) seria relativamente baixa, aproximadamente igual a $-0,83 + 0,08 * \ln(467,76)$, ou $-0,34$. Assim, um aumento da renda *per capita* equivalente a 10%, o que não é pouco, reduziria a desigualdade de renda no estado do RN no ano de 2008 em

pouco mais de 3%. Isso significa que a desigualdade mensurada pelo Gini, no estado de RN, no ano de 2008, seria próxima a 0,53 e não 0,55.

Em virtude de as estimativas do modelo 4 terem sugerido um formato de U normal, deve-se ter em mente que haverá um ponto de inflexão na relação entre desigualdade e renda e que, a partir da tal ponto, a elasticidade renda da desigualdade passa a ser positiva. Utilizando novamente RN como exemplo, é possível descobrir qual o nível de renda *per capita* a partir do qual a elasticidade passa a ser positiva. Igualando a expressão acima a zero, obtém-se o ponto crítico de interesse, ou seja, uma renda *per capita* superior a 32.048,32 (exp (ln10.375)), tenderia a elevar a desigualdade no estado do RN.

As estimativas a seguir utilizam o índice L de Theil como variável dependente. O objetivo deste exercício é testar a robustez dos resultados discutidos há pouco. Como será visto adiante, os resultados dão algum suporte ao U invertido e sugerem que as estimativas e evidências estão sujeitas ao indicador de desigualdade utilizado na análise.

TABELA 3

Regressões com variáveis em nível – L de Theil (variável dependente)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Variáveis independentes	POLS	RE	FE	FD
Constante	1,00 ¹	0,90 ¹	0,83 ¹	0,086 ¹
Renda <i>per capita</i>	-0,0009 ¹	-0,0007 ¹	-0,0004 ²	0,001 ¹
Renda <i>per capita</i> ²	4,64e-07 ¹	2,73e-07 ¹	1,85e-07 ³	-4,30e-07 ²
Dummies de ano?	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies IDH?	Sim	Sim	Sim	Sim
R2	0,49	0,29	0,29	0,15
Observações	378	378	378	351
U invertido?	Não	Não	Não	Sim

Elaboração dos autores.

Obs.: modelos estimados com erros padrão robustos.

Nota: ¹ Estatisticamente significante a 1%.

² Estatisticamente significante a 5%.

³ Estatisticamente significante a 10%.

Apesar da significância estatística das estimativas, apenas o modelo em primeira diferença dá algum suporte à hipótese do U invertido. Talvez isso se deva ao fato de o modelo estar estimando, aproximadamente, a correlação entre a variação percentual da renda *per capita* e a variação percentual da desigualdade medida pelo L de Theil, visto que a diferença de uma variável em log é aproximadamente igual à sua variação percentual. Neste caso, o coeficiente da primeira diferença da variável renda *per capita* informaria a variação do Gini em pontos percentuais decorrente de um aumento de um ponto percentual na renda *per capita*.

A não rejeição da hipótese nula no teste de Hausman sugere que as estimativas dos modelos com efeitos fixos e aleatórios não divergem estatisticamente. Portanto, o modelo de efeito aleatório é preferível ao modelo de efeito fixo por prover estimativas mais eficientes.

Por sua vez, no modelo com a especificação log-log, a configuração do U invertido foi verificada tanto nos modelos de efeitos aleatórios quanto de efeitos fixos, mas apenas neste último os resultados tiveram significância estatística para os dois coeficientes do log natural da renda *per capita*.

TABELA 4

Regressões com especificação log-log – L de Theil (variável dependente)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Variáveis independentes	POLS	RE	FE	FD
Constante	1.8	-2.91	-3.98 ³	-0.12 ¹
Ln Renda <i>per capita</i>	-0.42	1.07	1.36 ³	0.43
(Ln Renda <i>per capita</i>) ²	0.009	-0.11 ³	-0.13 ²	-0.003
<i>Dummies</i> de ano?	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> IDH?	Sim	Sim	Sim	Sim
R2	0.49	0.3	0.3	0.15
Observações	378	378	378	351
U invertido?	Não	Sim	Sim	Sim

Elaboração dos autores.

Obs.: modelos estimados com erros padrão robustos.

Nota:¹ Estatisticamente significativa a 1%.

² Estatisticamente significativa a 5%.

³ Estatisticamente significativa a 10%.

Novamente, a hipótese nula não é rejeitada no teste de Hausman, assim como no modelo em log, tendo o índice de Gini como variável dependente.

De forma geral, os resultados obtidos sugerem que as evidências empíricas para uma relação de U invertido entre nível de renda e desigualdade dependem do índice de desigualdade utilizado. Nesse caso, os resultados apresentados falharam nos testes de robustez, além de terem exaltado a dificuldade de se chegar a alguma conclusão (ou fato estilizado) referente à relação investigada neste trabalho.

As estimações ainda sugerem que, ao contrário de diversos trabalhos, o método de *cross-section* não corroborou o U invertido. Além disto, os modelos foram sensíveis ao indicador de desigualdade de renda e também ao próprio método econométrico, conforme sugere a literatura empírica (AHLUWALIA, 1974; FIELDS, 2002; BARRETO, 2005). Por sua vez, a inclusão das *dummies* contribuiu para o maior poder explicativo das especificações.

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 se eleva e posteriormente 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 2008. Foram utilizados os métodos de 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 destes índices teve como intuito auferir maior robustez aos modelos estimados. Com o mesmo propósito, foi elaborada a classificação das UFs em IDH médio e IDH alto, para auferir maior precisão aos modelos, conforme foi demonstrado nos resultados.

As evidências empíricas, estimadas por meio de várias formas funcionais, revelaram, de forma geral, que não há evidências empíricas para a hipótese de Kuznets. Apenas para o índice L de Theil, nos modelos de primeiras diferenças, em nível, e, para efeitos fixos, em logaritmo natural, os resultados foram estatisticamente significantes e favoráveis ao U invertido. A inclusão das *dummies* ainda contribuiu para o maior poder explicativo às estimativas.

Os resultados obtidos sugerem que, no Brasil, durante o período analisado, mesmo com a adoção de diversos programas de transferência de renda (tais como: Bolsa Escola, Auxílio Gás, Bolsa Família, Bolsa Alimentação, Cartão Alimentação, entre outros), o nível de renda *per capita* e a (des)igualdade de renda caminham na mesma direção a curto prazo, ao passo que, a longo prazo, aparentemente divergem.

REFERÊNCIAS

- ADELMAN, I.; MORRIS, C. T. **Economic Growth and Social Equity in Developing Countries**. Stanford, CA: Stanford University Press, 1973.
- AGHION, P.; DURLAUF, S. **Handbook of Economic Growth**. v. 1. Amsterdan: North Holland, 2006.
- AHLUWALIA, M. S. Income inequality: some dimensions of the problem. In: CHENERY, H. *et al.* (Eds.). **Redistribution with growth**. Londres Oxford University Press, 1974.
- _____. Income distribution and development: some stylized facts. **American Economic Review**. V. 66, p. 128-153, 1976a.
- _____. Inequality, poverty and development. **Journal of Development Studies**, v. 3, p. 307-342, 1976b.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. The political economy of growth: a critical survey of the recent literature. **World Bank Economic Review**, 1994.

_____. Income distribution, political instability and investment. **European Economic Review**, v. 40, n. 6, 1996.

ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive politics and economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Vol. 119, n. 2, 1994.

ANAND, S.; RAVALLION, M. Human development in poor countries: on the role of private incomes and public services. **Journal of Economic Perspectives**, n. 7, 1993.

ANAND, S.; KANBUR, S. M. R. The Kuznets process and the inequality development relationship. **Journal of Development Economics**, n. 40, p. 25-52, 1993.

ARAÚJO, T. F. **As interrelações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, 1970-2000**. Tese (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), 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: **Encontro de Economia Gaúcha**, 2., 2004, Porto Alegre, RS. Porto Alegre: Fee, 2004. Disponível em: <http://www.virtual.pucminas.br/idhs/02_pnud/paper/paper01_06.pdf>. Acesso em: 15 maio 2010.

BARRETO, F. A. **Crescimento econômico, pobreza e desigualdade: o que sabemos sobre eles?** (Série ensaios sobre pobreza, n.1). Fortaleza: LEP/UFC, dez. 2005.

BARRETO, F. A.; JORGE NETO, P. M.; TEBALDI, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico no nordeste brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, n. Especial, p. 842-859, nov. 2001. Disponível em: <www.bnb.gov.br/content/aplicacao/ETENE/Anais/docs/ren2001_v32_ne_a22.pdf>. Acesso em: 15 maio 2010.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth**. Cambridge, MA: MIT Press, 1999.

BARROS, L. C.; GOMES, F. A. R. **Desigualdade e desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros?** São Paulo: IBMEC, 2007. Working Paper, n. 28. Acesso em: 23 de maio, 2010.

BENABOU, R. Inequality and growth, in Bernanke, Ben and Julio Rotemberg, Eds. **NBER Macroeconomics Annual**. Cambridge and London: MIT Press, 1996.

BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A.; KLOECKNER, R. A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets. In: **Encontro de Economia Gaúcha**, 1., 2002, Porto Alegre, RS. Anais. Porto Alegre: FEE, 2002. Disponível em: <http://www.fee.rs.gov.br/sitefee/download/eeg/1/mesa_3_berni_marquetti_kloeckner.pdf>. Acesso em: 27 maio 2010.

BRENNER, Y. S.; KAELBLE, H.; THOMAS, M. **Income distribution in historical perspective**. Cambridge: Cambridge University Press, 1991.

CHENERY, H. B.; CARTER, N. G. **Patterns of Development, 1950-1970**. London: Oxford University Press, 1975.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. A new data set measuring income inequality. **The World Bank Economic Review**, v. 10, n. 3, 1996.

_____. New ways of looking at the olds issues: inequality and growth. **Journal of Development Economics**, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998.

DOLLAR, D.; KRAAY, A. Growth is good for the poor. **Journal of Economic Growth**, v. 7, n. 3, p. 195-225, 2002.

DURLAUF, S. N.; KOURTELLOS, A.; TAN, C. M. **Empirics of growth and development**. Department of Economics, Tufts University, 2005. Working Paper.

EASTERLY, W. Life during growth: international evidence on quality of life and *per capita* income. **Journal of Economic Growth**, n. 4, 1999.

FIELDS, G. S. **Distribution and development**. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

FIELDS, G. S.; JAKUBSON, G. H. **New evidence on the Kuznets curve**. Ithaca: Cornell University, 1994.

GLAESER, E. **Inequality**. Cambridge: Harvard Institute of Economic Research, jul. 2005. (Discussion Paper, n. 2.078). Disponível em: <<http://paper.nber.org/papers/w11511.pdf>>. Acesso em: 31 de maio de 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br>> Acesso em 25 maio 2010.

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: Encontro de Economia da Anpec*, 32., 2004, João Pessoa, PB. Anais. Niterói: Anpe, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A039.pdf>>. Acesso em: 26 maio 2010.

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

_____. **Modern Economic Growth**. New Haven, CT: Yale University Press, 1966.

LIST, J. A.; GALLET, C. A. The Kuznets curve: what happens after the inverted-U. **Review of Development Economics**, Ano III, p. 200-206, fev. 1999.

MUSHINSKI, D. W. Using non-parametrics to inform parametric tests of Kuznets' hypothesis. **Applied Economic Letters**, n. 8 p. 77-79, 2001.

PAUKERT, F. Income distribution at different levels of development: a survey of the evidence. **International Labour Review**, n. 108 p. 97-125, 1973.

PORTO JÚNIOR, S. S. P. *et al.* Um estudo exploratório sobre a curva de Kuznets e a Lei de Zipf. *In: Encontro de Economia da Região Sul*, 10., 2007, Porto Alegre, RS. Anais. Porto Alegre: ANPEC, 2007. Porto Alegre. Acesso em: 27 de maio, 2010.

RAVALLION, M. Growth and poverty: evidence for developing countries in the 1980s. **Economics Letters**, Elsevier, v. 48, p. 411-417, 1995.

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, v. 11, n. 2, p. 357-382, maio 1997.

RAY, D. **Development economics**. Princeton: IE, 1998.

RODRÍGUEZ, F. **Inequality, redistribution and rent-seeking**. Department of Economics, University of Maryland, 1999b. (Working Paper)

_____. **Inequality, economic growth and economic performance**. Department of Economics, University of Maryland, 2000. (Working Paper)

SALVATO, A. *et al.* **Crescimento e desigualdade: evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais – 1991/2000**. Belo Horizonte: IBMEC MG, n. 33, 2006. Working Paper.

Disponível em: <<http://www.ceae.ibmecmg.br/wp/wp33.pdf>>. Acesso em: 26 maio 2010.

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

SNOWDON, B.; VANE, H. R. **Modern macroeconomics**. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2005.

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

THORNTON, J. The Kuznets inverted-U hypothesis: panel data evidence from 96 countries. **Applied Economic Letters**, v. 8 p. 15-16, 2001.

TODARO, M. P.; SMITH, S. C. **Economic development**. 8. ed. Reino Unido: Addison Wesley, 2002.

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

WORLD BANK. **World Development Report: workers in an integrating World**. London: Oxford University Press, 1995.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BAUM, C. F. **An introduction to modern econometrics using stata**. STATA PRESS, 2006.

BRAULKE, M. A note on Kuznets' U. **The Review of Economics and Statistics**, v. 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.

EASTERLY, W. Inequality does cause underdevelopment: insights from a new instrument. **Journal of Development Economics**, v. 84, n. 2, p. 755-776, 2007.

GRIFFITHS, W.; JUDGE, G. G.; HILL, C. **Econometria**. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2003.

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**, v. 62, n. 1, p. 12-33, fev., 1997.

MARINHO, E.; SOARES, F.; BENEGAS, M. Desigualdade de renda e eficiência técnica na geração de bem-estar entre os estados brasileiros. **Revista de Economia Brasileira**, Rio de Janeiro, 2004, out./dez. 2004. Acesso em: 25 de maio, 2010.

RATI, R. Kuznets's inverted-U hypothesis: evidence from a highly developed country. **Southern Economic Journal**, v. 57, p. 1.112-1.124, abr. 1991.

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

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT Press, 2001.

ANEXO

TABELA A.1

Tabela de médias

UF	Renda						Gini						Theil											
	1995		2000		2005		2008		1995		2000		2005		2008		1995		2000		2005		2008	
	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média	Média
Acre	591,69	282,46	399,87	498,92	0,58	0,65	0,58	0,55	0,66	0,71	0,66	0,67	0,61	0,66	0,71	0,67	0,67	0,61	0,66	0,71	0,67	0,67	0,61	
Alegoas	336,64	218,71	263,33	357,12	0,64	0,69	0,56	0,38	0,95	0,81	0,95	0,67	0,73	0,72	0,78	0,54	0,50	0,73	0,72	0,78	0,54	0,50	0,50	
Amazonas	474,31	271,86	387,17	443,68	0,57	0,68	0,51	0,51	0,72	0,70	0,72	0,51	0,51	0,52	0,70	0,51	0,39	0,52	0,70	0,51	0,51	0,39	0,39	
Amapá	486,03	330,44	459,62	452,22	0,53	0,64	0,52	0,45	0,85	0,77	0,85	0,64	0,66	0,85	0,77	0,64	0,66	0,85	0,77	0,64	0,66	0,66	0,66	
Bahia	298,16	250,40	327,39	420,73	0,60	0,67	0,55	0,55	0,60	0,67	0,60	0,67	0,61	0,60	0,67	0,61	0,61	0,66	0,84	0,81	0,72	0,61	0,61	
Ceará	292,32	244,23	316,01	394,30	0,61	0,68	0,57	0,53	0,61	0,68	0,61	0,68	0,61	0,62	0,78	0,69	0,75	0,62	0,62	0,78	0,69	0,75	0,75	
Distrito Federal	1024,06	946,37	1087,05	1370,86	0,58	0,64	0,60	0,62	0,58	0,64	0,60	0,62	0,58	0,62	0,78	0,69	0,75	0,62	0,62	0,78	0,69	0,75	0,75	
Espírito Santo	512,29	452,69	565,54	652,57	0,60	0,61	0,55	0,52	0,60	0,61	0,55	0,52	0,52	0,73	0,65	0,62	0,54	0,73	0,65	0,65	0,62	0,54	0,54	
Goias	438,78	447,01	555,14	657,88	0,55	0,61	0,55	0,51	0,55	0,61	0,55	0,51	0,51	0,63	0,64	0,75	0,54	0,63	0,63	0,64	0,75	0,54	0,54	
Maranhão	214,30	172,53	239,95	329,05	0,57	0,66	0,52	0,52	0,57	0,66	0,52	0,52	0,52	0,70	0,75	0,56	0,56	0,70	0,70	0,75	0,56	0,56	0,56	
Minas Gerais	496,89	432,31	523,08	643,79	0,58	0,62	0,52	0,51	0,58	0,62	0,52	0,51	0,51	0,72	0,67	0,56	0,54	0,72	0,67	0,67	0,56	0,54	0,54	
Mato Grosso do Sul	496,69	449,36	544,17	678,55	0,55	0,63	0,54	0,52	0,55	0,63	0,54	0,52	0,52	0,60	0,69	0,55	0,55	0,60	0,60	0,69	0,55	0,55	0,55	
Mato Grosso	462,46	450,29	520,53	707,06	0,55	0,63	0,52	0,54	0,55	0,63	0,52	0,54	0,52	0,62	0,68	0,53	0,63	0,62	0,68	0,68	0,53	0,63	0,63	
Pará	396,67	263,53	344,62	421,20	0,56	0,66	0,51	0,49	0,56	0,66	0,51	0,49	0,49	0,66	0,74	0,53	0,49	0,66	0,66	0,74	0,53	0,49	0,49	
Paraíba	333,46	234,81	358,87	443,48	0,61	0,65	0,58	0,58	0,61	0,65	0,58	0,58	0,58	0,81	0,73	0,75	0,77	0,81	0,73	0,75	0,75	0,77	0,77	
Pernambuco	320,70	287,25	343,66	407,14	0,57	0,67	0,58	0,56	0,57	0,67	0,58	0,56	0,56	0,69	0,79	0,76	0,71	0,69	0,79	0,79	0,76	0,71	0,71	
Piauí	227,31	201,68	301,95	406,79	0,58	0,66	0,59	0,57	0,58	0,66	0,59	0,57	0,57	0,77	0,79	0,76	0,69	0,77	0,79	0,79	0,76	0,69	0,69	
Paraná	582,43	502,38	654,04	775,13	0,58	0,61	0,53	0,50	0,58	0,61	0,53	0,50	0,50	0,67	0,65	0,59	0,49	0,67	0,65	0,65	0,59	0,49	0,49	
Rio de Janeiro	746,61	647,07	746,03	860,57	0,57	0,61	0,55	0,53	0,57	0,61	0,55	0,53	0,53	0,65	0,66	0,61	0,57	0,65	0,66	0,66	0,61	0,57	0,57	
Rio Grande do Norte	344,32	275,44	401,19	467,76	0,59	0,66	0,59	0,55	0,59	0,66	0,59	0,55	0,55	0,77	0,73	0,79	0,64	0,77	0,73	0,79	0,69	0,64	0,64	
Rondônia	611,10	365,54	477,64	517,54	0,58	0,61	0,56	0,50	0,58	0,61	0,56	0,50	0,50	0,68	0,63	0,69	0,48	0,68	0,63	0,63	0,69	0,48	0,48	
Roraima	660,67	363,42	350,96	509,41	0,42	0,62	0,54	0,53	0,42	0,62	0,54	0,53	0,53	0,34	0,64	0,61	0,55	0,34	0,64	0,64	0,61	0,55	0,55	
Rio Grande do Sul	667,86	559,22	686,66	813,88	0,56	0,59	0,51	0,50	0,56	0,59	0,51	0,50	0,50	0,65	0,61	0,52	0,50	0,65	0,61	0,61	0,52	0,50	0,50	
Santa Catarina	650,39	545,12	732,84	860,46	0,53	0,56	0,46	0,46	0,53	0,56	0,46	0,46	0,46	0,56	0,55	0,40	0,42	0,56	0,55	0,55	0,40	0,42	0,42	
Sergipe	306,25	255,58	368,87	437,63	0,58	0,66	0,55	0,53	0,58	0,66	0,55	0,53	0,53	0,68	0,76	0,61	0,58	0,68	0,76	0,76	0,61	0,58	0,58	
São Paulo	826,14	691,98	779,02	873,30	0,53	0,59	0,53	0,50	0,53	0,59	0,53	0,50	0,50	0,57	0,60	0,56	0,51	0,57	0,60	0,60	0,56	0,51	0,51	
Tocantins	298,49	269,80	378,89	513,61	0,63	0,66	0,53	0,54	0,63	0,66	0,53	0,54	0,54	0,93	0,73	0,56	0,61	0,93	0,73	0,73	0,56	0,61	0,61	

Fonte: Ipeadata e IBGE.

Elaboração dos autores.