

A HIPÓTESE DE KUZNETS E MUDANÇAS NA RELAÇÃO ENTRE DESIGUALDADE E CRESCIMENTO DE RENDA NO BRASIL

Fabricio Linhares*

Roberto Tatiwa Ferreira*

Guilherme Diniz Irffi**

Cecília Maria Bortolassi Macedo***

A relação entre desigualdade e renda na forma de “U” invertido, conhecida como a hipótese de Kuznets, ainda é bastante controversa. Diversos trabalhos têm analisado os dados brasileiros, mas os resultados não são tão claros quanto a sua validade. Este artigo investiga essa relação para um painel de dados no Brasil e sua heterogeneidade entre as unidades que compõem o país. Estimativas de modelos econométricos com efeito *threshold* mostram que a forma de “U” invertido, como sugerido por Kuznets, só ocorre nas economias com renda *per capita* mensal acima de R\$ 258,00. Para as demais, mudanças na renda não têm efeito direto sobre a desigualdade. Esse resultado mostra que políticas de crescimento econômico não necessariamente melhoram a distribuição de renda de todos os estados brasileiros. O governo deveria, portanto, investir na criação de programas mais direcionados a cada perfil socioeconômico estadual e reavaliar políticas governamentais do tipo *Top-Down* para a superação de problemas sociais, entre eles a desigualdade na distribuição de renda no Brasil.

Palavras-chave: crescimento econômico; desigualdade de renda; hipótese de Kuznets; modelos *threshold*.

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade na distribuição de renda é considerada um problema crônico em várias sociedades e causa grande inquietação em seus governantes, principalmente por ser associada ao seu quadro de pobreza, à qualidade de seus índices de criminalidade, de saúde e de educação e à apropriação desproporcional de seus ganhos de produtividade. Interessante notar que mesmo após inúmeras ações públicas ela ainda permanece nas economias atuais. Essa persistência histórica e suas múltiplas decorrências a tornaram um tema marcante nos debates políticos e nos estudos acadêmicos. Afinal, para combatê-la efetivamente, é necessário entender o mecanismo que está conexo à sua dinâmica.

O artigo seminal de Simon Kuznets, em 1955, é provavelmente o principal estudo que direcionou o foco da análise do desenvolvimento para a relação entre

* Professor da Pós-Graduação em Economia do Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC). *E-mail:* flinhares@caen.ufc.br

** Professor do Departamento de Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado Executivo (FEAAC)/UFC.

*** Analista econômico-financeira do Sistema de Cooperativas de Crédito do Brasil (SICOOB Confederação).

a distribuição de renda e o crescimento econômico. Ele lançou uma importante tese sobre como a distribuição de renda se altera com o desenvolvimento da economia. Em um sistema de produção simples, com apenas os setores agrícola e industrial, Kuznets observou que quando a economia iniciava seu processo de expansão, a partir de um nível inicial de desenvolvimento, existia uma intensa migração da mão de obra mais habilidosa de setores menos dinâmicos – tradicionais e com baixo retorno – para setores mais dinâmicos, com alto retorno, gerando uma crescente desigualdade na distribuição de renda entre os indivíduos. Após a economia alcançar um determinado patamar, haveria um processo gradual de homogeneização na produtividade dessa mão de obra, resultando em uma redução da desigualdade de renda na medida em que a economia continuava crescendo. Desta maneira, em estágios iniciais da formação econômica de uma sociedade, a relação entre desigualdade e crescimento de renda é positiva, e torna-se negativa a partir de um ponto crítico de maturidade deste processo de formação, configurando o que ficou conhecido na literatura como a hipótese do “U” invertido, ou simplesmente a hipótese de Kuznets.¹ Na época em que a teoria foi divulgada, esse aumento presente da desigualdade e a promessa de sua redução futura causaram muita apreensão entre os governantes, principalmente por passar a ideia de que os mais pobres tendem a perder no curto prazo com o desenvolvimento.

Vale destacar que uma melhor compreensão e evidências mais robustas sobre a relação entre desigualdade e crescimento da renda são peças fundamentais para balizar políticas que intervenham no processo de desenvolvimento da economia. Por exemplo, Ravallion (1997) mostra que a elasticidade pobreza-crescimento decresce com o nível de desigualdade. Assim, altas taxas de desigualdade acabam mitigando os efeitos do crescimento na redução da pobreza. Sob esse contexto, se o nível de desigualdade se associa positivamente com o aumento da renda, é importante que o governo procure ações complementares de combate à pobreza nos estágios iniciais do processo de crescimento econômico.

Na literatura internacional, grande parte dos estudos empíricos que contemplam grupos de países desenvolvidos e em desenvolvimento é favorável à hipótese de Kuznets, mesmo quando metodologias diferenciadas são utilizadas. Nesse sentido, Kravis (1960), Oshima (1962), Adelman e Morris (1974), Paukert (1973), Ahluwalia (1976a), Robinson (1976), Ram (1989), Perotti (1996), Dawson (1997), e Ogwang (2000) e Sylvester (2000) são exemplos de estudos baseados em dados de corte

1. A proposição de Kuznets pode ser estendida para um modelo mais geral em que, ao longo do seu processo de desenvolvimento, a força de trabalho migra de setores mais tradicionais para os mais modernos, com mais oportunidades, ocasionando aumentos na desigualdade de renda. Esta iria eventualmente reduzir-se caso um número suficiente de trabalhadores passasse a atuar no setor mais moderno. Essa ideia abre a possibilidade de que a relação evolua em ciclos, formando o que alguns trabalhos vêm pregando: a curva em forma de “N”. Ver, por exemplo, Amos Júnior (1988), Ram (1991), Katz e Murphy (1992), Partridge, Rickman e Levernier (1996), Barro (2000) e Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011).

transversal (*cross-section*) e que reportam evidências favoráveis à hipótese em questão. Utilizando dados de séries temporais para a economia americana, Hsing e Smith (1994) não rejeitam a hipótese de Kuznets. O mesmo fato é observado nos estudos de Forbes (2000), Deininger e Squire (1998), Barro (2000) e Thornton (2001) ao utilizarem dados em painel. Um dos principais trabalhos que não apoia a hipótese do “U” invertido é o de Fields e Jakubson (1994), baseado em estimativas para o painel com efeitos fixos.

Nos estudos para os dados brasileiros, os primeiros resultados sugerem, em geral, que o crescimento econômico não tem relação com a desigualdade de renda (Ravallion, 1995; Deininger e Squire, 1996, 1998; Schultz, 1998; Bruno, Ravallion e Squire, 1998), enquanto resultados mais recentes são favoráveis à hipótese de Kuznets (Barreto, Jorge Neto e Tebaldi, 2001; Bêrni, Marquetti e Kloeckmer, 2002; Bagolin, Gabe e Ribeiro, 2004; Jacinto e Tejada, 2004; Salvato *et al.*, 2006; Barros e Gomes, 2008).

Este estudo investiga a proposição de Kuznets para o Brasil empregando um painel de dados para 21 estados ao longo do período de 1986 a 2005. Diferente dos trabalhos anteriores, o estudo é baseado nas ideias discutidas em Barro (2000), onde a relação entre desigualdade e crescimento, além do formato em “U” invertido, pode se diferenciar de acordo com a dinâmica e os estágios de desenvolvimento de cada economia. Seus resultados indicam, por exemplo, que o tamanho do impacto negativo do crescimento sobre a desigualdade depende do nível de riqueza do país. Nessa mesma vertente, Saith (1983) e Anand e Kanbur (1993), por exemplo, também rejeitam a suposição de que as economias desenvolvidas e em desenvolvimento compunham uma única curva de Kuznets.

Diferente da pesquisa de Barro (2000), em que os resultados estatísticos estão condicionados à divisão da amostra por faixas de renda de forma *ad hoc*, o que pode gerar uma possível influência da amostra sobre o resultado da validade do “U” invertido, o presente estudo opta pela metodologia desenvolvida por Hansen (1999), que permite, além de averiguar a validade da hipótese de Kuznets, testar se existem múltiplas relações entre desigualdade e crescimento para o Brasil de maneira endógena, utilizando um procedimento estatístico.

Na perspectiva advogada por Barro (2000), os resultados para o Brasil revelam que a desigualdade não é influenciada pelo crescimento da renda de forma homogênea; ou seja, o estágio de desenvolvimento de suas economias tende a influenciar na relação entre renda e desigualdade. Em outros termos, a hipótese de Kuznets é válida dependendo do nível de renda. Nas regiões mais pobres, por exemplo, o aumento da renda parece não ter qualquer efeito sobre sua distribuição. Na perspectiva do modelo discutido por Kuznets, isso poderia indicar que, nessas economias, todos os setores estariam estagnados, não existindo um setor mais dinâmico através do qual

o crescimento pudesse provocar mudanças na desigualdade de renda. Ou, ainda, no contexto dos modelos citados acima, tem-se uma situação onde mudanças no mercado de crédito e amadurecimento político não são fortes o suficiente para configurar essa relação.

Esse resultado é importante, pois a não linearidade evidenciada na relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico sugere que políticas públicas de âmbito nacional não geram resultados similares para todas as regiões do país. Políticas que se concentrem apenas no fomento do crescimento econômico do país como um todo, por exemplo, podem não ser suficientes para melhorar a distribuição de renda em algumas regiões. Desta forma, é necessária uma atuação do governo mais direcionada a cada perfil socioeconômico regional, empregando políticas mais heterogêneas, mesmo que o objetivo seja simplesmente alavancar o conjunto da economia nacional.

Além desta introdução, o artigo está dividido em mais cinco seções. A seção 2 apresenta uma revisão da literatura, tanto nacional quanto internacional, buscando compreender como o referido tema tem sido discutido e analisado e, por conseguinte, o que mostram estas evidências empíricas. A seção 3 versa sobre o tratamento metodológico diferenciado proposto neste artigo, ressaltando ainda as características particulares da análise brasileira. Em seguida, na seção 4, faz-se uma descrição da base de dados acompanhada de uma análise descritiva destas informações. A seção 5 se reserva à análise e discussão dos resultados. Encerra-se o artigo com as considerações finais na seção 6.

2 REVISÃO DA LITERATURA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

2.1 Revisão dos aspectos teóricos

Após os artigos de Kuznets (1955) e de Robinson (1976), outros estudos apresentaram diferentes explicações para a possível forma de “U” invertido na relação entre desigualdade e crescimento econômico. Nesse sentido, Barro (2000) atribui essa peculiaridade às deficiências no mercado financeiro existentes em economias pouco desenvolvidas. As imperfeições no mercado de crédito afetariam mais acentuadamente a parcela mais pobre da população, a qual tem maior dificuldade de acesso ao crédito, reduzindo sua capacidade de realizar investimentos que resultariam em acúmulo de capital físico (como, por exemplo, abrir um pequeno empreendimento) ou capital humano.

Desta forma, no processo de expansão da economia, haveria fluxos desiguais de renda entre os indivíduos com níveis diferenciados de acesso a este recurso. Por outro lado, no longo prazo, a ampliação deste mercado e o desenvolvimento da economia levariam a um maior amadurecimento de seu mercado financeiro, viabilizando o acesso dos pobres ao crédito e reduzindo gradualmente a desigualdade.

Nessa vertente, diversos trabalhos subsequentes procuram então refinar o entendimento de como aumentos na renda agregada são distribuídos entre agentes heterogêneos numa economia. Glomm (1992) e Rauch (1993) obtêm a curva de Kuznets em um modelo de equilíbrio geral com migração persistente entre os setores agrícola e manufatureiro – ideia próxima à de Kuznets.

Aghion e Bolton (1992) e Khan (2001) mostram a relação inicialmente crescente e depois decrescente entre desigualdade e renda em um modelo com imperfeições no mercado de crédito. Em Galor e Zeira (1993), as imperfeições no mercado de crédito também exercem um papel importante na explicação do nível de desigualdade de renda em uma economia. Esses autores mostram que a distribuição inicial da riqueza influencia na decisão de investimento em capital humano dos indivíduos. Isto ocorre em virtude da assimetria existente no custo e no padrão de financiamento desse investimento entre grupos de indivíduos com diferentes dotações iniciais de riqueza.

Caso as condições de financiamento para adquirir um nível de educação com qualidade permaneçam diferenciadas, dificultando o acesso dos indivíduos com menor nível de renda; e, ainda, tornando as expectativas de ganho futuro insuficiente para cobrir o gasto com este investimento em capital humano no presente, esta situação gera uma maior distância entre os rendimentos dos trabalhadores qualificados e não qualificados no longo prazo, aumentando a desigualdade entre os indivíduos.

Em outras palavras, haveria um efeito limiar na decisão de investimento em capital humano e nos seus retornos futuros. O indivíduo que não possuir um determinado valor de riqueza inicial pode preferir não investir em educação e trabalhar como mão de obra não qualificada na presença de imperfeições no mercado de crédito. Neste caso, o investimento em capital humano torna-se limitado aos indivíduos com riqueza inicial alta o suficiente para ultrapassar este valor limiar.

Através de um modelo teórico de geração superposta, Gloom e Ravikumar (1998) propõem que se a acumulação de capital humano apresentar retornos crescentes só no curto prazo, então a economia pode exibir um comportamento do tipo curva de Kuznets. De acordo com Gloom e Ravikumar, o indivíduo que nasce em uma família com maior poder aquisitivo pode investir mais tempo na acumulação de capital humano. Se a função que descreve a evolução do capital humano na economia apresentar retornos crescentes apenas no curto prazo, em termos agregados, a desigualdade crescerá com o nível do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, mas decrescerá após o curto prazo gerando a curva de Kuznets. Em Greenwood e Jovanovic (1990) e Khan (2001), os retornos de escala são crescentes no curto prazo em virtude da necessidade de investimentos fixos para manter melhores oportunidades de investimento.

Além das imperfeições do mercado de trabalho e de crédito, dos diferenciais de produtividade entre os setores da economia, nos modelos de economia política, o crescimento econômico pode gerar uma maior demanda por serviços sociais, devido à mudança no perfil do eleitor médio a qual altera a distribuição do poder político, das decisões orçamentárias e da evolução das instituições (Justman e Gradstein, 1999).

Ainda na linha de modelos de economia política e de economia das instituições, Perotti (1993) e Acemoglu e Robinson (2002) mostram que o formato da curva Kuznets também pode ser consequência do efeito de políticas redistributivas, já que com a maturidade do desenvolvimento em regimes democráticos a população mais pobre, às vezes em maior número, obtém maior representatividade no governo.

2.2 Revisão das evidências empíricas

Do ponto de vista empírico, Ahluwalia (1976b), através de dados de corte transversal, descreve a relação entre crescimento econômico e desigualdade para uma amostra de sessenta países, sendo quarenta considerados países em desenvolvimento, seis socialistas e quatorze desenvolvidos. Suas estimativas não rejeitam a hipótese de Kuznets e, ainda de acordo com o referido autor, as participações na renda de todos os grupos, exceto os 20% superiores, declina e depois aumenta à medida que a renda *per capita* se eleva. Em outras palavras, a desigualdade primeiramente se eleva e, num segundo momento, passa a declinar à medida que a renda *per capita* da sociedade se eleva.

Barro (2000), ao analisar uma amostra de 84 países no período de 1965 a 1995, através de um modelo de dados em painel, conclui que o impacto negativo da desigualdade sobre o crescimento dependerá do nível de riqueza do país. É importante salientar que o procedimento de divisão da amostra por faixas de renda possa influenciar (viés de seleção) o resultado da validade do “U” invertido. Se essa divisão não fosse feita, a hipótese de Kuznets poderia não ser válida para todos os países analisados. A grande contribuição do autor a partir dos resultados desse artigo é a validação da curva de Kuznets para economias relativamente ricas. Em outras palavras, essa relação só será válida para economias que já atingiram certo grau de desenvolvimento.

Assim como Barro (2000), List e Gallet (1999) e Thornton (2001) fizeram uso de dados em painel e estimaram modelos de efeitos fixos, do mesmo modo, não encontraram evidências para rejeitar a hipótese do “U” invertido.

No caso dos estudos sobre o tema para dados brasileiros, observa-se que existem estudos contemplando uma análise do processo de Kuznets para regiões específicas e para o país como um todo. Entretanto, independentemente da abrangência regional da amostra, as investigações empíricas no Brasil são geralmente

favoráveis à hipótese de Kuznets. No âmbito regional, destacam-se os trabalhos de Barreto, Jorge Neto e Tebaldi (2001) e Bêrni, Marquetti e Kloeckmer (2002).

Barreto, Jorge Neto e Tebaldi (2001), por exemplo, analisaram dez estados da região Nordeste do país, e por meio de regressões *pooled*, apoiam a hipótese do “U” invertido, ressaltando a importância de políticas públicas direcionadas às regiões que apresentam níveis de desigualdade mais acentuados. Bêrni, Marquetti e Kloeckmer (2002) consideraram setores distintos da economia gaúcha utilizando o método não paramétrico de Regressão Local. Os autores sugerem cautelosa aceitação da curva de Kuznets e admitem a necessidade de se utilizar métodos mais sofisticados do que a estimativa de funções quadráticas ou cúbicas com o uso do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO).

Dentre os estudos que analisam todas as regiões brasileiras, a hipótese do “U” invertido não foi rejeitada em Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004), Jacinto e Tejada (2004) e Salvato *et al.* (2006), sob diferentes medidas de desigualdade. Já Barros e Gomes (2008), empregando um painel de dados para os municípios brasileiros nos anos de 1991 e 2000, apontam para a existência de limitação da aplicabilidade da curva de Kuznets para explicar o processo de evolução da desigualdade entre os municípios brasileiros.

Assim como Barros e Gomes (2008), Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011) utilizaram-se de informações dos municípios brasileiros para os anos de 1991 e 2000 para testar a hipótese de Kuznets através dos testes para especificações quantílicas desenvolvido por Racine (2006), do método de estimação não paramétrica *B-splines* proposta por Koenker, Ng e Prtnoy (1994) e do teste de razão de verossimilhança de Fan, Zhang e Zhang (2001).

Os resultados de Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011) apontam para a inconsistência da estrutura quantílica linear, enquanto as estimativas não paramétricas sugeriram a validade da hipótese de Kuznets. Além disso, os autores destacam que os testes de razão de verossimilhança indicaram a superioridade estatística dos modelos não paramétricos em relação aos lineares.

Diante dessa exposição sucinta da literatura, vale ressaltar que este artigo segue a motivação investigativa de Barro (2000) aplicada para o Brasil e com algumas mudanças em termos metodológicos em relação aos artigos supracitados, a qual possibilita que as regiões no Brasil sejam agrupadas de forma endógena de acordo com seus estágios de crescimento econômico, permitindo a estimação de curvas de Kuznets segmentadas para cada nível de renda *per capita*. Diante disso, a próxima seção se reserva a apresentar a metodologia relacionada aos modelos para dados em painel não dinâmicos com efeito *threshold*, que diferencia este estudo dos demais.

3 METODOLOGIA

A maior parte dos estudos acerca da hipótese de Kuznets utiliza modelos econométricos para dados de corte. Nesse caso, porém, a utilização de dados de corte limita o poder de explicação dos modelos em virtude de essa técnica ignorar as trajetórias de evolução da desigualdade e da renda em cada unidade de corte. Como argumentam Salvato *et al.* (2006), tal omissão pode levar a estimativas errôneas da curva de Kuznets.

Um modelo com dados em painel estimado através da abordagem de efeitos fixos se apresenta como uma alternativa interessante para captar possíveis especificidades não observáveis na curva de Kuznets para o Brasil, uma vez que cada uma de suas unidades de observação apresenta uma trajetória de desenvolvimento e desigualdade particular às suas características econômicas e sociais. Portanto, o acréscimo de períodos de tempo e variáveis de controle gera análises mais amplas e robustas (Bêrni, Marquetti e Kloeckmer, 2002).

Considerando esses aspectos, esse trabalho utiliza como base para testar a hipótese da curva de Kuznets o modelo para painel de dados com efeitos fixos. A equação de regressão em sua versão simples pode ser descrita da seguinte forma:

$$G_{it} = \alpha_i + \beta_0 R_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

sendo G_{it} uma medida de desigualdade, α_i o efeito fixo, $\beta_0 = (\beta_{01}, \dots, \beta_{0m})$ um vetor de m parâmetros relacionados à renda, $R_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2 \dots (\ln Y_{it})^m]$ é um vetor com as potências do logaritmo da variável renda Y_{it} (geralmente $m \leq 3$), γ é um vetor de parâmetros de tamanho $1 \times K$, X_{it} é um vetor com variáveis de controle de dimensão $K \times 1$ e ε_{it} é um erro aleatório. O índice i representa cada unidade de corte transversal (estados brasileiros) e t representa os anos no período da amostra.

A relação entre o nível de desigualdade e a renda é indicada pelos sinais dos parâmetros β_j . No caso mais simples $m = 2$, quando $\beta_{01} > 0$ e $\beta_{02} < 0$, tem-se que G_{it} aumenta inicialmente com Y_{it} e, a partir de um certo nível de renda, diminui na medida em que Y_{it} continua aumentando – como a hipótese de Kuznets sugere.

Observe, no entanto, que na equação (1), a relação desigualdade-renda é deduzida sob a suposição de que não há variações dos coeficientes β_j dentro do conjunto total de dados do painel. Na perspectiva dos próprios argumentos de Kuznets, a interação entre os setores de atividade econômica e classes sociais podem mudar com o desenvolvimento e, por conseguinte, mudam a relação entre distribuição de renda e renda. Esse tipo de restrição é destaque no trabalho de

Barro (2000) quando avalia a relação entre desigualdade e crescimento de renda em um painel de dados para países. Pelas suas críticas, fatores econômicos, sociais e culturais podem tornar essa relação distinta entre grupos de economias. Nessa mesma vertente, Saith (1983) e Anand e Kanbur (1993), por exemplo, também alegam que as economias desenvolvidas e em desenvolvimento não compartilham a mesma curva de Kuznets.

Para acomodar essa possibilidade na análise, emprega-se uma variante do modelo da equação (1) onde é possível encontrar heterogeneidade em seus coeficientes, através de um modelo de painel não dinâmico com efeito *threshold*, proposto por Hansen (1999). Em tal modelo, os coeficientes β e γ podem mudar entre regimes de acordo com o nível de uma variável de seleção, chamada de variável *threshold*. Assumindo a existência de apenas dois regimes, para facilitar a presente exposição, o modelo com efeito *threshold* pode ser descrito como:

$$G_{it} = \alpha_i + \beta_1 R_{it} I_1 \{Y_{it} \leq \lambda\} + \gamma_1 X_{it} I_1 \{Y_{it} \leq \lambda\} + \beta_2 R_{it} I_2 \{Y_{it} > \lambda\} + \gamma_2 X_{it} I_2 \{Y_{it} > \lambda\} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

onde $I_j \{\cdot\}$ é a função indicadora, com $I_1 = 1$ quando $Y_{it} \leq \lambda$ e 0 de outra forma e $I_2 = 1$ quando $Y_{it} > \lambda$ e 0 de outra forma, Y_{it} é a variável *threshold*, λ é o parâmetro *threshold*, e $\beta_j = (\beta_{j1}, \dots, \beta_{jm})$ e $\gamma_j = (\gamma_{j1}, \dots, \gamma_{jk})$, $j = 1, 2$, ε_{it} é o termo de erro independente e serialmente não correlacionado, mas que pode ser heterocedástico entre os regimes. A equação acima permite a estimação de coeficientes distintos para cada grupo da amostra delimitado pelo valor de Y_{it} .

Para explicar o processo de estimação e testes nesse tipo de modelo, considere uma representação alternativa da equação de regressão (2):

$$G_{it} = \alpha_i + \psi Z_{it}(\lambda) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde $\psi = (\beta'_1, \gamma'_1, \beta'_2, \gamma'_2)$ e $Z_{it}(\lambda) = (R'_{it} I_1, X'_{it} I_1, R'_{it} I_2, X'_{it} I_2)'$. Defina o espaço $\Lambda = [\underline{\lambda}, \bar{\lambda}]$, onde $\underline{\lambda} > \min\{Y_{it}\}$ e $\bar{\lambda} < \max\{Y_{it}\}$. Observe que, para cada valor de $\lambda \in \Lambda$, o vetor $Z_{it}(\lambda)$ assumirá uma forma particular.

A estimação dos parâmetros em modelos com efeito *threshold* segue a metodologia proposta em Hansen (1999). Ela procede via sucessivas aplicações de MQO, para cada valor de λ em Λ , e a seleção, via *search grid*, das estimativas dos parâmetros que gerem o menor somatório do quadrado dos resíduos (SQR); ou

seja, para cada $\lambda_n \in \Lambda$ obtêm-se por MQO as estimativas $\hat{\alpha}_i(\lambda_n)$ e $\hat{\psi}(\lambda_n)$ e o respectivo SQR, $S(\lambda_n) = \sum \sum \hat{\varepsilon}_{it}^2(\lambda_n)$, as estimativas finais de α_i , ψ e λ são aqueles valores que minimizam a função $S(\lambda_n)$ no espaço Γ .

O teste para a existência de efeito *threshold*, onde $\beta_1 \neq \beta_2$ e/ou $\gamma_1 \neq \gamma_2$, utiliza a estatística de teste de multiplicador de Lagrange, proposta por Hansen (1999), que é robusta à heterocedasticidade e tem seus valores críticos determinados por um procedimento de *bootstrap* (Hansen, 1996). Caso o efeito *threshold* seja estatisticamente relevante na equação (2), conclui-se que existem dois regimes, onde as relações entre a variável dependente e as variáveis explicativas são distintas (ao menos para algumas delas). Do contrário, o modelo mais adequado para os dados é dado pela equação (1).

No caso de três regimes, por exemplo, o modelo teria a seguinte estrutura:

$$G_{it} = \alpha_i + \theta W_{it}(\lambda_1, \lambda_2) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

onde $\theta = (\beta'_1, \gamma'_1, \beta'_2, \gamma'_2, \beta'_3, \gamma'_3)$, $Z_{it}(\lambda_1, \lambda_2) = (R'_{it}I_1, X'_{it}I_1, R'_{it}I_2, X'_{it}I_2, R'_{it}I_3, X'_{it}I_3)'$ $I_1 = I_1 \{Y_{it} \leq \lambda_1\}$, $I_2 = I_2 \{\lambda_1 < Y_{it} \leq \lambda_2\}$ e $I_3 = I_3 \{\lambda_2 < Y_{it}\}$ são funções indicadoras e λ_1 e λ_2 são os parâmetros *threshold*.

No processo de estimação do modelo, bem similar ao caso com dois regimes, obtêm-se por MQO as estimativas $\hat{\alpha}_i(\lambda_{1,n}, \lambda_{2,n})$ e $\hat{\theta}(\lambda_{1,n}, \lambda_{2,n})$ para cada par $(\lambda_{1,n}, \lambda_{2,n}) \in \Lambda \times \Lambda$ e o respectivo SQR, $S(\lambda_{1,n}, \lambda_{2,n}) = \sum \sum \hat{\varepsilon}_{it}^2(\lambda_{1,n}, \lambda_{2,n})$, enquanto as estimativas finais de α_i , θ , λ_1 e λ_2 são aqueles valores que minimizam a função $S(\lambda_{1,n}, \lambda_{2,n})$ no espaço $\Lambda \times \Lambda$. Testes para a validade dos três regimes podem ser executados, também, pelo teste de multiplicador de *Lagrange* comparando-se as estimativas da variância dos erros entre os modelos (3) e (4).

Caso o modelo com três regimes (isto é, com dois parâmetros *thresholds*) seja o mais adequado estatisticamente, esse mesmo procedimento de estimação e teste continua até que seja determinado o número de regimes do modelo. Nesse estudo, o máximo de regimes permitido é três; ou seja, corresponde à possibilidade de existirem três relações distintas entre desigualdade e renda.

Apresentada a metodologia, se faz apropriado descrever o banco de dados, bem como extrair algumas informações descritivas para ilustrar o comportamento da desigualdade e de seus determinantes.

4 BASE DE DADOS E ANÁLISE DESCRITIVA

Para analisar a relação entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico, este estudo emprega um painel de dados com frequência anual para 21 estados brasileiros,² contemplando o período de 1986 a 2005.³

De acordo com Vanhoudt (2000), os trabalhos de abrangência mundial comprometem a comparabilidade dos dados, haja vista que as metodologias de pesquisa e coleta de dados são desenvolvidas de maneira distinta em cada país. Neste sentido, uma vantagem deste estudo é a utilização de variáveis que possuem a mesma metodologia de cálculo em cada Unidade da Federação, possibilitando uma aferição mais precisa dos indicadores e a comparabilidade dos dados.

Como medida de desigualdade emprega-se o Índice de Gini. O vetor de variáveis explicativas $R'_i = [(\ln Y_i)(\ln Y_i)^2 \dots (\ln Y_i)^m]$ é construído utilizando-se a renda domiciliar *per capita* Y_i .⁴ Adicionalmente, seguindo a discussão de Glaeser (2005), um vetor de variáveis explicativas X_i é incluído para controlar o efeito de fatores econômicos e políticos na relação de Kuznets.

Como variáveis de controle, utiliza-se a média de anos de estudo como *proxy* para capital humano (KH), uma medida de abertura comercial (AC) aferida a partir da razão entre a soma da exportação com importação em relação ao PIB, e o consumo de energia elétrica (CEE) industrial como *proxy* para o investimento.⁵ O quadro 1 apresenta uma síntese das variáveis utilizadas neste estudo, bem como suas *proxies*, fontes e sinais esperados.

A escolha desses regressores foi determinada pela frequência de seu uso em estudos semelhantes e pela disponibilidade dos dados para todo o período do painel.

2. Cabe destacar que alguns estados, como Acre, Amapá, Rondônia, Roraima e Tocantins foram excluídos da amostra em decorrência da indisponibilidade de dados acerca dos mesmos para a série temporal analisada neste estudo, haja vista que a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) apresentava abrangência geográfica restrita até o início da década de 1990. Por outro lado, optou-se por excluir o Distrito Federal (DF) por este apresentar características atípicas em comparação aos demais estados da amostra. O comportamento atípico do DF se refere ao rápido crescimento da renda *per capita* a partir do início da década de 2000, onde o PIB *per capita* exibe uma trajetória quase exponencial. Esse tipo de comportamento não foi observado, no período em análise, em nenhuma outra Unidade Federativa do país, nem mesmo numa das mais ricas, o estado de São Paulo. De qualquer forma, durante o exercício empírico, notou-se a grande sensibilidade dos resultados à inclusão dos dados do DF. Verificou-se que pelo comportamento atípico, DF era tratado praticamente como um caso à parte do painel. Por isso, optou-se pela retirada do DF. Ademais, já que o estudo trata da curva de Kuznets, pode-se argumentar que a exclusão de uma região que tem sua renda bastante influenciada por políticas salariais do funcionalismo do governo não é prejudicial à análise.

3. Como a PNAD não dispõe de informações para os anos de 1991, 1994 e 2000, optou-se por interpolar estas informações a partir de média aritmética entre os anos anterior e posterior aos dados faltantes. Sendo assim, utiliza-se de painel de dados balanceado.

4. A renda domiciliar é deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), tendo como base 2005.

5. Optou-se por aplicar logaritmo neperiano em todas as variáveis. Sendo assim, os coeficientes reportam as elasticidades renda da desigualdade, bem como as elasticidades da abertura comercial e do capital físico e humano e da desigualdade de renda dos estados brasileiros.

No que se refere à variável abertura comercial, esta pode transmitir conhecimento e tecnologia gerando crescimento econômico, levando a economia para o estágio definido por Kuznets com menor desigualdade. Por outro lado, a intensificação do comércio internacional pode gerar um aumento da demanda por trabalho qualificado, aumentando o prêmio salarial desses trabalhadores em detrimento dos não qualificados gerando desigualdade (Winters, McCulloch e McKay, 2004). Por essas razões, o efeito da variável abertura comercial sobre a desigualdade de renda não é consensual. Por exemplo, para Dollar e Kraay (2002) a abertura comercial não influencia diretamente na desigualdade de renda, enquanto os trabalhos de Barro (2000) e Ravallion (2001) encontram evidências de que a abertura comercial pode aumentar a desigualdade em países pobres e reduzi-la em países com maiores níveis de renda.

QUADRO 1
Resumo descritivo das variáveis utilizadas

Variável	Descrição (<i>proxies</i>)	Fonte	Sinal esperado
Desigualdade (<i>Gini</i>)	Índice de Gini ³	PNAD/IBGE/Ipea ¹	²
Renda (<i>Y</i>)	Renda domiciliar <i>per capita</i>	PNAD/IBGE/Ipea ¹	–
AC	Razão entre a soma da exportação com importação em relação ao PIB	MDIC – Secex ⁴	–/+
Capital físico (<i>CEE</i>)	Consumo de energia elétrica industrial	Eletrobras	–
<i>KH</i>	Média de anos de estudo das pessoas com 25 anos ou mais ⁵	Ipea	–

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Série calculada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) a partir das respostas à PNAD/IBGE.

² Variável dependente.

³ O Índice de Gini mensura o grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita* entre os indivíduos. Teoricamente, seu valor varia entre 0 e 1, isto é, quando assume valor igual a 0 as rendas de todos os indivíduos têm o mesmo valor (ou seja, não existe desigualdade) e, caso assuma valor igual 1, apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula.

⁴ MDIC é o acrograma de Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio, enquanto Secex refere-se à Secretaria de Comércio Exterior do MDIC.

⁵ Aferida a partir da razão entre o somatório do número de anos de estudo completados pelas pessoas que têm 25 ou mais anos de idade e o número de pessoas nessa faixa etária.

Em relação às variáveis de capital físico e capital humano, vários estudos que formalizam teoricamente a curva de Kuznets utilizam uma função de produção com essas variáveis (Gallor e Tsiddon, 1996). Dada a possibilidade de que a diferença no número de anos de estudo entre os indivíduos pode afetar o hiato salarial entre os mesmos, gerando desigualdade de renda, variáveis que aproximam o capital humano estão presentes em vários estudos empíricos que testam a hipótese da curva de Kuznets. Neste caso, espera-se que quanto maior essa variável seja observada para a amostra como um todo, menor será a desigualdade de renda.

A tabela 1 apresenta as principais estatísticas descritivas dos dados. Os valores observados para a desigualdade ao longo de vinte anos apresentaram uma média (e mediana) de 0,578. O máximo registrado (0,666) foi no ano de 1990 no estado do Piauí e o mínimo foi no ano de 2004 em Santa Catarina (0,461). Esses números revelam a gravidade da desigualdade no país. Mesmo o menor nível registrado no período, o de Santa Catarina, ainda é maior do que muitos países em desenvolvimento em 2004, como Rússia, Indonésia, México e Índia (o índice para China em 2004 é 46,9).⁶

TABELA 1
Estatística descritiva das variáveis

Estatísticas	Variáveis				
	<i>Gini</i>	<i>Y</i>	<i>CEE</i>	<i>AC</i>	<i>KH</i>
Média	0,578	264,93	6,330	0,144	1,552
Mediana	0,578	242,94	6,291	0,123	1,585
Máximo	0,666	613,58	7,660	0,604	2,045
Mínimo	0,461	90,05	4,748	0,003	0,783
Desvio-padrão	0,035	103,52	0,635	0,116	0,264
Observações	420	420	420	420	420
Matriz de correlação					
Variáveis	<i>Gini</i>	<i>Y</i>	<i>CEE</i>	<i>AC</i>	<i>KH</i>
<i>Gini</i>	1	-0,515	-0,373	-0,387	-0,556
<i>Y</i>	-0,515	1	0,486	0,281	0,721
<i>CEE</i>	-0,373	0,486	1	0,404	0,441
<i>AC</i>	-0,387	0,281	0,404	1	0,494
<i>KH</i>	-0,556	0,721	0,441	0,494	1

Elaboração dos autores

Em relação à renda, os resultados apresentam uma mediana no valor de R\$ 242,94. São Paulo registrou a maior renda do país no ano de 1986, ao passo que Piauí registrou a menor renda domiciliar *per capita* no ano de 1988. Pela estatística de correlação, nota-se que a desigualdade mensurada pelo Gini é negativamente correlacionada com o nível de renda. Caso a relação entre essas variáveis fosse linear, poder-se-ia esperar que a desigualdade reduzisse com o aumento da renda *per capita*.

No que se refere ao consumo de energia elétrica industrial, verificou-se que o estado de São Paulo foi o que mais consumiu energia elétrica no país durante o ano de 2004. Enquanto o menor valor observado foi no estado do Mato Grosso para o ano de 1991. A série de abertura comercial apresentou valor médio de 0,144 e o Espírito Santo foi o estado com maior nível dessa variável em 2003. Por outro lado, o estado de Sergipe, em 1995, foi o mais fechado em relação às transações

6. Esses valores foram retirados do CIA World Factbooks, 18 dezembro 2003 a 28 março 2011.

comerciais com o exterior. No tocante ao capital humano, os resultados apontam que os indivíduos com maior média de anos de estudo se concentraram no estado do Rio de Janeiro no ano de 2005. Já os menores valores observados para essa variável foram registrados no estado do Piauí no ano de 1992.

Por fim, nota-se que todas as variáveis de controle (consumo de energia elétrica industrial, abertura comercial e capital humano) são negativamente correlacionadas com a desigualdade. Sendo assim, espera-se que dentre as estimativas geradas pelos modelos econométricos, uma relação negativa entre as variáveis de controle e desigualdade de renda nos estados brasileiros seja observada. Não obstante, a próxima seção se reserva a analisar os resultados empíricos encontrados.

5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A hipótese de Kuznets e a variabilidade da relação entre desigualdade e crescimento da renda são avaliadas em um modelo econométrico de painel não linear com efeitos fixos. A não linearidade é caracterizada pelo efeito *threshold*, onde os coeficientes da equação mudam de acordo com o nível de uma variável-chave, denominada variável *threshold*. Quando esse efeito é estatisticamente significativo, os coeficientes das variáveis renda e suas potências $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2 \dots (\ln Y_{it})^m]$, identificadores da relação de Kuznets, variam entre regimes determinados pela variável *threshold*.

A literatura, em geral, estima a relação entre desigualdade e renda usando uma função quadrática, como sugerida por Kuznets, ou cúbica.⁷ Considerando essas duas possibilidades, os resultados são apresentados para os casos $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2]$ e $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2 (\ln Y_{it})^3]$. O ideal seria verificar a especificação correta entre os dois modelos, mas um teste no modelo econométrico usado para esse tipo de seleção ainda não está disponível. A dificuldade principal de desenvolver esse teste deve-se provavelmente à construção de uma estatística que contemple a presença do tipo não linearidade em questão e a possibilidade de os modelos não serem aninhados, pois os parâmetros *threshold* podem ser diferentes na forma quadrática e cúbica.

Alternativamente, esses modelos são contrastados usando as estimativas de seus parâmetros *threshold* fixos e aplicando um teste F de restrição linear. Têm-se então dois cenários. No primeiro, as estimativas dos parâmetros *threshold* do modelo com $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2]$, modelo restrito, são usadas para estimar o modelo com $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2 (\ln Y_{it})^3]$, modelo livre, e assim calcular uma estatística F usando os somatórios dos quadrados dos resíduos. No segundo, faz-se o contrário, as estimativas dos parâmetros *threshold* do modelo com $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2 (\ln Y_{it})^3]$,

7. Veja por exemplo os estudos de Katz e Murphy (1992), Ravallion (1995), Barro (2000), Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011).

modelo livre, são usadas para estimar o modelo com $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2]$, modelo restrito, e assim calcular a devida estatística F. Essa estratégia ajuda na determinação de qual especificação do vetor de rendas é provavelmente mais adequado para explicar os dados no arcabouço do modelo para painel com efeito *threshold*.

Os resultados do modelo com a forma quadrática são reportados na tabela 2. No topo da tabela são apresentadas as estimativas dos parâmetros *threshold* e os respectivos regimes formados por seus valores. Abaixo têm-se as estimativas dos coeficientes nos diferentes regimes e suas estatísticas t. Na parte inferior da tabela encontram-se a estatística de teste LR para o efeito *threshold* e seu valor-p, a soma do quadrado dos resíduos para o modelo selecionado e a estatística F para verificar se o regressor adicional $(\ln Y)^3$ é estatisticamente relevante, fixando os parâmetros *threshold* estimados.

TABELA 2
Modelo *threshold* com função quadrática na variável renda

Variável dependente: Gini	Regimes		
	Regime 1	Regime 2	Regime 3
Regressores	$Y < R\$ 258,48$	$R\$ 258,48 \leq Y < R\$ 395,62$	$Y > R\$ 395,62$
$\ln Y$	0,10 (0,74)	0,83** (4,29)	1,68** (4,39)
$(\ln Y)^2$	-0,01 (-0,38)	-0,07** (-3,95)	-0,16** (-4,46)
$\ln CEE$	-0,01** (-4,30)	0,002 (1,07)	0,03** (3,79)
AC	-0,04 (-1,19)	-0,03 (-1,36)	-0,11 (-1,21)
$\ln KH$	-0,07** (-4,33)	-0,14** (-6,13)	-0,08** (-2,74)
Teste LR (3 regimes)	24,32**		
Valor-p (3 regimes)	0,001		
Σe^2	0,147		
Estatística F (quando acrescentado $(\ln Y)^3$)	0,69		

Elaboração dos autores.

Nota: ** Significante ao nível de 5%, * significante ao nível de 10%.

Obs.: 1. As estimações foram corrigidas para heterocedasticidade.

2. Os valores entre parênteses reportam a estatística t.

3. A amostra exclui os estados do Acre, Amapá, Roraima, Rondônia, Tocantins e Distrito Federal.

4. O valor crítico de 5% para a estatística F é 2,6.

5. Os intervalos de confiança ao nível de 5% para os *thresholds* estimados foram [235, 268] e [366, 407].

Pelo procedimento de aplicação sucessiva do teste LR, no caso da forma quadrática, o painel de dados revelou a existência de três regimes onde as relações

entre renda e desigualdade se diferenciam. O regime 1 é composto por economias em que o PIB *per capita* estadual se encontra abaixo de R\$ 258,48, o regime 2 por economias nas quais essa variável assume valores entre R\$ 258,48 e R\$ 395,62 e o regime 3 por aquelas onde o PIB *per capita* estadual é superior a R\$ 395,62.⁸

Antes de comentar sobre as estimativas dos coeficientes, vale observar que o modelo adicionado da variável $(\ln Y)^3$, com esses mesmos regimes, não é estatisticamente significativo quando comparado com o apresentado acima. A estatística F é 0,69, abaixo do valor crítico correspondente ao nível de 5% de significância (2,6%). Portanto, considerando esses regimes, a forma quadrática parece ser mais apropriada para explicar os dados.

A relação entre desigualdade e renda não é significativa no regime de baixa renda *per capita*; ou seja, o nível de desigualdade dessas economias não se altera com mudanças na renda. Usando argumentos similares àqueles discutidos no trabalho de Kuznets, para que essa relação ocorra, talvez seja necessária a existência de diversidade em termos de salários e produtividade entre os setores de atividade econômicos. No caso de economias estagnadas, em que os setores são semelhantes nesses termos, como pode ser o quadro das economias do regime 1, é provável que o crescimento da renda não provoque modificações na distribuição da renda. Esse quadro pode ainda ser resultado da baixa intensidade em que outros fatores, tais como o mercado de crédito (Khan, 2001), a representatividade política (Acemoglu e Robinson, 2002) e o acúmulo de capital humano (Glomm e Ravikumar, 1992) influenciem a formação de uma relação entre essas variáveis.

Para os estados que fazem parte desse regime, o aumento do capital físico e principalmente o do capital humano apresentam parâmetros negativos e significantes do ponto de vista estatístico, sendo o valor da elasticidade dessa última variável sete vezes maior do que a primeira. Portanto, para estes casos, investimentos em educação, pesquisa e desenvolvimento, por fim na formação de capital humano, devem ser utilizados como principal política de redução na desigualdade.

Para os regimes 2 e 3, por outro lado, tem-se a evidência de que a relação entre desigualdade e renda seja significativa. No regime 2 os coeficientes estimados da renda e quadrado da renda são, respectivamente, 0,83 e -0,07, e no regime 3, 1,68 e -0,16. Considerando os dois regimes de forma isolada, pode-se inferir que a desigualdade tende a crescer com a renda, mas a partir de certo nível de renda ela passa a decrescer. No entanto, pelos valores estimados desses coeficientes e dos *thresholds* – quando os dois regimes são analisados conjuntamente – o que pode ser observado é a predomi-

8. Utilizando como referência o PIB *per capita* médio no período 2001-2005, os estados de Alagoas, Amazonas, Bahia, Ceará, Maranhão, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe seriam as economias do regime 1, Espírito Santo, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Paraná as do regime 2, e Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo as do regime 3.

nância de uma relação positiva entre desigualdade e renda no segundo regime e uma negativa no terceiro regime. De forma geral, considerando as estimativas do modelo econométrico como um todo, prevalece a ideia do “U” invertido, como proposto por Kuznets. Ou seja, os benefícios do crescimento econômico seriam ao longo do desenvolvimento disseminados para todos da sociedade.

No regime 2, apenas a variável capital humano, entre as demais variáveis de controle, é estatisticamente significativa, com sinal esperado e elasticidade duas vezes maior do que a do PIB *per capita* ao quadrado. Desta forma, uma política de redução de desigualdade para os estados nessa situação é a de crescimento do PIB *per capita* combinado com investimentos prioritários em capital humano.

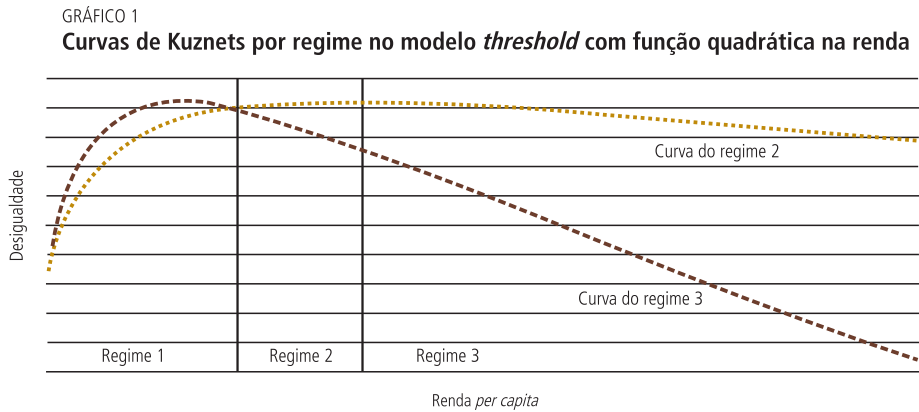
Para as economias no terceiro regime, as variáveis capital físico e capital humano foram as que se mostraram significantes entre as variáveis de controle. Entretanto, a primeira apresentou sinal diferente do esperado – as evidências empíricas indicam que nesse caso investimentos em capital físico aumentam a desigualdade, e que, como nos demais regimes, o aumento do capital humano reduz a desigualdade, mas, diferentemente do regime 2, a elasticidade do capital humano é menor do que a do PIB *per capita* ao quadrado. Ou seja, nesse último regime a política de redução de desigualdade assemelha-se à recomendada aos estados do regime 2, mas com prioridade para o crescimento do PIB *per capita*.

Para avaliar a diferença entre os dois regimes, simula-se a relação entre a desigualdade e a renda *per capita* através da função $G_j = c + \beta_1 \ln(Y_j) + \beta_2 \ln(Y_j)^2$ para valores da renda *per capita* mensal entre R\$ 50 e R\$ 1.000, onde β_1 e β_2 são as estimativas desses coeficientes para cada regime e c é uma constante para igualar o nível inicial de G_j entre os regimes. Lembre-se de que os valores dessa variável no painel de dados estão entre R\$ 212 e R\$ 614. As curvas de Kuznets simuladas são apresentadas nos gráficos 1 e 2. O gráfico 1 apresenta essas curvas considerando as estimativas de cada regime isoladamente e o gráfico 2 complementa o gráfico 1 representando a curva de Kuznets estimada para o modelo econométrico como um todo, com a demonstração apenas da parte da curva válida para cada regime.⁹ Os traços verticais nos gráficos representam os valores estimados dos parâmetros *threshold*.

Percebe-se que, para a faixa de renda *per capita* simulada, o aumento da desigualdade com o crescimento da renda ocorre mais lentamente no regime 2. Nesse caso, o nível de desigualdade atinge o seu máximo quando a renda *per capita* for aproximadamente R\$ 376, enquanto no regime 3 isso ocorre quando ela for R\$ 190. Então, como comentado anteriormente, pelas estimativas dos parâmetros *threshold*, economias que se encontram no regime 2 ainda estariam passando por aumento de desigualdade com o crescimento da renda. Já no regime 3, a desigualdade se

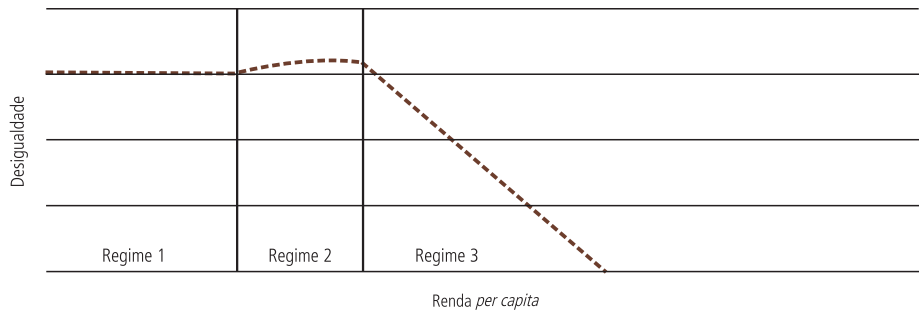
9. Para evitar interpretações equivocadas, vale informar que os níveis mínimos de desigualdade nas figuras, onde ocorre a interseção dos eixos, não são zeros e foram escolhidos de forma a tornar a representação das curvas mais clara.

encontra na descendente em relação ao crescimento da renda. Vale notar que a redução da desigualdade com o crescimento nas economias mais ricas ocorre de maneira bem acelerada. Isso fica bem evidente pela inclinação da última seção da curva de Kuznets apresentada no gráfico 2.



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2
Representação da curva de Kuznets conjunta no modelo *threshold* com função quadrática na renda



Elaboração dos autores.

Novamente em relação às variáveis de controle, tem-se que um aumento de 10% no número de anos de estudo em cada estado, *ceteris paribus*, reduziria, em média, o índice de Gini entre 0,7 e 1,4 ponto, dependendo do regime. Vários estudos reportam o efeito da educação na redução da desigualdade, como por exemplo Fishlow (1972), Reis e Barros (1991), Barros, Henriques e Mendonça (2002), Tatiwa e Cruz (2010), entre outros, que corroboram a importância de políticas educacionais na melhoria da distribuição de renda.

Aumentos no consumo de energia elétrica na indústria, *proxy* para capital físico, reduzem a desigualdade no regime 1, de mais baixa renda, não têm efeito no regime 2 e aumentam a desigualdade no regime 3. Não existe um sinal esperado para a influência desse fator na desigualdade, pois dependendo do tipo de capital investido e os setores nos quais ele seria aplicado poder-se-ia encontrar um efeito positivo ou negativo sobre a distribuição de renda. Note, no entanto, que um aumento de 10% nessa variável implica um decréscimo de 0,01 no índice de Gini das economias do regime 1. Diante disso, pode-se inferir que acréscimos em capital humano exercem um maior efeito sobre a redução da desigualdade do que aumentos do capital físico em economias de mais baixa renda. Logo, em termos de políticas destinadas a reduzir desigualdade, seriam mais recomendadas políticas públicas voltadas para a educação formal e a qualificação profissional.¹⁰ Em relação à abertura comercial, essa variável não foi estatisticamente significativa¹¹ em nenhum dos regimes estimados.

Complementando a estratégia para determinar a especificação do modelo, apresentam-se os resultados da equação com a forma cúbica na tabela 3. Similar ao caso anterior, o teste LR indicou que há três regimes: O regime 1 com PIB *per capita* mensal abaixo de R\$ 258,48, o regime 2 com o PIB *per capita* mensal entre R\$ 258,48 e R\$ 404,46 e o regime 3 com PIB *per capita* mensal superior a R\$ 404,46.

Analisando os regimes isoladamente, as estimativas dos coeficientes das variáveis de renda e suas razões t , ao nível de 10% de significância, sugerem a possibilidade de que a relação entre desigualdade e renda *per capita* seja cúbica, sendo que a estrutura do regime 1 é diferente da dos regimes 2 e 3, que têm forma de “N”. Quando o nível de significância considerado é o tradicional 5%, essa relação é aparentemente na forma de “U” invertido no regime 1, nula no regime 2 e cúbica em forma de “N” no regime 3. A forma cúbica, se for válida, parece ocorrer apenas no regime 3.

Vale observar que a existência da relação cúbica não necessariamente contradiz a proposta de Kuznets. Como argumentado anteriormente, em uma economia com diversos setores, é possível que a redução da desigualdade ocasionada pela migração ao até então novo e atrativo setor se reverta em função do surgimento

10. O impacto do capital humano também tem sido superior ao do capital físico na literatura de crescimento econômico. Ver, por exemplo, Mankiw, Romer e Weill (1992), Ferreira, Issler e Pessôa (2004), Cangussu, Salvato e Nakabashi (2010) e Arruda *et al.* (2011).

11. De acordo com Arruda *et al.* (2011) a abertura comercial exerce um impacto negativo sobre o nível de renda *per capita* dos estados brasileiros, revelando, inclusive, que incrementos de 1% no grau de abertura comercial provocam uma redução da ordem de 0,07% na atividade econômica dos estados. No entanto, ao levar em conta as peculiaridades regionais, tratando o Nordeste como categoria de referência, os autores concluíram que a abertura comercial afeta positivamente o crescimento econômico ao considerar as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul, e negativamente ao avaliar a região Norte.

de um mais novo e atrativo setor – a desigualdade passa a crescer novamente. Trabalhos como os de Bishop, Formby e Thistle (1991), Bound e Johnson (1992) e Katz e Murphy (1992) sugerem o surgimento dos setores de alta tecnologia, intensivos em capital humano especializado, e a expansão do setor de serviços como responsáveis pela finalização da fase decrescente e o início de uma nova fase de crescimento na desigualdade observada nas últimas duas décadas, especialmente em países industrializados.

TABELA 3
Modelo *Threshold* com função cúbica na variável renda

Variável dependente: Gini Regressores	Regimes		
	Regime 1 $Y < R\$ 258,48$	Regime 2 $R\$ 258,48 \leq Y < R\$ 404,46$	Regime 3 $Y \leq R\$ 404,46$
$\ln Y$	-3,39* (-1,91)	8,02* (1,84)	25,19** (2,32)
$(\ln Y)^2$	0,65** (1,97)	-1,39* (-1,73)	-4,49** (-2,26)
$(\ln Y)^3$	-0,04** (-1,98)	0,08* (1,64)	0,27** (2,19)
$\ln CEE$	-0,01** (-4,21)	0,00 (1,12)	0,01* (1,89)
AC	-0,05 (-1,46)	-0,02 (-0,71)	-0,09 (-1,01)
$\ln KH$	-0,08** (-3,77)	-0,16** (-6,25)	-0,07** (-2,36)
Teste LR (3 regimes)	27,76***		
Valor-p (3 regimes)	0,001		
Σe^2	0,143		
Estatística F (quando retirado $(\ln Y)^3$)	0,75		

Elaboração dos autores.

Nota: **Significante ao nível de 5%, *significante ao nível de 10%.

Obs.: 1. As estimações foram corrigidas para heterocedasticidade.

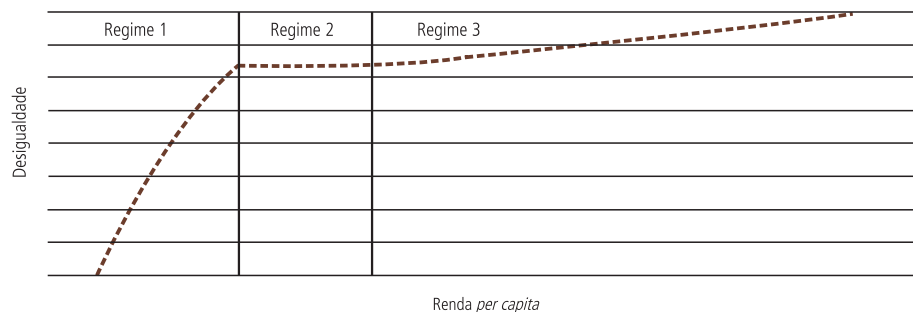
2. Os valores entre parênteses reportam a estatística t.

3. A amostra exclui os estados do Acre, Amapá, Roraima, Rondônia, Tocantins e Distrito Federal.

4. O valor crítico de 5% para a estatística F é 2,6.

Quando a curva estimada pelo modelo não linear considera todos os resultados em conjunto, evidenciando a parte da curva relevante apenas para seu regime, encontra-se na verdade uma relação entre desigualdade e renda predominantemente crescente. A forma dessa curva, apresentada no gráfico 3, representa os dados gerados em simulação similar à anterior, mas para o caso $G_j = c + \beta_1 \ln(Y_j) + \beta_2 \ln(Y_j)^2 + \beta_3 \ln(Y_j)^3$ (e os coeficientes significantes ao nível de 5%).

GRÁFICO 3

Representação da curva de Kuznets conjunta no modelo *threshold* com função cúbica na renda

Elaboração dos autores.

De qualquer forma, fixados os valores dos parâmetros *threshold*, a hipótese nula de que o modelo não inclui $(\ln Y)^3$ não foi rejeitada pelo teste F, favorecendo a especificação da relação entre desigualdade e renda na forma quadrática. Aparentemente, essa relação positiva entre renda e nível de desigualdade não condiz com as mudanças observadas nessas variáveis nas últimas décadas no Brasil. Ademais, ao se considerar o nível de desenvolvimento e a estrutura atual da economia brasileira ainda distante daquele considerado nos trabalhos supracitados para justificar a forma cúbica,¹² o modelo com a forma quadrática talvez seja mesmo o mais adequado para os dados. Vale observar, por fim, que qualitativamente as estimativas dos efeitos dos controles não se alteraram relativamente àquelas apresentadas na tabela 2.

A partir desse exercício empírico realizado para o Brasil no período de 1986 a 2005, pode-se concluir que a relação de “U” invertido entre desigualdade de renda e crescimento econômico, isto é, a hipótese de Kuznets, não é rejeitada para economias que apresentam faixas de renda mensal acima de R\$ 258,48. No caso das mais pobres, isto é, com faixas de renda *per capita* mensal abaixo de R\$ 258,48 não há qualquer relação entre desigualdade e crescimento econômico. Para efeito de comparação, o gráfico 4 apresenta a curva de Kuznets estimada pelo modelo não linear, mostrado no gráfico 2, e a curva de Kuznets que seria obtida pelo modelo linear,¹³ tradicional em estudos similares. No gráfico 4, são claras as principais diferenças na relação entre desigualdade e renda sugeridas pelos dois métodos. No modelo linear, o nível de desigualdade aumenta com o crescimento da renda para economias com baixa renda, o que poderia ser interpretado como um custo

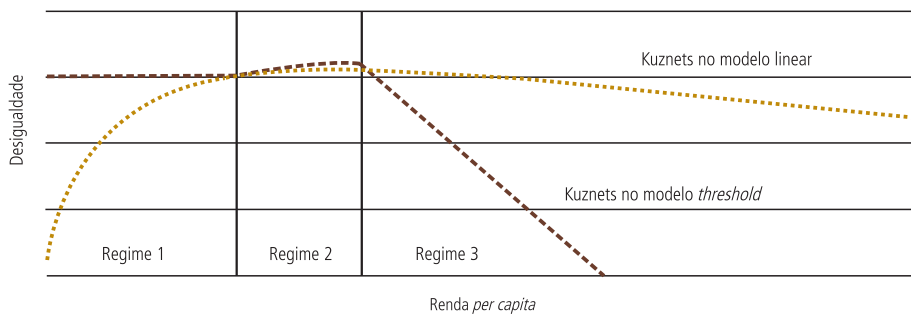
12. A forma cúbica encontrada nesses trabalhos também pode ser resultado de erros de especificação do modelo econômico por não permitir heterogeneidade na relação entre desigualdade e renda entre economias ou através do tempo.

13. No modelo linear, os coeficientes estimados da renda e quadrado da renda são respectivamente 0,428 e -0,036. Os dois são estatisticamente significantes ao nível de 5%.

inicial para o desenvolvimento dessas regiões. No entanto, pelas estimativas do modelo não linear, esse custo não aparece nos dados. No grupo de economias com renda mais alta, o nível de desigualdade decresce relativamente mais lentamente com o crescimento da renda no modelo linear. Se considerarmos que o modelo estatisticamente relevante é o não linear, os dados revelam que os benefícios do crescimento em termos de distribuição de renda sugeridos pela teoria da curva de Kuznets ocorrem na verdade de forma bem mais rápida nessas economias.

GRÁFICO 4

Comparação das curvas de Kuznets estimadas pelos modelos linear e com efeito *threshold*



Elaboração dos autores.

A não linearidade proposta para a relação entre desigualdade e crescimento econômico sugere que as políticas públicas de abrangência nacional (*Top-Down*) têm impactos distintos sobre os estados brasileiros, haja vista que cada um se encontra em um estágio próprio de desenvolvimento. Isto significa que a forma mais adequada para dirimir a desigualdade de renda no Brasil seria por meio de políticas específicas, denominadas *Bottom-Up*; ou seja, focadas na realidade de cada estado.

Onde a hipótese de Kuznets prevalece, políticas gerais que induzem o crescimento econômico aparentemente estão associadas com um processo de equalização da renda no longo prazo, especialmente nas regiões mais ricas, que já estão numa fase de redução da desigualdade. Isso não implica que políticas adicionais distributivas não sejam necessárias, caso a redução de desigualdade seja um plano do governo. Como foi evidenciado, por exemplo, políticas educacionais também têm efeitos na desigualdade. Entretanto, sem políticas adicionais e com pelo menos a continuidade do crescimento, os resultados sugerem que os atuais níveis de desigualdade não continuarão para sempre.

Para as regiões mais pobres, seguindo os trabalhos teóricos que mostram haver relação entre desigualdade e nível de renda, talvez a atuação do governo deva ser no sentido de fomentar os elementos que tornem o processo de crescimento

igualitário (no longo prazo), como o desenvolvimento do mercado de crédito e a qualificação de mão de obra para setores de atividade mais dinâmicos. Ademais, investimentos em educação, pesquisa e desenvolvimento, ou seja, investimento em capital humano é o instrumento de política pública mais indicado para reduzir seus níveis de desigualdade de renda.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A relação entre desigualdade e renda na forma de “U” invertido, conhecida como a hipótese de Kuznets, ainda é controversa na academia, apesar de boa parte da literatura apresentá-la como uma regularidade empírica. Diversos trabalhos têm analisado essa hipótese para o Brasil, mas os resultados não são tão claros quanto a sua validade. Este artigo estuda a relação entre desigualdade e renda para um painel de dados no Brasil e contribui para a literatura investigando a validade do formato proposto por Kuznets, e outros autores, e sua heterogeneidade entre as economias que compõem o país.

Com base em um modelo de painel com efeito fixo não linear, conclui-se a existência de três regimes onde as relações entre desigualdade e renda se diferenciam, dependendo do estágio de desenvolvimento – vertente, advogada por Barro (2000). O primeiro regime é composto pelas economias com renda *per capita* inferior a R\$ 258,48 mensais. No segundo regime, estão as unidades econômicas com renda *per capita* iguais ou maiores do que R\$ 258,48 e menores do que R\$ 395,62 mensais, consideradas como o grupo com classes de rendas intermediárias. As economias com renda *per capita* superior a R\$ 395,62 mensais compõem o terceiro regime, que neste estudo são consideradas como pertencentes ao grupo com maiores classes de renda. A hipótese de Kuznets não é rejeitada para economias que apresentam faixas de renda mensal acima de R\$ 258,48, aquelas dos regimes 2 e 3. No caso das economias mais pobres, regime 1, não há evidências empíricas de uma relação entre desigualdade e crescimento econômico.

Em relação às variáveis de controle, observou-se que o capital humano (média de anos de estudo dos estados), mostrou-se significativo estatisticamente e com sinal negativo em todos os regimes, enquanto a variável *proxy* para investimento (consumo de energia elétrica industrial) apresentou-se significativo para o primeiro e o terceiro regimes; entretanto, apenas no primeiro o sinal foi negativo.

Ao validar a hipótese do “U” invertido para os estados mais ricos do país, este estudo pode ser tomado como instrumento balizador de novas políticas públicas. A necessidade de programas mais direcionados a cada perfil socioeconômico estadual e o abandono de políticas governamentais de cima para baixo, conhecido como *Top-Down*, são ações imprescindíveis para a superação de problemas sociais, entre eles a extrema desigualdade na distribuição de renda no Brasil.

Os resultados mostram que, para os estados que se enquadram no primeiro regime encontrado, investimentos em educação, pesquisa e desenvolvimento, ou seja, investimento em capital humano, é o instrumento de política pública mais indicado para reduzir seus níveis de desigualdade de renda, enquanto para as Unidades da Federação pertencentes aos regimes 2 e 3, as recomendações são o uso de combinações de políticas que estimulem o crescimento do PIB *per capita* em conjunto com investimentos em capital humano, sendo que no segundo regime essa última variável se mostra mais importante, enquanto no terceiro regime a prioridade é atribuída ao crescimento econômico.

ABSTRACT

This study assesses Kuznets Hypothesis and the heterogeneity in the inequality-growth relationship for a panel of Brazilian States. It refines upon previous work by examining the relationship between inequality and growth in non-linear panel data models. Controlling for other relevant variables, econometric results show that the "U" inverted relationship suggested by Kuznets emerges as a clear empirical regularity in the economies with monthly per capita GDP above R\$ 258. For the others, it seems that income growth has no direct effect on inequality. This finding shows that federal public policies have to take more into account the heterogeneous economic dynamics across regions in Brazil.

Keywords: economic growth; income inequality; Kuznets hypothesis; threshold models.

REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. A. The political economy of the Kuznets curve. **Review of development economics**, v. 6, n. 2, p. 183-203, 2002.

ADELMAN, I.; MORRIS, C. **Economic growth and social equity in developing countries**. Stanford, California: Stanford University Press, 1974.

AGHION, P.; BOLTON, P. Distribution and growth in models of imperfect capital markets. **European economic review**, v. 36, n. 2, p. 603-611, 1992.

AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: some stylized facts. **American economic review**, v. 66, n. 2, p. 128-135, 1976a.

_____. Inequality, poverty and development. **Journal of development economics**, v. 3, n. 4, p. 307-342, 1976b.

AMOS JÚNIOR, O. M. Unbalanced regional growth and regional income inequality in the latter stages of development. **Regional science and urban economics**, v. 18, n. 4, p. 549-566, 1988.

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

ARRUDA, E. *et al.* Efeitos assimétricos da abertura comercial sobre o nível de renda dos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., Brasília. **Anais...** Brasília: ANPEC, 2011.

BAGOLIN, I. P.; GABE, J.; RIBEIRO, E. P. **Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991)**. UFRGS, 2004 (Texto para Discussão, n. 20).

BARRETO, F. A. F. D.; JORGE NETO, P. M.; TEBALDI, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico no Nordeste brasileiro. **Revista econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, p. 842-859, 2001.

BARRO, R. J. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of economic growth**, v. 5, p. 5-32, 2000.

BARROS, L.; GOMES, F. Desigualdade e desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros? **Revista análise econômica**, v. 50, p. 57-81, 2008.

BARROS, R.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. **Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002 (Texto para Discussão, n. 857).

BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A.; KLOECKMER, 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. **Anais...** Porto Alegre, 2002.

BISHOP, J.; FORMBY, J.; THISTLE, P. Changes in US earnings distributions in the 1980s. **Applied economics**, v. 23, p. 425-434, 1991.

BOUND, J.; JOHNSON, G. Changes in the structure of wages in the 1980s: an evaluation of alternative explanations. **American economic review**, v. 82, p. 371-392, 1992.

BRUNO, M.; RAVALLION, M.; SQUIRE, L. Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues. *In*: TANZI, V.; KE-YOUNG CHU (Ed.). **Income distribution and high-quality growth**. MIT Press: Cambridge MA and London, 1998.

CANGUSSU, R. C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, L. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. **Estudos econômicos**, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010.

DAWSON, P. J. On testing Kuznets' economic growth hypothesis. **Applied economic letters**, v. 4, p. 409-410, 1997.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. A new data set measuring income inequality. **World Bank economic review**, v. 10, p. 565-591, 1996.

_____. New ways of looking at old issues: inequality and growth. **Journal of development economics**, v. 57, p. 259-287, 1998.

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

FAN, J.; ZHANG, C.; ZHANG, J. Generalized likelihood ratio statistics and Wilks phenomenon. **The annals of statistics**, v. 29, p. 153-193, 2001.

FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. A. Testing production functions used in empirical growth studies. **Economics letters**, v. 88, n. 1, p. 29-35, 2004.

FIELDS, G.; JAKUBSON, G. **The inequality-development relationship in development countries, 1994**. Mimeografado.

FIGUEIREDO, E.; SILVA JÚNIOR, J.; JACINTO, P. A hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros: testes para as formas funcionais e estimações não-paramétricas. **Economia**, v. 12, n. 1, p. 149-165, 2011.

FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. **American economic review**, v. 62, n. 2, p. 391-402, 1972.

FORBES, K. J. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **American economic review**, v. 90, n. 4, p. 869-887, 2000.

GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. **The review of economic studies**, v. 60 (1), n. 202, 1993.

GALOR, O.; TSIDDON, D. Income distribution and growth. The Kuznets hypothesis revisited. **Economica**, v. 63, n. 250, 1996.

GLAESER, E. L. **Inequality**. National Bureau of Economic Research Inc., 2005 (NBER Working Papers, n. 15.511).

GLOMM, G. A model of growth and migration. **Canadian journal of economics**, v. 25, p. 901-922, 1992.

GLOMM, G.; RAVIKUMAR, B. Public versus private investment in human capital endogenous growth and income inequality. **Journal of political economy**, v. 100, n. 4, p. 818-834, 1992.

_____. Increasing returns, human capital, and the Kuznets curve. **Journal of development economics**, v. 55, p. 353-367, 1998.

GREENWOOD, J.; JOVANOVIC, B. Financial development, growth, and the distribution of income. **Journal of political economy**, v. 98, 1990.

HANSEN, B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. **Journal of econometrics**, v. 93, n. 2, p. 345-368, 1999.

_____. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. **Econometrica**, v. 64, p. 413-430, 1996.

HSING, Y.; SMITH, D. Kuznets' inverted-U hypothesis revisited. **Applied economic letters**, p. 111-113, 1994.

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?** 2004. Mimeografado.

JUSTMAN, M.; GRADSTEIN, M. The democratization of political elites and the decline in inequality in modern economic growth. In: BREZIS, E.; TEMIN, P. (Ed.). **Elites, minorities and economic growth**. Amsterdam: Elsevier, 1999.

KATZ, L.; MURPHY, K. Changes in relative wages, 1963-87: supply and demand factors. **Quarterly journal of economics**, v. 107, p. 35-78, 1992.

KHAN, A. Financial development and economic growth. **Macroeconomics dynamics**, v. 81, n. 3, p. 413-433, 2001.

KOENKER, R.; NG, P.; PORTNOY, S. Quantile smoothing splines. **Biometrika**, v. 81, n. 4, p. 673-680, 1994.

KRAVIS, I. B. International differences in the distribution of income. **Review of economics and statistics**, v. 42, n. 4, p. 408-416, 1960.

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

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.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics economic growth. **Quarterly journal of economics**, v. 107, p. 407-437, 1992.

OGWANG, T. Inter-country inequality in human development indicators. **Applied economic letters**, v. 7, n. 7, p. 443-446, 2000.

OSHIMA, H. T. The international comparison of size distribution of family incomes with special reference to Asia. **Review of economics and statistics**, v. 44, n. 4, p. 439-445, 1962.

PARTRIDGE, M.; RICKMAN, D. W.; LEVERNIER, W. Trends in US income inequality: evidence from a panel of states. **Quarterly review of economics and finance**, v. 36, p. 17-37, 1996.

PAUKERT, F. Income distribution at different levels of development: a survey of evidence. **International labour review**, v. 108, n. 2-3, p. 97-125, 1973.

PEROTTI, R. Political equilibrium, income distribution and growth. **Review of economics studies**, v. 60, n. 4, p. 755-756, 1993.

_____. Growth, income distribution and democracy. **Journal of economic growth**, v. 1, n. 2, p. 149-187, 1996.

RACINE, J. **Consistent specification testing of heteroskedastic para metric regression quantile models with mixed data**. 2006 (Working Paper).

RAM, R. Level of development and income inequality: an extension of Kuznets-hypothesis to the world economy. **Kyklos**, v. 42, p. 73-88, 1989.

_____. Kuznets inverted-U hypothesis: evidence from a highly developed country. **Southern economic journal**, v. 57, p. 1.112-1.123, 1991.

RAUCH, J. E. Economic development, urban underdevelopment and income inequality. **Canadian journal of economics**, v. 26, n. 4, p. 901-918, 1993.

RAVALLION, M. A. Growth and poverty: evidence for developing countries in the 1980s. **Economics letters**, n. 48, v. 3, p. 411-417, 1995.

_____. A comment on Rati Ram's test of the Kuznets Hypothesis. **Economic development and cultural change**, n. 46, v. 1, p. 187-190, 1997.

_____. Growth, inequality and poverty: looking beyond averages. **World development**, v. 29, n. 11, p. 1.803-1.815, 2001.

REIS, J.; BARROS, R. Wage inequality and the distribution of education. **Journal of development economics**, v. 36, n. 1, p. 117-143, 1991.

ROBINSON, S. A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development. **The American economic review**, v. 66, n. 3, p. 437-440, 1976.

SAITH, A. Development and distribution: a critique of the cross country U hypothesis. **Journal of development economics**, v. 13, p. 367-382, 1983.

SALVATO, M. A. *et al.* **Crescimento e desigualdade**: evidências da curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais, 1991/2000. Minas Gerais: IBMEC, 2006 (Working Paper, n. 33).

SCHULTZ, T. P. Inequality in the distribution of personal income in the world: how is it changing and why? **Journal of population economics**, v. 11, n. 3, p. 307-44, 1998.

SYLVESTER, K. Income inequality, education expenditures and growth. **Journal of development economics**, v. 63, n. 2, p. 379-398, 2000.

TATIWA, R. F.; CRUZ, M. S. Efeitos da educação, da renda do trabalho, das transferências e das condições iniciais na evolução da desigualdade de renda nos municípios brasileiros no período de 1991 a 2000. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 40, n. 1, p. 103-121, 2010.

THORNTON, J. The Kuznets inverted-U hypothesis: panel data evidence from 96 countries. **Applied economics letters**, v. 8, n. 1, p. 15-16, 2001.

VANHOUDT, P. An assessment of the macroeconomic determinants of inequality. **Applied economics**, v. 32, n. 7, p. 877-883, 2000.

WINTERS, L. A.; MCCULLOCH, N.; MCKAY, A. Trade liberalization and poverty: the evidence so far. **Journal of economic literature**, v. XVII, p. 72-115, 2004.

(Original submetido em abril de 2011. Última versão recebida em outubro de 2012.
Aprovado em outubro de 2012.)

APÊNDICE

QUADRO A.1

Sumário de estudos empíricos sobre a curva de Kuznets

Referência	Âmbito do estudo	Método	Apoiam o “U” invertido
Ahluwalia (1976a, 1976b)	Amostra de 60 países	<i>Cross-section</i>	Sim
Ram (1989)	Amostra de 115 países	<i>Cross-section</i>	Sim
Anand e Kambur (1993)	Amostra de 60 países	<i>Cross-section</i>	Sim
Fields e Jakobson (1994)	Amostra de 20 países	<i>Cross-section pooled</i> e dados em painel	<i>Cross-section pooled</i> – sim Dados em painel – não
Hsing e Smith (1994)	Séries de tempo para economia americana	SUR	Sim
Perotti (1996)	Subamostras extraídas do grupo de países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE)	<i>Cross-section</i>	Sim – para países ricos
Dawson (1997)	Amostra de 20 países	<i>Cross-section</i>	Sim
Forbes (2000)	Amostra de 45 países e 180 observações	Dados em painel	Sim
Deininger e Squire (1998)	Amostra de 108 países	<i>Cross-section</i> e dados em painel	Dados em painel – sim
Ogwang (2000)	Amostra de 174 países	<i>Cross-section</i>	Sim
Sylvester (2000)	Amostra de 54 países	<i>Cross-section</i>	Sim
Barro (2000)	Amostra de 84 países	Dados em painel	Depende do nível de riqueza do país
Thornton (2001)	Amostra de 96 países	Dados em painel	Sim
Barreto, Jorge Neto e Tebaldi (2001)	A amostra contempla os nove estados do Nordeste no período 1970-1998	Regressão <i>pooled</i> de uma equação <i>lin-log</i> , seguindo as considerações feitas em Barro (2000)	Os resultados apoiam a hipótese de Kuznets e destacam a importância das políticas públicas mais ativas nos estados que apresentaram maior desigualdade
Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002)	Amostra de 333 municípios do Rio Grande do Sul para os anos de 1990 e 1991	Regressão local (método não paramétrico) considerando diferentes setores de produção	No geral, os resultados apoiam a hipótese de Kuznets

(Continua)

(Continuação)

Referência	Âmbito do estudo	Método	Apoiam o "U" invertido
Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004)	Municípios do Rio Grande do Sul para os anos de 1970, 1980 e 1991	<i>Cross-section</i> para o índice L de Theil em função da renda <i>per capita</i>	Os resultados apoiam a hipótese de Kuznets, mas o modelo apresenta baixo poder de explicação
Jacinto e Tejada (2004)	Amostra de 1.375 municípios do Nordeste relativos aos anos de 1970, 1980 e 1991	<i>Cross-section pooled</i> e dados em painel para estimar um polinômio de 2ª grau e a forma funcional de Anand e Kanbur (1993)	Em ambos os casos a hipótese de Kuznets não foi rejeitada, porém o poder de explicação de cada modelo se verificou muito baixo
Salvato <i>et al.</i> (2006)	Amostra de 853 municípios mineiros para os anos de 1991 e 2000	<i>Cross-section</i> para um modelo quadrático e painel com efeitos fixos e aleatórios	Os resultados apoiam a hipótese de Kuznets, mas apresentam baixo poder de explicação
Barros e Gomes (2008)	A amostra contempla os municípios brasileiros nos anos de 1991 e 2000	Dados em painel; estimados pelo MQO estendido para o caso do painel <i>pooled ordinary least squares</i> (POLS) – agrupados mínimos quadrados	A capacidade da hipótese de Kuznets é limitada para explicar as desigualdades entre os municípios brasileiros
Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011)	A amostra contempla os municípios brasileiros nos anos de 1991 e 2000	Especificações quantílicas, estimação não paramétrica B-splines e teste de razão de verossimilhança	As estimativas não paramétricas sugeriram a validade da hipótese de Kuznets

Elaboração dos autores.