

DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO: ANÁLISE DA HIPÓTESE DE KUZNETS PARA OS ESTADOS BRASILEIROS NO PERÍODO 1992-2010*

Moisés Pais dos Santos

Doutor em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá (UEM)

Professor na Universidade Metodista de São Paulo

E-mail: moisespais@yahoo.com.br

Marina Silva da Cunha

Professora Titular do Programa de Pós-Graduação em Ciências

Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM)

E-mail: mscunha@uem.br

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

Analista de Finanças e Controle da Secretaria do Tesouro Nacional

E-mail: professor.sergio.gadelha@gmail.com

RESUMO: O presente trabalho tem como objetivo verificar a existência de um padrão linear ou não na relação entre desigualdade e desenvolvimento econômico nas vinte e seis unidades federativas brasileiras durante o período 1992-2010. O embasamento teórico de Kuznets propõe que essa relação seja não linear, sendo positiva nos estágios iniciais de desenvolvimento e negativa nos estágios mais avançados, e seja caracterizada pelos impactos do processo de industrialização. A metodologia utilizada foi a técnica de dados em painel para testar a hipótese de Kuznets, levando em consideração os modelos teóricos que abordam os efeitos da desigualdade sobre o crescimento. Os resultados sugerem que: sob dados em painel estático, confirma-se a hipótese de Kuznets de relação não linear entre a desigualdade e o desenvolvimento; já sob dados em painel dinâmico, com base na teoria do *path dependence*, foi possível constatar a importância da persistência da desigualdade para explicar a desigualdade contemporânea. Conforme estimativas obtidas, a desigualdade de renda nas unidades da federação possui um componente inercial em que a desigualdade contemporânea corresponde a cerca de 28,6% da desigualdade do período imediatamente anterior.

Palavras-chave: Hipótese de Kuznets; *Path dependence*; Informalidade.

Classificação JEL: O18; R5.

ABSTRACT: This main aim of this article is study the relationship between inequality and economic development within Brazilian states during the period 1992-2010, from Kuznets theoretical basis of this relationship is nonlinear. It is positive in the early stages of development and negative in the later stages of development, characterized by the impact of the industrialization process. The methodology used was the panel data technique to test the hypothesis of Kuznets and also the theoretical models that address the effects of inequality on growth. The results suggest that under static panel data confirms the hypothesis Kuznets nonlinear relationship between inequality and development. However, under dynamic panel data, based on the theory of path dependence, it was established the importance of the persistence of inequality to explain the contemporary inequality. As the estimates, income inequality in the federation units has an inertial component in the contemporary inequality corresponds to approximately 28.6% of the inequality in the previous period.

Keywords: Kuznets hypothesis; Panel data; Path dependence; Informality.

JEL Code: O18; R5.

1. Introdução

A ideia da existência de uma relação entre a desigualdade e o desenvolvimento foi introduzida por Kuznets (1955; 1963). Partindo de evidências empíricas para séries temporais da Inglaterra, da Alemanha e dos Estados Unidos, nos séculos XIX e XX, esse pesquisador postulou sua hipótese de uma relação com o formato de um U-invertido, segundo a qual a desigualdade aumenta num primeiro momento, para diminuir posteriormente. A partir desse estudo, inúmeros trabalhos têm se dedicado a analisar a relação teórica entre a desigualdade e o desenvolvimento, utilizando argumentos tanto a favor como contra a hipótese de Kuznets, além da proposição de análises empíricas baseadas em séries temporais e dados de corte transversal para diferentes países.¹ Assim, em seu trabalho de 1955, Kuznets descreve, a partir de uma economia dual com um setor tradicional e outro moderno, como as migrações intersetoriais de mão de obra da agricultura para setores não agrícolas, com maior renda *per capita*, produziam um padrão em que a desigualdade de renda aumentaria, inicialmente, para depois diminuir.

As evidências encontradas por Kuznets despertaram o surgimento de diversos trabalhos, quer seja para confirmar a sua hipótese como também para rejeitá-la. Pesquisadores, tais como Ahluwalia (1976), Robinson (1976), Ram (1989), Perotti (1996), Deininger e Squire (1998), Barro (2000, 2008), Zhou e Li (2011), Rodríguez, Suárez e Menéndez (2006), Charles-Coll (2013), utilizando dados de corte transversais e dados em painel, confirmaram a hipótese de Kuznets. Por outro lado, algumas pesquisas que fizeram uso desses mesmos procedimentos metodológicos refutaram a hipótese de Kuznets, por exemplo, Ravallion (1995), Fields (2002), Glaeser (2005) e Piketty (2006).

As pesquisas para o caso brasileiro que têm investigado a relação distribuição e desenvolvimento econômico são diversificadas no que tange ao aspecto regional e à técnica de estimação dos parâmetros. Enquanto algumas delas focam os municípios, outras têm como dimensão as unidades federativas do Brasil ou unidades federativas de determinadas regiões do país. Quanto às técnicas, os pesquisadores têm utilizado dados de corte temporal e, também, dados em painel. Os resultados dessas pesquisas têm sido divergentes. Trabalhos como os de Barreto, Jorge Neto e Tebaldi (2001), Bêrni, Marquetti e Kloeckmer (2002), Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004), Jacinto e Tejada (2009), Salvato *et al.* (2008), Castro, Porto Jr. e Sabino (2007), Figueiredo, Silva Jr. e Jacinto (2011) encontraram resultados que confirmam a hipótese de Kuznets. Alguns estudos sugerem que o desenvolvimento econômico não tem relação com a desigualdade de renda, como, por exemplo, o de Taques e Mazzutti (2011).

Nesse contexto, a presente pesquisa norteia-se pelas seguintes questões: i) existe uma relação não linear entre desenvolvimento econômico e desigualdade de renda no Brasil? ii) quais fatores estariam afetando positivamente e negativamente a desigualdade de renda nos estados brasileiros? O objetivo geral desta pesquisa se fundamenta nos seguintes aspectos: a) analisar o tipo de relação (linear ou não) existente entre desigualdade e desenvolvimento econômico nas vinte e seis unidades federativas brasileiras durante o período 1992-2010; b) analisar a importância dos modelos teóricos que abordam os efeitos negativos da desigualdade sobre o desenvolvimento econômico, entre esses o de mercado imperfeito de crédito, o de economia política (teorema do eleitor mediano) e o de instabilidade social; c) testar a importância da inércia da desigualdade para explicar a desigualdade contemporânea.

A hipótese deste trabalho é que a relação entre desenvolvimento econômico e distribuição de renda nas unidades federativas brasileiras seja não linear, portanto, apresenta o formato em “U” invertido, sendo uma relação direta e positiva nos estágios iniciais de desenvolvimento e indireta e negativa nos estágios mais avançados de desenvolvimento, caracterizada pelos impactos do processo de industrialização. Nos estágios iniciais de desenvolvimento, a relação positiva entre desenvolvimento e desigualdade deve-se aos efeitos indiretos do grau da abertura comercial, da instabilidade social e da taxa de informalidade na economia. Nos estágios mais avançados de desenvolvimento, os efeitos

¹ Esses trabalhos pioneiros surgiram como consequência do interesse do autor em coletar e analisar os dados relativos ao crescimento econômico moderno, a partir de informação extraída das declarações de impostos de diferentes países.

indiretos do capital humano e do gasto social estariam contribuindo para a redução da desigualdade. Neste estudo, utiliza-se a variável renda domiciliar *per capita* média como sendo a medida do desenvolvimento econômico. Sabe-se que a variação dessa variável indica o crescimento econômico, entretanto, o uso dessa variável justifica-se diante da inexistência de um indicador capaz de contemplar todos os aspectos importantes para mensurar a qualidade de vida e considerando que existe uma correlação forte entre a renda *per capita* e o acesso à saúde, educação, cultura, saneamento básico etc.

Buscando responder a essas questões e verificar a hipótese levantada, utiliza-se a técnica de dados em painel, tanto estático quanto dinâmico. Assim, este estudo deve contribuir à literatura sobre o tema ao ampliar a discussão sobre a relação entre desenvolvimento e desigualdade, considerando a heterogeneidade existente entre cada uma das unidades federativas do Brasil e, também, um período importante da economia brasileira o qual se inicia com reflexos de um novo modelo de desenvolvimento econômico caracterizado pelo processo de abertura comercial e estabilidade de preços. O diferencial deste estudo, em relação àqueles que procuram testar a hipótese de Kuznets, está na preocupação em contemplar diferentes especificações com base nos modelos teóricos que abordam os efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico.

Com o intuito de preencher uma lacuna existente na literatura que aborda o binômio desenvolvimento-distribuição, além de testar a hipótese de Kuznets, também são analisados alguns canais de transmissão da desigualdade para o crescimento econômico com base nos modelos teóricos de economia política, mercado imperfeito de crédito e conflito social. Isso foi possível mediante a inclusão de algumas variáveis em um modelo básico para testar a hipótese de Kuznets, selecionadas com base nesses referidos modelos teóricos. Em um primeiro momento, realiza-se o teste mediante a uma especificação reduzida para após, então, testar a hipótese de Kuznets com a inclusão de variáveis adicionais. Este trabalho também testa a persistência da desigualdade de renda mediante as estimativas por painel dinâmico.

Além desta introdução, o presente trabalho contém mais cinco seções. A segunda realiza um resgate teórico das ideias de Kuznets e de suas variantes nos trabalhos mais recentes, destaca os principais trabalhos na literatura que procuram explicar o formato da curva de Kuznets e faz uma revisão de literatura sobre o tema. A terceira e a quarta partes deste trabalho apresentam os dados e os procedimentos metodológicos. Finaliza-se a discussão da relação entre desigualdade e desenvolvimento econômico com os resultados da pesquisa e suas considerações finais.

2. Referencial teórico e evidências empíricas

Kuznets (1955) analisou a relação entre a desigualdade de renda e o desenvolvimento econômico mediante a um modelo dual cuja hipótese básica era de que a desigualdade de renda se elevaria no curto prazo e o desenvolvimento econômico se encarregaria de reduzi-la, configurando o formato de um U invertido para a relação entre as variáveis. O autor também associou a estrutura de renda desigual dos países subdesenvolvidos com a baixa taxa de crescimento da renda *per capita*. Assim, países da América Latina, África e particularmente os da Ásia encontram explicação para seu atraso no desempenho fraco da economia. Para a superação do atraso e da concentração econômica, o autor sugeriu mudanças relacionadas à aceleração do crescimento econômico e alterações na política econômica.

Uma evidência empírica adicional possibilitou Kuznets (1963) postular a curva que leva seu nome, também denominada de U-invertido, com um formato em que a desigualdade reage positivamente e, depois, negativamente conforme a economia se desenvolve. Sendo assim, conforme o processo de desenvolvimento econômico avançava, a desigualdade aumentava em um primeiro momento e, a partir de um determinado ponto (*turning point*), diminuiria. Essa mudança de comportamento da variável que mensura a desigualdade deve-se à migração da mão de obra entre os setores da economia, da agricultura, caracterizada pela baixa produtividade, para a indústria, de elevada produtividade. Esse deslocamento da mão de obra estimulava a desigualdade nos estágios iniciais de desenvolvimento.

Ao discorrer sobre os fatores que contribuíram para diminuir a desigualdade na distribuição de renda entre as classes sociais nos países desenvolvidos durante os primeiros anos posteriores à Segunda Guerra Mundial, Kuznets (1974) destaca o peso das chamadas “decisões legislativas”, que incluem herança, imposto de renda, seguro social, pleno emprego e auxílio econômico. Assim, parte da solução para a concentração de renda consistiria na geração de oportunidades econômicas e na compensação por “fracasso causado por defeitos nas estruturas econômica e social”. O aumento da participação da indústria na composição do produto nacional bem como a migração dos campos para as cidades e o aumento da produtividade foram apontados como fatores causadores da concentração de renda nos estágios iniciais de desenvolvimento de alguns países.

Conforme Rodríguez, Suárez e Menéndez (2006), a abordagem inicial de Kuznets parte da consideração de um modelo econômico dual, em que x mensura o grau de desenvolvimento econômico, representando a proporção da população dedicada ao setor moderno, μ_i e I_i ($i = 1,2$) representam as rendas médias e os níveis de desigualdade setoriais, θ refere-se à razão entre as rendas médias dos dois setores, para os quais assume-se que:

$$\theta = \frac{\mu_1}{\mu_2} > 1; \frac{I_1}{I_2} > 1 \quad (1)$$

A hipótese segundo a qual as forças que conduzem a desigualdade predominam durante as primeiras fases de desenvolvimento pode ser formulada como:

$$\left[\frac{d}{dx} \right]_{x=0} > 0 \quad (2)$$

Enquanto que a existência de um ponto de inflexão equivale à seguinte condição:

$$\left[\frac{d}{dx} \right]_{x=1} < 0 \quad (3)$$

A primeira condição indica que a desigualdade aumenta nas primeiras fases de desenvolvimento, enquanto a segunda reflete a existência de um ponto de inflexão em que a desigualdade passa a ser decrescente na última etapa de desenvolvimento.

A dualidade proposta nessa formulação inicial e a utilização da proporção da população dedicada ao setor agrário enquanto indicador de desenvolvimento econômico foram motivos de críticas. A hipótese de desigualdade intersetorial constante no longo prazo seria muito restritiva, razão pela qual os estudos mais recentes consideram outras variáveis como, por exemplo, o PIB ou a renda *per capita* e até mesmo indicadores sintéticos de desenvolvimento (RODRÍGUEZ; SUÁREZ; MENÉNDEZ, 2006). Pesquisas posteriores, tais como as de Robinson (1976) e Knight (1976), propõem modelos similares aos de Kuznets, porém com medidas de desigualdade diferentes. Robinson (1976) focou sua pesquisa na análise das migrações das pessoas da agricultura para a indústria. Desenvolveu um modelo em que inicialmente o setor agrícola (rural) responde pela maior parte da riqueza econômica e se caracteriza pela baixa renda *per capita* e pouca desigualdade dentro do setor. O setor industrial (urbano) começa pequeno com elevada renda *per capita* e com intensa desigualdade de renda. Assim, o desenvolvimento econômico levaria a mudanças de pessoas e recursos da agricultura para indústria.

Segundo Knight (1976), para explicar a distribuição de renda, seria necessário um embasamento teórico, porém, apesar de a teoria dos preços ou das participações dos fatores indicar como a renda pode ser distribuída entre os fatores de produção, não explica a distribuição entre as famílias ou como ocorre a distribuição da propriedade dos fatores de produção entre as famílias. 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 desenvolvimento econômico.

A hipótese de que as imperfeições no mercado de crédito exercem um papel importante na explicação do nível de desigualdade de renda em uma economia foi confirmada em Galor e Zeira (1993), quando eles mostraram que a distribuição inicial da riqueza influencia na decisão de investimento em capital humano dos indivíduos por causa da assimetria existente no custo e no padrão de financiamento desse investimento entre grupos de indivíduos com diferentes dotações iniciais de riqueza. Muitos autores utilizaram os modelos teóricos discutidos anteriormente para justificar o formato da curva de Kuznets. Perotti (1993), mediante aos modelos de economia política (teorema do eleitor mediano), alerta para o fato de que o formato da curva Kuznets também pode ser consequência do efeito de políticas redistributivas, uma vez que, com a maturidade do desenvolvimento em regimes democráticos, a população mais pobre, às vezes em maior número, obtém maior representatividade no governo. Glomm e Ravikumar (1998) propõem que, se a acumulação de capital humano apresentar retornos crescentes somente no curto prazo, a economia pode exibir um comportamento do tipo curva de Kuznets.

Barro (2000) admite que a curva com o formato de “U” invertido não explica boa parcela da variação na desigualdade de renda. Diante dessa evidência, destaca que as diferenças de efeitos da desigualdade para o crescimento entre os países ricos e pobres reflete o impacto das imperfeições do mercado de crédito nos países pobres. A influência da globalização, mediante o comércio internacional, sobre as relações entre desigualdade e crescimento econômico ao longo do tempo, foi estudada por Barro (2008), que argumenta que o efeito direto da abertura comercial sobre a desigualdade é positivo, no entanto, constata que a contribuição da abertura para o crescimento é modesta. Alerta também para o fato de que a abertura estimula o crescimento e, portanto, há que se considerar o efeito indireto do comércio internacional sobre a desigualdade de renda.

Acemoglu e Robinson (2002), através da teoria da economia política da curva de Kuznets, argumentam que as evidências históricas e contemporâneas sugerem que o segmento descendente da curva deve-se às reformas políticas e aos seus impactos subsequentes. Por sua vez, as mudanças políticas são induzidas pelo aumento do conflito social e pela instabilidade política que tem como causa o aumento da desigualdade representado no segmento ascendente da curva. Entretanto, a evidência empírica sugere que essa curva não caracteriza toda a trajetória do desenvolvimento. Se, por exemplo, a desigualdade for muito baixa, os agentes econômicos poderiam investir de modo que o desenvolvimento ocorreria sem conflitos sociais e dispensaria as reformas políticas.

Conforme Kranzinger (2016), a teoria *path dependence* enfatiza que os eventos no passado influenciam o presente e o futuro. Sydow, Schreyogg e Koch (2009) dividem o processo de *path dependence* em três fases: a primeira delas (pré-formação) caracteriza-se pela ausência de restrições no objetivo da ação (acumulação de riqueza, por exemplo), não existem mecanismos que estimulem a acumulação de riqueza, portanto, não existem diferenças significativas entre os indivíduos nesse processo cumulativo. Na segunda fase (formação), o estabelecimento de instituições sociais estimula a acumulação de capital e, com isso, estabelecem-se as bases da desigualdade social.

A importância da herança para explicar a desigualdade contemporânea também é destacada por Piketty (2014, p.369). Segundo ele, a desigualdade na relação retorno do capital (r) e taxa de crescimento econômico (g) representada por $r > g$ implica no fato de que as heranças progridem mais rapidamente que as riquezas advindas do trabalho, criando uma “importância desproporcional e duradoura das desigualdades criadas no passado”. Se a taxa de retorno do capital (r) estiver permanentemente acima da taxa de crescimento econômico da economia, então o produto da taxa de retorno do capital pela razão capital/produto aumenta por definição e a participação do capital na renda nacional (β) aumenta proporcionalmente.

Ademais, além da literatura empírica sobre o tema já apresentada na introdução deste trabalho, ainda é possível destacar alguns trabalhos para o Brasil. A relação linear entre crescimento econômico e desigualdade de renda foi estudada por Koshiyama e Fochezatto (2012), que consideraram as vinte e seis unidades federativas brasileiras, contemplando o período 1986-2004. Os resultados do teste de causalidade de Granger sugerem a existência de uma relação de causalidade unidirecional da

desigualdade para o crescimento e que a desigualdade de renda desacelera o crescimento. Entretanto, quando se considera um horizonte de tempo mais extenso, essa relação torna-se ambígua. Os autores apontam como provável explicação para isso a existência de uma relação não linear entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico. A preocupação com a harmonia entre crescimento e equidade fica evidente no trabalho de Penna *et al.* (2013) que testaram a hipótese de Kuznets para a região Nordeste, baseando-se na decomposição vetorial da renda, especialmente a do trabalho e a das transferências realizadas pelo governo. Os resultados encontrados validaram a hipótese de Kuznets e sugeriram que os efeitos da elevação da renda do trabalho são mais eficientes do que os efeitos das transferências governamentais.

Gomide, Amaral Filho e Tabosa (2014) testaram a hipótese de Kuznets para o Brasil no período de 1981 a 2009 mediante a dados em painel. Essa hipótese foi rejeitada, no entanto, os resultados sugerem a retomada do aumento da desigualdade de renda no Brasil, sinalizando que a trajetória da desigualdade caracteriza-se pelo formato de “S” invertido. Os pesquisadores destacam que a tendência ascendente da desigualdade pode ser revertida mediante a implantação de políticas públicas efetivas capazes de ofertar serviços sociais básicos de qualidade para a população brasileira. Diferentemente dos trabalhos tradicionais, Neves e Almeida (2015) estudaram a relação entre eficácia e qualidade educacional, baseando-se na hipótese da existência de uma relação em formato de U invertido, seguindo a proposição da Curva de Kuznets Educacional (CKE) e contemplando a questão espacial. Mediante a técnica de dados em painel estático para os municípios brasileiros, rejeitou-se a hipótese da existência de uma relação não linear entre desigualdade e qualidade educacional. Também, não foram encontradas evidências de efeitos de transbordamentos espaciais para os dados utilizados.

O crescimento econômico e a desigualdade também estão relacionados com a pobreza. Sendo assim, Silva, Araújo Júnior e Silva (2009) estimaram a elasticidade da pobreza no Brasil com relação à desigualdade na distribuição interpessoal de renda medida pelo coeficiente de Gini e pelo Produto Interno Bruto *per capita*. Baseando-se na técnica econométrica de dados em painel estático e dinâmico, os resultados sugeriram significativa sensibilidade da pobreza com relação ao Produto Interno Bruto *per capita* e à desigualdade de renda. Entretanto, constatou-se que a incidência da pobreza é mais sensível à desigualdade do que ao crescimento.

3. Procedimentos metodológicos

Esta pesquisa investiga a hipótese de Kuznets para o Brasil adotando a técnica de dados em painel para 26 estados ao longo do período de 1992 a 2010. O presente trabalho baseia-se em Barro (2000), que tem como hipótese o fato de que a relação entre desigualdade e desenvolvimento, além do formato em U-invertido, comporta-se conforme a dinâmica e os estágios de desenvolvimento de cada economia. O diferencial deste em relação aos demais está na preocupação em testar a hipótese de Kuznets considerando os pressupostos dos modelos teóricos que ajudam a compreender a importância dos canais de transmissão da desigualdade para o crescimento econômico. Assim, investiga-se a influência de algumas variáveis adicionais que estariam contribuindo para o aumento e/ou para a redução da desigualdade de renda nas unidades federativas brasileiras.

3.1. Dados transversais

A hipótese de Kuznets do U-invertido tem sido testada mediante a modelos econométricos para dados transversais, porém, sua principal crítica refere-se ao fato de limitar o poder de explicação dos modelos, ao ignorar as trajetórias de evolução da desigualdade e da renda em cada unidade de corte ao longo do tempo. Sendo assim, tal omissão pode levar a estimativas viesadas sob a hipótese de Kuznets.

A estimação via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) também pode ficar comprometida devido aos problemas de causalidade reversa. Baltagi (2008) propõe outras técnicas para estimar

dados em painel que podem evitar esse tipo de problema, incluindo os estimadores de efeitos fixos e o painel dinâmico via estimador Método dos Momentos Generalizados (MMG), sendo que a técnica de estimação é avaliada com base em dois critérios: i) a presença de efeitos específicos não observados ao longo do tempo e entre os estados brasileiros; ii) a provável endogeneidade de alguns regressores. Para a escolha da técnica, é necessário controlar efeitos específicos não observáveis, pois esses podem estar correlacionados com variáveis do lado direito da equação e produzir coeficientes viesados.

Os resultados estimados a partir da técnica de dados transversais consideram que cada uma das vinte e seis unidades da federação possuem as mesmas trajetórias de evolução de renda e desigualdade, ou seja, o conjunto de aspectos históricos, geográficos e institucionais não é suficiente para criar trajetórias diferenciadas conforme o desenvolvimento econômico avança e a desigualdade evolui ao longo do tempo. Apesar disso, a adoção dessa técnica justifica-se ao possibilitar a verificação das variações na desigualdade entre os estados brasileiros que estão em diferentes estágios de desenvolvimento. Conforme Ahluwalia (1976), para testar a hipótese da curva de Kuznets, pode-se utilizar a seguinte forma funcional em sua versão reduzida:

$$G_i = \alpha + \beta_1 Y_i + \beta_2 Y_i^2 + \varepsilon_i \quad (4)$$

Sendo, G_i 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 federativa. A condição necessária para que a curva apresente o formato de U-invertido é que os coeficientes apresentem os sinais de $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$. A estimação pode ocorrer via Mínimos Quadrados Ordinários ou Mínimos Quadrados Generalizados desde que o termo de erro, ε_{it} , seja normalmente distribuído e com variância constante.

3.2. Dados em painel

Considerando os interceptos, α_i , iguais para as vinte e seis unidades federativas, o estimador MQO oferece estimativas consistentes e eficientes de todos os parâmetros. Sob a hipótese de α_i 's diferentes para as unidades transversais em questão, a estimação por dados em painel permite duas estruturas que generalizam esse modelo: a abordagem de efeitos fixos e a abordagem de efeitos aleatórios. A primeira delas considera que a heterogeneidade não observada dos indivíduos está correlacionada com as demais variáveis do modelo e inclui variáveis binárias para captar esse efeito não observado; enquanto a segunda considera que essa heterogeneidade não está relacionada com as demais variáveis do modelo, podendo ser incluída no termo de erro do modelo. Assim, o tratamento dado ao efeito não observado é o que diferencia essas duas abordagens de dados em painel.

Um modelo com dados em painel estimado através da abordagem de efeitos fixos apresenta-se 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 (BÉRNI; MARQUETTI; KLOECKMER, 2002).

Na abordagem de efeitos fixos se trabalha com a hipótese de que as diferenças de comportamento entre cada uma das unidades federativas, e ao longo do tempo, podem ser captadas pelo intercepto da equação. Sendo assim, cada α_i é um parâmetro desconhecido e pode ser estimado mediante ao uso do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários com variáveis binárias, cuja especificação pode ser representada por:

$$G_{it} = \alpha_i d_i + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

sendo que d_i representa uma variável binária para cada i -ésimo estado brasileiro e os coeficientes α_i correspondem aos interceptos de cada uma dessas unidades transversais. Sua estimação pode ocorrer

pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários. Por sua vez, o modelo com efeitos aleatórios pode ser representado como:

$$G_{it} = \alpha_i + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Considerando que:

$$\alpha_i = \alpha + u_i \quad (7)$$

Sendo o termo u_i um erro aleatório não observável que capta as diferenças individuais no comportamento das unidades federativas brasileiras. Assume-se que $E[u_i] = 0$ e $Var[u_i] = \sigma_u^2$.

Substituindo (7) em (6):

$$G_{it} = \alpha_i + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + u_i + e_{it} \quad (8)$$

Agregando-se o erro específico individual que capta as diferenças individuais dos estados, mas constante ao longo do tempo, u_i , com o termo de erro e_{it} , forma-se o termo estocástico: $v_{it} = u_i + e_{it}$ e a equação (6) pode ser reescrita:

$$G_{it} = \alpha + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + v_{it} \quad (9)$$

As propriedades do termo v_{it} são importantes na definição do método a ser utilizado para estimar a Equação (8). Sob a hipótese de que os erros do mesmo estado em diferentes períodos de tempo sejam correlacionados, $cov(v_{it}, v_{is}) = \sigma_u^2 (t \neq s)$, a literatura recomenda o método de Mínimos Quadrados Generalizados.

Após apresentar o estimador de efeitos fixos e efeitos aleatórios, resta saber qual deve ser o mais adequado para estimar a curva de Kuznets para as unidades federativas brasileiras. Assumindo que a preferência por um desses dois estimadores está relacionada ao fato de u_i e as variáveis explicativas serem correlacionadas, é importante ter um método para testar essa hipótese. Isso pode ser feito mediante ao Teste de Hausman que é construído com base nas diferenças entre as estimativas dos efeitos fixos e das estimativas dos efeitos aleatórios. Considerando que o estimador de efeitos fixos é consistente quando é diferente de zero, enquanto o estimador de efeitos aleatórios é inconsistente, uma diferença estatisticamente significativa deve ser interpretada como uma evidência contra o pressuposto de efeitos aleatórios.

Além dos estimadores de dados em painel estático por efeitos fixos e aleatórios, também é utilizado o estimador para dados em painel dinâmico denominado GMM-primeiras diferenças de Arellano-Bond (1991). Esse estimador é útil para testar a importância do componente da desigualdade inercial. Considerando que a variação do erro idiossincrático não seja correlacionada com as variáveis explicativas entre os períodos, o estimador de Arellano-Bond (1991) pode ser representado por:

$$\Delta G_i = \alpha + \beta_1 \Delta Y_i + \beta_2 \Delta Y_i^2 + \Delta u_i \quad (10)$$

Sendo que o delta, Δ , representa a primeira diferença do período t para $t - 1$, possibilitando que o erro não observado seja eliminado da equação, embora com esse procedimento elimine-se o efeito fixo de cada unidade federativa.

4. Descrição dos dados

Com o intuito de estudar a relação entre a desigualdade de renda e o desenvolvimento econômico, esta pesquisa utiliza a técnica de dados em painel com frequência anual para 26 estados brasileiros, abrangendo o período de 1992 a 2010. Os dados utilizados neste trabalho têm como fonte, principalmente, o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) e o Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). Optou-se por excluir o Distrito Federal (DF) por este apresentar características típicas de um *outlier* relativamente às demais unidades federativas. As características típicas de uma capital federativa e o tamanho do setor público nas esferas do executivo, legislativo e judiciário contribuem para que a dinâmica econômica dessa unidade seja diferente das demais, necessitando de cuidados especiais na análise de sua relação entre desenvolvimento e desigualdade.

A medida da desigualdade de renda utilizada neste trabalho é o coeficiente de Gini. Baseando-se na sugestão de Glaeser (2005), optou-se por algumas especificações considerando um vetor de variáveis explicativas, X_{it} , com o intuito de testar as hipóteses dos modelos teóricos que abordam os efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico. As variáveis adicionadas ao modelo básico que testa a hipótese de Kuznets são: i) a média de anos de estudo como *proxy* para capital humano (*CH*) para testar o modelo de mercado imperfeito de crédito; ii) a taxa de homicídio para testar o modelo de conflito social (*CS*); iii) o gasto com assistência e previdência social estadual *per capita* (*GASP*) para testar o modelo de economia política (teorema do eleitor mediano); iv) taxa de informalidade (*info*) e; v) grau de abertura comercial (*abertura*) com o intuito de testar a importância da transferência tecnológica para o desenvolvimento econômico. Ademais, outras três variáveis foram incluídas como instrumentos, são elas: variação da população (*varpop*), taxa de desemprego (*desemp*) e investimento (*inv*):

Coefficiente de Gini (*Gini*) – mensura o grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita* entre os indivíduos. Seu valor pode variar de zero, quando não há desigualdade, em que as rendas de todos os indivíduos têm o mesmo valor, até um, quando a desigualdade é máxima e apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula. Uma vez que a PNAD não dispõe de informações para os anos de 1994, 2000 e 2010, optou-se por interpolar essas informações a partir da média aritmética entre os anos anteriores e posteriores aos dados faltantes;

Renda domiciliar *per capita* média (*Y*) – representa a renda média mensal da população em valores reais de outubro de 2013, atualizados conforme o deflator para rendimentos da PNAD apresentado pelo Ipeadata. Uma vez que a PNAD não dispõe de informações para os anos de 1994, 2000 e 2010, também se optou por interpolar essas informações da mesma forma com que foi feito com o Coeficiente de Gini;

Capital humano (*CH*) – refere-se à média de anos de estudo das pessoas com 25 anos e mais, ou seja, a 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;

Gasto com assistência e previdência social *per capita* (*GAPS*) – razão entre despesa com assistência e previdência estadual (em R\$) e a população;

Taxa de homicídios por 100.000 habitantes (*CS*) – razão entre o número de homicídios ocorridos no estado e o número de habitantes do estado. Multiplica-se o resultado por 100.000. Na ausência de dados, para o ano 2010 foi considerada a média dos quatro anos anteriores;

Taxa de informalidade (*Info*) – corresponde ao resultado da seguinte divisão: (empregados sem carteira + trabalhadores por conta própria) / (trabalhadores protegidos + empregados sem carteira +

trabalhadores por conta própria). Na ausência de dados, para os anos 1992, 1994 e 2000 também foi realizada a interpolação das informações a partir de média aritmética;

Abertura comercial (*abertura*) – obtida a partir da razão entre a soma das exportações com as importações de bens e serviços e o PIB estadual nominal. O valor das exportações e importações está expresso em dólar assim como o valor do PIB, convertido pela taxa de câmbio R\$/US\$ comercial (compra), fim do período;

Varição da população (*varpop*) – representa a taxa de crescimento da população em um determinado ano em relação ao ano anterior. Os dados referentes aos anos 2000 e 2010 foram obtidos com base no Censo demográfico do IBGE. Para os anos 1996 e 2007, os dados são provenientes da Contagem da População. Para os demais anos, foram consideradas as estimativas do IBGE;

Investimento (*inv*) – razão entre o total das despesas de capital estadual e municipal (investimento) e o PIB corrente. Essas despesas, conforme o Ipeadata, baseiam-se na Lei nº 4.320/6 que inclui "as dotações para o planejamento e a execução de obras, inclusive as destinadas à aquisição de imóveis considerados necessários à realização destas últimas, bem como para os programas especiais de trabalho, aquisição de instalações, equipamentos e material permanente, e constituição ou aumento do capital de empresas que não sejam de caráter comercial ou financeiro". Também, contabilizam-se nessa rubrica as despesas com equipamentos e instalações, dentre outras;

Taxa de desemprego (*desemp*) – percentual da População Economicamente Ativa (PEA) que procurou, mas não encontrou, ocupação profissional remunerada. A PEA contempla todas as pessoas com 10 anos ou mais de idade que procuram ocupação ou trabalham na semana de referência da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

Por fim, ainda foram incluídas quatro variáveis binárias para captar as diferenças regionais entre as grandes regiões brasileiras, em que a região Sul foi considerada como de referência.

A medida da desigualdade de renda que tem sido a mais utilizada nos trabalhos mais recentes por causa da maior disponibilidade de dados é coeficiente de Gini (*Gini*). Alternativamente, também, tem sido utilizado o índice de Theil, a proporção de renda apropriada pelos mais ricos em relação àquela apropriada pelos mais pobres, o coeficiente de variação (desvio padrão dividido pela média), Índice de Atkinson etc. Conforme Charles-Coll (2013), a partir da compilação de uma base de dados com informações para a desigualdade de renda realizada por Deininger e Squire (1998), aumentou-se a qualidade das estimações, alterando a preferência para o uso do coeficiente de Gini como a medida de desigualdade mais utilizada. Até então, predominava o uso das razões entre as participações na renda.

No Brasil, a maioria das pessoas vive nas cidades, a taxa de urbanização no país supera os 80% conforme dados do Censo 2010 do IBGE e a divisão entre setor moderno (cidade) e tradicional (rural) não faz mais sentido, pois o setor agropecuário brasileiro é altamente moderno e competitivo internacionalmente. Nesta pesquisa, optou-se por utilizar a variável renda domiciliar *per capita* média (*Y*) como sendo a medida do desenvolvimento econômico que é um conceito que privilegia aspectos qualitativos de uma economia ou de uma sociedade (acesso à saúde, educação, saneamento básico etc.) em contraposição ao conceito de crescimento econômico que tem a característica de ser mais sintético no sentido de captar apenas a variação do produto ou a renda de uma economia em detrimento de outras variáveis importantes capazes de indicar melhora ou piora no padrão de vida das pessoas. Conforme Barro (2000), modelos mais recentes que testam a hipótese de Kuznets, ao invés de considerarem a migração de pessoas e recursos da agricultura para a indústria, utilizam o grau de desenvolvimento do sistema financeiro como *proxy* do desenvolvimento econômico. O capital humano (*CH*), assim como o capital físico, representa o canal de transmissão dos efeitos intermediários da desigualdade para o crescimento econômico. Esses efeitos intermediários têm como

explicações aquelas advindas dos modelos de economia política, de mercado imperfeito de crédito, de conflito social e de fertilidade. Sabe-se que o conceito de capital humano vai além da escolaridade média, devendo considerar a experiência profissional. Entretanto, diante da limitação de dados, utiliza-se, neste trabalho, o número médio de anos de estudos das pessoas com 25 anos e mais.

Pelo teorema do eleitor mediano, numa sociedade desigual, o governo tende a atender as demandas por políticas distributivas. Os gastos do governo precisam ser financiados, geralmente, com políticas tributárias que causam distorções na economia conduzindo ao debate entre eficiência econômica e equidade. O ideal seria considerar a totalidade dos gastos sociais, no entanto, diante da indisponibilidade de dados, foi considerado o gasto com assistência e previdência social *per capita* (GAPS). Na impossibilidade de construir um índice de instabilidade social capaz de medir o conflito social da mesma forma que Alesina e Perotti (1996), foi utilizada a taxa de homicídios por 100.000 habitantes (CS), conforme outros pesquisadores, como por exemplo, Cruz e Teixeira (2012).

Quanto à taxa de informalidade (*Info*), alguns estudos têm focado nos determinantes da informalidade, destacando as intervenções do governo na economia por meio de elevadas taxações e excessiva regulação, especialmente no mercado de trabalho. Chong e Gradstein (2004) destacam como sendo os determinantes do tamanho do setor informal, além da intervenção do governo, a desigualdade de renda em conjunto com a qualidade das instituições. Explicam que, quando os direitos de propriedade no setor formal são mal protegidos, indivíduos mais pobres ficam em desvantagem para angariar recursos e, portanto, tendem a migrar para o setor informal. A elevada desigualdade exacerbada pela baixa qualidade das instituições intensifica esse efeito, implicando numa relação positiva entre desigualdade e tamanho do setor informal.

Utiliza-se como *proxy* da abertura comercial² (*abertura*) a razão entre a soma das exportações com as importações e o PIB estadual. Essa variável é importante, pois reflete o resultado do fluxo de comércio que recebe influência de diversos fatores, entre eles das políticas comerciais, como, por exemplo, a adoção de tarifas e barreiras não tarifárias. Além do mais, essa variável pode contribuir para o desenvolvimento econômico na medida em que possibilita a transferência de tecnologia dos países desenvolvidos para os países em desenvolvimento.

No que tange à transformação das variáveis para melhor interpretação dos resultados, optou-se por aplicar logaritmo natural em todas as variáveis explanatórias. Diante disso, os coeficientes expressam as elasticidades renda da desigualdade, bem como as elasticidades da taxa de homicídio, do capital humano e do gasto social para cada um dos vinte e seis estados brasileiros.

Na Tabela 1, podem ser observadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nesta pesquisa. Considerando-se as vinte e seis unidades da federação, a renda média foi equivalente a R\$ 616,24 (valores constantes de 2013). A menor renda domiciliar *per capita* ocorreu no estado do Piauí no ano de 1992, enquanto que a maior renda do país foi registrada no estado de Santa Catarina no ano de 2009, sendo que esta superou aquela numa magnitude de 174%. Pela matriz de correlação, constata-se que a desigualdade medida pelo coeficiente de Gini é negativamente correlacionada com a renda domiciliar *per capita*. Assumindo-se a hipótese de linearidade entre essas variáveis, esperaria-se que o crescimento da renda *per capita* diminuiria a desigualdade de renda.

O número médio de anos de estudo foi igual 5,6, sugerindo que os brasileiros, na média, finalizam a primeira metade do ensino fundamental. Enquanto a menor média ocorreu no estado maranhense em 1992, a maior média ocorreu no estado paulista no ano de 2010. A violência medida pela taxa de homicídio para cem mil habitantes foi menos intensa no estado de Tocantins no ano de 1992 e mais intensa no estado de São Paulo no ano 2000. A média do gasto com assistência e previdência social *per capita* foi equivalente a R\$ 115,10 no período analisado, sendo que o menor valor foi registrado no estado do Rio Grande do Norte no ano de 1992 e o maior valor encontrado foi no estado gaúcho no ano de 2010. O menor grau de abertura comercial encontrado (0,88) foi para o estado de Alagoas no ano de 1994, enquanto que o maior valor encontrado foi para o estado capixaba no ano de 1993 (150,69).

² Alternativamente, conforme Fraga (2011), poderia utilizar os seguintes indicadores: índice de barreiras tarifárias e não tarifárias, índice de distorção nas importações, índice de prêmio de mercado de câmbio paralelo, índice de orientação externa do banco mundial e índice de distorção em comércio internacional da fundação Heritage.

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis, Brasil, 1992-2010

Estatísticas	Variáveis									
	<i>Gini</i>	<i>Y</i>	<i>CH</i>	<i>CS</i>	<i>GAPS</i>	<i>Info</i>	<i>Abertura</i>	<i>Varpop</i>	<i>Inv</i>	<i>Desemp</i>
Média	0,56	616,24	5,61	855,46	115,10	64,14	16,77	1,81	3,77	8,54
Mínimo	0,43	225,41	2,86	19,00	0,00	36,13	0,88	-8,23	0,42	2,71
Máximo	0,66	1.218,13	8,33	8.725,00	633,75	90,48	150,69	23,46	36,39	20,54
Desvio-padrão	0,04	218,30	1,16	1.352,85	106,03	11,76	16,66	2,25	3,70	2,67
Observações	494	494	494	494	494	494	494	494	494	494

Variáveis	Variáveis									
	<i>Gini</i>	<i>Y</i>	<i>CH</i>	<i>CS</i>	<i>GAPS</i>	<i>Info</i>	<i>Abertura</i>	<i>Varpop</i>	<i>Inv</i>	<i>Desemp</i>
<i>Gini</i>	1,00	-0,58	-0,70	-0,13	-0,42	0,53	-0,19	-0,05	0,08	-0,04
<i>Y</i>	-0,58	1,00	0,82	0,47	0,53	-0,85	0,13	0,19	-0,18	-0,01
<i>CH</i>	-0,70	0,82	1,00	0,36	0,57	-0,74	0,17	0,04	-0,16	0,31
<i>CS</i>	-0,13	0,47	0,36	1,00	0,21	-0,31	0,13	-0,12	-0,25	0,25
<i>GAPS</i>	-0,42	0,53	0,57	0,21	1,00	-0,42	0,08	-0,17	-0,16	0,05
<i>Info</i>	0,53	-0,85	-0,74	-0,31	-0,42	1,00	-0,30	0,08	0,32	-0,09
<i>Abertura</i>	-0,19	0,13	0,17	0,13	0,08	-0,30	1,00	-0,01	-0,21	-0,02
<i>Varpop</i>	-0,05	0,19	0,04	-0,12	-0,17	0,08	-0,01	1,00	0,19	0,10
<i>Inv</i>	0,08	-0,18	-0,16	-0,25	-0,16	0,32	-0,21	0,19	1,00	-0,07
<i>Desemp</i>	-0,04	-0,01	0,31	0,25	0,05	-0,09	-0,02	0,10	-0,07	1,00

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados extraídos do Ipeadata.

Além das estatísticas descritivas, na Tabela 1 também pode ser observada a matriz de correlação das variáveis. Constata-se que, com exceção da taxa de informalidade, as demais variáveis estão negativamente correlacionadas com a desigualdade de renda. Apesar do sinal negativo da variável conflito social (*CS*), a correlação entre essa variável e a concentração de renda está próxima de zero. Assim, espera-se obter, a partir das estimativas dos modelos econométricos: i) uma relação negativa entre as variáveis adicionadas ao modelo básico: capital humano, gasto social, grau de abertura comercial e a desigualdade de renda nos estados brasileiros e; ii) uma relação positiva entre as variáveis conflito social e taxa de informalidade e a desigualdade de renda³.

5. Resultados e discussões

Para analisar a relação entre a distribuição de renda e o desenvolvimento econômico e testar a hipótese de U-invertido para o Brasil, no período 1992-2010, nesta seção são apresentadas as estimativas de regressões do coeficiente de Gini, inicialmente, contra o logaritmo da renda *per capita* e o logaritmo da renda *per capita* ao quadrado. Na sequência, incorpora-se no modelo, progressivamente, as seguintes variáveis de controle: o capital humano, o conflito social, o gasto social, a informalidade e, também, a abertura comercial⁴. Portanto, além do modelo básico, com o

³ Vale ressaltar que foram realizados dois testes para identificar a presença ou não de multicolinearidade: (i) Fator de Inflação de Variância (VIF); (ii) *Conditional Index*. O valor do VIF encontrado foi equivalente a 3,33 e do *Conditional Index* foi igual a 6,41. Ambos os testes sugerem ausência de multicolinearidade, pois, $VIF < 10,0$ e *Conditional Index* $< 30,0$. As variáveis utilizadas no teste foram: *Y*, *CH*, *CS*, *GAPS*, *info*, *abertura*.

⁴ Todas as séries temporais utilizadas neste trabalho foram consideradas estacionárias conforme os seguintes testes de raiz unitária para dados em painel: Levin-Lin-Chu (2002), Im-Pesaran-Shin (2003) e Beitung (Apêndice A).

intuito de testar a hipótese de Kuznets, foram estimadas cinco especificações, incluindo no modelo básico, algumas variáveis, separadamente, com o objetivo de analisar os modelos teóricos dos efeitos da desigualdade para o crescimento: economia política (*GAPS*), mercado imperfeito de crédito (*CH*), conflito social (*CS*) e informalidade (*info*). Para cada uma dessas especificações, foram estimados os parâmetros mediante as técnicas de dados em painel, tanto com efeitos fixos (EF), quanto com efeitos aleatórios (EA). Ao estimar por efeitos fixos, supõe-se que os efeitos individuais são constantes no tempo, além disso, permitiu-se a correlação das variáveis condicionais com os mesmos.

O modelo básico estimado, cujos resultados estão reportados na Tabela 2, sugere que, sob efeito aleatório de dados em painel estático, confirma-se a hipótese do U-invertido, pois os parâmetros são significativos e o valor do coeficiente da variável *Y*, renda domiciliar *per capita*, sugere efeito positivo do desenvolvimento econômico na desigualdade, para baixos valores de renda *per capita*. O coeficiente com sinal negativo da variável Y^2 sugere efeito contrário quando a renda *per capita* é mais elevada. Diante dessa constatação, não foi possível rejeitar a hipótese de U-invertido na relação entre a desigualdade e o desenvolvimento econômico. Assim, pode-se afirmar que, nas unidades federativas brasileiras, a desigualdade aumenta conforme a economia se desenvolve até um determinado grau para, a partir de então, mudar de comportamento tendendo para a sua redução. Destaca-se também que, ao considerar as variáveis binárias de região, os seus coeficientes negativos sugerem que a desigualdade média nas regiões Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e Norte é superior à desigualdade da região Sul, tomada como referência.

Tabela 2 – Kuznets original, painel estático, Brasil, 1992-2010

Variáveis	Efeito Aleatório	Estatística z
Constante	-0,5926	-1,23
<i>Y</i>	0,4462***	2,89
Y^2	-0,0410***	-3,29
SU	-0,0205	-1,36
CO	-0,0186**	-2,13
NO	-0,0361**	-2,49
NE	-0,0152	-1,37
R^2	0,22; 0,61; 0,41	–
Teste Wald, Wald χ^2 (2)	151,10	(0,000)
Teste de Hausman, Prob $>\chi^2$	4,05	(0,1318)
Observações	494	–
U-invertido?	SIM	–

Nota: Painel balanceado para 26 estados brasileiros, período 1992-2010. (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. *Dummy* de regiões: Sul (SU); Centro-Oeste (CO); Norte (NO); Nordeste (NE). A região Sudeste foi considerada referência para evitar problema de colinearidade nas estimativas. Sob efeitos fixos, não foi possível obter as estimativas dos parâmetros das variáveis *dummy* por causa do problema de multicolinearidade. Os tipos de coeficientes de determinação (R^2) seguem a seguinte ordem: *within*; *between* e *overall*. Os erros padrões são robustos à heterocedasticidade.

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Stata 13.

No entanto, apesar do fato de que os resultados obtidos mediante aos modelos estimados pela técnica de dados em painel tenham sido importantes, faz-se necessário testar a hipótese de endogeneidade do termo aleatório, ε_i , para se decidir entre os modelos de efeitos fixos e aleatórios. Assim, o Teste de Hausman, apresentado na Tabela 2, sugere que dados em painel sob efeitos aleatórios são mais adequados para explicar a relação entre desigualdade e desenvolvimento econômico no modelo básico. Os resultados sugerem que as diferenças nos coeficientes não são sistemáticas. Entretanto, sabe-se que existe grande diferença entre cada um dos estados brasileiros no

que tange aos fatores políticos, culturais, históricos, geográficos e institucionais que não variam significativamente ao longo do tempo. Desse modo, justifica-se a inserção de variáveis adicionais no modelo para verificar se as diferenças nos coeficientes se tornam sistemáticas. A escolha dessas variáveis foi baseada no aparato teórico referente aos efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico.

A hipótese de Kuznets também foi testada com a inclusão de algumas variáveis de controle, separadamente, num primeiro momento, especificações 1, 2, 3, 4 e 5, conforme Tabela 3, para depois, então, testar a hipótese do U-invertido conjuntamente com a inclusão de todas as variáveis adicionais, especificação completa. Nas cinco especificações estimadas, os efeitos fixos apresentaram um melhor ajuste em duas delas e os efeitos aleatórios, nas três restantes, conforme os resultados para os testes de Hausman. Ademais, as duas abordagens apresentam, em geral, resultados similares.

Os resultados da especificação 1 que testa a hipótese do U-invertido com a variável capital humano, *CH*, sugerem que, sob efeitos aleatórios, essa variável é importante para explicar a relação desigualdade e desenvolvimento econômico ao confirmar a referida hipótese mediante aos sinais dos coeficientes das variáveis, *Y*, Y^2 e *CH* e, também, pela significância estatística de cada uma dessas variáveis. Como era de se esperar, o capital humano contribui para reduzir a desigualdade de renda nas unidades da federação do Brasil.

A especificação 2, conforme Tabela 3, testa a hipótese do U-invertido com a variável conflito social, *CS*, em que não foi possível rejeitar a hipótese de Kuznets, no entanto, o sinal negativo do coeficiente dessa variável não se apresenta conforme o esperado. Provavelmente, esse resultado está sendo influenciado pelo efeito da inércia na desigualdade de renda, hipótese a ser testada nas próximas estimativas. Quanto à variável gasto social, *GAPS*, as estimativas obtidas por efeitos aleatórios foram favoráveis para confirmar o U-invertido da relação entre a desigualdade e o desenvolvimento econômico. Os sinais dos coeficientes das variáveis *Y*, Y^2 e *GAPS*, além de estarem conforme o esperado, são significativos estatisticamente. O sinal negativo da *proxy* do gasto social sugere que os gastos com assistência e previdência social estadual são importantes para reduzir a desigualdade de renda.

Em suas estimativas para testar a hipótese de Kuznets para 82 países sob dados em painel no período 1965-2003, Iradian (2005) também encontrou sinal negativo para o coeficiente da variável governo, definida como sendo a proporção de gastos do governo em relação ao PIB. Explica-se que o governo pode ser ineficiente, pois quanto mais gastos públicos, menos crescimento econômico; no entanto, esse pode aparentar ser benevolente, pois mais governo implica menor desigualdade.

A especificação 4 testa a hipótese do U-invertido com a variável informalidade, *Info*, cujas estimativas obtidas por efeitos fixos foram consideradas favoráveis para confirmar o U-invertido da relação entre a desigualdade e o desenvolvimento econômico. Os sinais dos coeficientes das variáveis *Y* e Y^2 , além de estarem conforme o esperado, são estatisticamente significativos, ademais, quanto maior a informalidade, maior a desigualdade de renda. No que se refere à variável *abertura*, os resultados da especificação 5, além de confirmarem a hipótese de Kuznets, sugerem que sob efeitos aleatórios, a abertura comercial contribui para a redução da desigualdade. Esse resultado diverge daquele encontrado por Barro (2008) para dados internacionais entre as décadas de 1960 e 2000.

Porém, esse pesquisador alerta para o fato de que o canal da abertura comercial pode contribuir para a redução da desigualdade em muitos países, dependendo do nível do PIB *per capita*. Além disso, Barro (2008) destaca que seu resultado não considera que a abertura comercial também afeta o crescimento econômico e que os efeitos sobre o PIB *per capita* devem ser considerados nas estimativas do impacto completo do comércio internacional sobre a desigualdade. Os resultados do modelo geral estão reportados na Tabela 4, cuja finalidade é confirmar ou não a hipótese do U-invertido com todas as variáveis já analisadas anteriormente. Os resultados sugerem a não rejeição da hipótese do U-invertido de Kuznets nos dois tipos de regressão, pois o sinal das estimativas, bem como o grau de significância estatística, está de acordo com o esperado. Verifica-se que a maioria das estimativas obtidas por efeitos fixos foi considerada estatisticamente significativa a 1% e a 5%.

Tabela 3 – Determinantes da desigualdade (Gini), painel estático, Brasil, 1992-2010

Variáveis	Especificação 1	Especificação 2	Especificação 3	Especificação 4	Especificação 5
	EA	EF	EA	EF	EA
Constante	-1,55*** (-3,45)	-1,58*** (-4,45)	-0,47 (-0,95)	-0,49 (-0,94)	-0,47 (-0,96)
Y	0,73*** (5,23)	0,76*** (6,78)	0,36** (2,15)	0,26 (1,51)	0,341** (2,67)
Y ²	-0,056*** (-4,23)	-0,062*** (-7,08)	-0,030* (-2,14)	-0,022 (-1,59)	-0,039** (-3,1)
CH	-0,15*** (-4,23)				
CS		-0,029*** (-5,55)			
GAPS			-0,030*** (-3,60)		
Info				0,61*** (5,64)	
Abertura					-0,052* (-2,81)
SU	-0,028* (-1,74)		-0,021 (-1,32)		-0,021** (-1,40)
CO	-0,021 (-2,18)		0,008 (-0,96)		0,025 (-2,57)
NO	-0,016 (-0,93)		-0,027 (-1,92)		-0,044 (-3,15)
NE	0,004 (-0,30)		0,013 (0,80)		-0,026** (-0,96)
R ²	0,43; 0,68; 0,55	0,37; 0,03; 0,07	0,32; 0,64; 0,48	0,40; 0,36; 0,31	0,24; 0,65; 0,44
Teste F		59,28		54,36	
Prob > F		(0,000)		(0,000)	
Teste Wald	424,89		190,32		164,91
Wald Chi2	(0,0000)		(0,0000)		(0,000)
Hausman	2,89		1,49		2,32
p-value	0,4094		0,6842		0,5096
Observações	494	494	494	494	494
U-invertido?	SIM	SIM	SIM	NÃO	SIM

Nota: Painel balanceado para 26 estados brasileiros, período 1992-2010. EF = Efeito Fixo; EA = Efeito Aleatório; (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. As estatísticas *t* (EF) e *z* (EA) estão entre parênteses. *Dummy* de regiões: Sul (SU); Centro-Oeste (CO); Norte (NO); Nordeste (NE). A região Sudeste foi considerada referência para evitar problema de colinearidade nas estimativas. Os tipos de coeficientes de determinação (R²) seguem a seguinte ordem: *within*; *between* e *overall*. Os erros padrões são robustos à heterocedasticidade.

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Stata 13.

A variável informalidade (*Info*) pode ser considerada importante para a confirmação da hipótese de Kuznets nas regressões obtidas por dados em painel sob efeitos fixos. Chong e Gradstein (2004), mediante a um painel de dados para 57 países em desenvolvimento para o período 1970-2000, constataram uma relação positiva entre desigualdade de renda e tamanho do setor informal. No caso da variável *abertura*, diferentemente da especificação isolada, seu efeito sobre a desigualdade passa a ser positivo. Além do mais, essa variável deixa de dar sua contribuição para explicar a desigualdade sob efeitos aleatórios. Essa instabilidade de resultado pode ser explicada pela omissão da variável dependente capaz de captar a inércia da desigualdade. Essa hipótese é testada nas estimativas obtidas por dados em painel dinâmico.

Para os dados em painel, tanto sob efeitos fixos quanto aleatórios, os resultados sugerem dois tipos de efeitos: i) negativos – entre a desigualdade de renda e o capital humano, o conflito social e o gasto com assistência e previdência estadual; ii) positivos – entre a desigualdade, a informalidade e a abertura econômica. Comparando-se as estimativas obtidas por efeito fixo e aleatório, conforme o Teste de Hausman, ao nível de significância de 1%, ao incluir as variáveis que testam as hipóteses dos modelos teóricos que abordam os efeitos da desigualdade sobre o crescimento, os resultados obtidos por efeito fixo são mais adequados que aqueles obtidos por efeitos aleatórios.

Tabela 4 – Determinantes da desigualdade de renda, painel estático, Brasil, 1992-2010

Variável	Efeitos Fixos (EF)	Estatística <i>t</i>
Constante	-1,4143***	-2,80
<i>Y</i>	0,5953***	3,60
<i>Y</i> ²	-0,0444***	-3,20
<i>CH</i>	-0,0824***	-2,01
<i>CS</i>	-0,0118**	-2,40
<i>GAPS</i>	-0,0008	-0,18
<i>Info</i>	0,4025***	5,09
<i>Abertura</i>	0,0073	0,33
<i>R</i> ²	0,41; 0,14; 0,26	
Teste F, Prob > F	43,61 (0,0000)	
Teste de Hausman, <i>p-value</i>	24,45 (0,0000)	
Observações	468	
U-invertido?	SIM	

Nota: Painel balanceado para 26 estados brasileiros, período 1992-2010. Nota: (***) significância a 1%. Regressão EF (*within*) com correção dos distúrbios AR(1). Baltagi-Wu LBI=1,63. Os tipos de coeficientes de determinação (*R*²) seguem a seguinte ordem: *within*; *between* e *overall*. Os erros padrões são robustos à heterocedasticidade.

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Stata 13.

A hipótese do U-invertido para explicar a relação entre o desenvolvimento econômico e a desigualdade de renda foi confirmada em todos os tipos de especificações. Com exceção das variáveis *GAPS* e *Abertura*, as demais variáveis adicionais utilizadas nas estimações foram consideradas importantes para explicar a desigualdade de renda. Adicionalmente, resta verificar a importância da inércia da desigualdade de renda.

Conforme a Tabela 5, constata-se que, com a inclusão da componente inercial, não se confirma a hipótese de U-invertido de Kuznets. Nesse caso, os resultados das estimativas são de curto prazo e uma das variáveis explicativas refere-se à variável dependente com uma defasagem. Apesar disso, todos os coeficientes das variáveis adicionais apresentaram significância estatística e sinal conforme o esperado. Enquanto capital humano, gasto com assistência e previdência social e abertura comercial contribuem para a diminuição da persistência da desigualdade, conflito social e informalidade da economia contribuem para o aumento desse fenômeno. Destaca-se o fato de que nessas novas estimativas, o sinal da variável conflito social (*CS*) apresenta-se conforme o esperado, diferentemente das estimativas por painel estático. Também, a variável abertura comercial passa a ter sinal semelhante à estimativa de efeito isolado, na especificação 5, e diferente das estimativas para o modelo geral sob dados em painel estático.

Assim, ao considerar a versão dinâmica, a desigualdade de renda nas unidades da federação possui um componente inercial em que a desigualdade contemporânea corresponde a cerca de 28,60% da desigualdade do período imediatamente anterior. Segundo Taques e Mazzutti (2011), um possível efeito de inércia da desigualdade de renda está em consonância com alguns teóricos do desenvolvimento, como Easterly (2001), Acemoglu e Robinson (2002) e North (1990) que têm denominado esse efeito de *path dependence* das instituições.

Acrescenta-se como explicação para a persistência da desigualdade, a questão da herança lembrada por Acemoglu e Robinson (2009) e Piquetty (2014), conforme discutido no referencial teórico. Verifica-se que as estimativas com dados em painel dinâmico com a inclusão da inércia da desigualdade promovem três importantes mudanças nos resultados obtidos por painel estático. Inicialmente, é possível rejeitar a hipótese da existência de uma relação não linear entre o desenvolvimento econômico e a desigualdade de renda. Verifica-se que a abertura comercial passa a contribuir para a redução da desigualdade de renda. Por sua vez, o sinal da variável conflito social torna-se coerente com a literatura econômica, em especial, o modelo teórico de instabilidade política.

Tabela 5 – Hipótese de Kuznets com efeito inercial da desigualdade, painel dinâmico, Brasil, 1992-2010

Variável	GMM – AB	Estatísticas z
<i>Gini</i> _{t-1}	0,2860***	3,70
<i>Y</i>	-0,1305	-0,40
<i>Y</i> ²	0,0148	0,57
<i>CH</i>	-0,0642***	-2,62
<i>CS</i>	0,0111**	2,01
<i>GAPS</i>	-0,0136**	-2,06
<i>Info</i>	0,5295***	6,33
<i>Abertura</i>	-0,0725***	-3,81
Wald chi ² (9)	1012,4000	
Teste Sargan (Prob>Chi2)	23,2965 (1,0000)	
Nº instrumentos	86	
AR(1) (Prob > z)	-3,1336 (0,0017)	
AR(2) (Prob > z)	0,6590 (0,5099)	
Observações	416	

Nota: (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. Entre parênteses estão as estatísticas z. Variáveis endógenas: *Gini*, *CH*; *CS*; *INFO*; *GAPS*. Variáveis exógenas: *Y*; *Y*²; *Abertura*. Instrumentos para equação em primeira diferença: GMM-típicos: L(2/2)*Gini*; L(2/2).*CH*; L(2/2).*CS*; L(2/2).*info*; L(2/2).*GAPS*. Padrão: d.*Y*; d.*Y*²; d.*Abertura*. Instrumentos adicionais: variação da população (*varpop*); investimento (*inv*); taxa de desemprego (*desemp*); L2.*GAPS*.

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Stata 13.

Os demais resultados permanecem os mesmos, com exceção de algumas variações no valor dos parâmetros e suas respectivas significâncias estatísticas. Sendo assim, ao rejeitar a hipótese de Kuznets, as variáveis que não estão relacionadas com o desenvolvimento econômico podem ser importantes para explicar o aumento ou a redução da desigualdade de renda ao longo do tempo, nas vinte e seis unidades da federação brasileira. Entre essas variáveis, podem ser destacados os fatores sociais, históricos e políticos, conforme sugerem as estimativas das diversas especificações com a inclusão de variáveis adicionais.

6. Considerações finais

Este trabalho teve como objetivo verificar a relação entre distribuição de renda e desenvolvimento econômico e identificar quais fatores estariam afetando a distribuição de renda nas unidades da federação do Brasil, no período de 1992 até 2010. Enquanto o coeficiente de Gini foi utilizado para captar a distribuição de renda, a renda domiciliar *per capita* representou o desenvolvimento econômico.

Inicialmente, considerando as estimativas para painel estático, os resultados do presente trabalho sugerem que a hipótese de Kuznets é confirmada. Assim, as evidências empíricas sugerem

que, apesar da heterogeneidade existente entre os estados brasileiros, o nível de atividade econômica afeta positivamente a desigualdade num primeiro momento quando, posteriormente, a partir de um estágio de maior renda *per capita*, a atividade econômica passa a afetar negativamente a desigualdade.

Ainda considerando as estimativas para painel estático, outros fatores foram incluídos buscando verificar seu impacto na distribuição de renda e, da mesma forma, os resultados ainda confirmaram a hipótese de Kuznets. Ademais, foi possível verificar um efeito positivo da informalidade para a desigualdade de renda, o que pode ser reflexo da intervenção econômica e, também, da qualidade das instituições. Por outro lado, as estimativas sugerem que as variáveis capital humano e conflito social podem estar contribuindo para a redução da desigualdade, confirmando, portanto, as hipóteses dos modelos de mercado imperfeito de crédito e de instabilidade política.

Posteriormente, com as estimativas para painel dinâmico, evidenciou-se a importância da persistência da desigualdade para explicar a desigualdade contemporânea com base na teoria do *path dependence*. Assim, conforme os resultados deste trabalho, a desigualdade de renda nas unidades da federação possui um componente inercial em que a desigualdade contemporânea corresponde a aproximadamente 30% da desigualdade do período imediatamente anterior.

Desse modo, o trabalho contribui para o desenvolvimento da teoria ao relacionar a desigualdade de renda, o desenvolvimento econômico e os modelos teóricos que abordam determinantes da desigualdade de renda. Além disso, houve a preocupação em estabelecer relações com a teoria do *path dependence*, importante para explicar a desigualdade de renda atual no Brasil.

No que tange às proposições de política econômica, acredita-se que o governo deve interferir na economia para reverter o processo de desigualdade considerando seus aspectos passados e contemporâneos. Para isso, é importante desenvolver ações que vão além da transferência direta de renda. No caso das políticas públicas, o investimento em capital humano, o gasto com assistência e previdência social e a abertura comercial contribuem para a redução da desigualdade. Adicionalmente, devem ser consideradas as intervenções para reduzir a informalidade da economia e a instabilidade social. Para as futuras pesquisas, sugere-se o aprofundamento do estudo da relação entre a informalidade, a desigualdade e a qualidade das instituições, pois a literatura, tanto nacional quanto internacional, carece de estudos que privilegiem tais temáticas.

Referências

- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. The political economy of the Kuznets curve. *Review of Development Economics*, v. 6, n. 2, p. 183-203, 2002.
- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. Foundations of societal inequality. *Science*, v. 326, p. 678-679, 2009.
- AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: some stylized facts. *American Economic Review*, v. 66, n. 2, p. 128-135, 1976.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income distribution, political instability and investment. *European Economic Review*, v. 81, n. 5, p. 1.170-1.189, 1996.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- BAGOLIN, I. P.; GABE, J.; RIBEIRO, E. P. Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991). In: *Anais do II Encontro de Economia Gaúcha*, 2004, Porto Alegre-RS. Porto Alegre-RS: PUCRS e Fundação de Economia e Estatística (FEE), 2004.
- BALTAGI, B. *Econometric analysis of panel data*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008.

- BARRO, R. J. Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, v. 5, n. 1, p. 5-32, 2000.
- BARRO, R. J. *Inequality and growth revisited*. Asian Development Bank. Working Paper Series on Regional Economic Integration, 2008. (Working paper, n. 11)
- 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, 2001.
- BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A.; KLOECKMER, R. A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets. In: *Anais do Encontro de Economia Gaúcha*. Porto Alegre-RS, 2002.
- CASTRO, R. S.; PÔRTO Jr.; SABINO da S. Efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico no Brasil: uma análise não-linear. *Perspectiva Econômica*, v. 3, n. 1, p. 27-61, 2007.
- CHARLES-COLL, J. A. *The Debate Over the Relationship Between Income Inequality and Economic Growth: Does Inequality Matter for Growth?* Universidad Autónoma de Tamaulipas, Centro Universitario Tampico-Madero, Fac. de Comercio y Admon. de Tampico. Macrothink Institute, Mexico, v. 5, n. 2, 2013.
- CHONG, A.; GRADSTEIN, M. *Inequality, institutions, and informality*. Inter-American Development Bank, Research Department Working Papers, Washington-D.C., 2004. (Working paper, n. 516)
- CRUZ, P. B.; TEIXEIRA, A. *O Efeito da desigualdade da distribuição de renda no crescimento econômico*. FUCAPE Business School, 2012. (Working papers, n. 37)
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. New ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics*, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998.
- EASTERLY, W. Can institutions resolve ethnic conflict? *Economic Development and Cultural Change*, v. 49, n. 4, p. 687-706, 2001.
- 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.
- FIELDS, G. S. *Distribution and development: a new look at the developing world*. [S.l.]: MIT press, 2002.
- FRAGA, G. J. *Estudo da relação entre comércio internacional, capital humano e crescimento econômico no Brasil no período de 1995 a 2006*. 143p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo. Piracicaba, 2011.
- GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, v. 60, n. 1, p. 32-52, 1993.
- GLAESER, E. L. *Inequality*. National Bureau of Economic Research, 2005. (Working paper, n. 15.511)
- GLOMM, G.; RAVIKUMAR, B. Increasing returns, human capital, and the Kuznets curve. *Journal of Development Economics*, v. 55, n. 2, p. 353-367, 1998.
- GOMIDE, U.; AMARAL FILHO, J. do; TABOSA, F. J. S. Reexaminando a Curva de Kuznets: evidências para o Brasil no período de 1981-2009. In: *Anais do XII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 2014, Belo Horizonte-MG. Belo Horizonte-MG: ABER, 2014.

- IRADIAN, G. Inequality, poverty and growth: cross-country evidence. International Monetary Fund, 2005. (Working paper, n.05/28)
- JACINTO, P. de 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? *Revista Econômica do Nordeste*, v. 40, n. 01, p. 61-79, 2009.
- KNIGHT, J. B. Explaining Income Distribution in Less Developed Countries: A Framework and an Agenda. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, v. 38, n. 3, p. 161-177, 1976.
- KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- KUZNETS, S. Quantitative aspects of the Economic growth of Nations: VIII, Distribution of Income by Size, *Economic Development and Cultural Change*, v. 11, n. 2, p. 1-80, 1963.
- KUZNETS, S. *Teoria do crescimento econômico moderno: taxa, estrutura e difusão*. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1974.
- KRANZINGER, S. The process of wealth accumulation with regard to the path dependence theory. *Momentum Quarterly-Zeitschrift für Sozialen Fortschritt*, v. 5, n. 1, p. 36-53, 2016.
- KOSHIYAMA, D.; FOCHEZATTO, A. Crescimento econômico e desigualdade de renda no Brasil: uma análise de causalidade de Granger com dados em painel. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)*, v. 06, n. 2, p. 36-47, 2012.
- NORTH, D. Institutions and their consequences for economic performance. *The limits of rationality*, University of Chicago Press Chicago and London, p. 383-401, 1990.
- NEVES, L.; ALMEIDA, E. Qualidade e equidade na educação: verificação da hipótese da Curva de Kuznets educacional por meio de um painel espacial. In: *Anais do XIII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 2015, Curitiba-PR. Curitiba: ABER, 2015.
- PENNA, C. M.; GOMES, P. E. M.; TROMPIERI NETO, N.; LINHARES, F. C. Trabalho, transferências e desigualdade: a curva de Kuznets para o Nordeste. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)*, v. 07, n. 2, p. 34-51, 2013.
- PEROTTI, R. Political equilibrium, income distribution and growth. *Review of Economics Studies*, v. 60, n. 4, p. 755-756, 1993.
- PEROTTI, R. Democracy, income distribution and growth: What the data say. *Journal of Economic Growth*, v. 1, n. 1, p. 149-187, 1996.
- PIKETTY, T. The Kuznets Curve: Yesterday and Tomorrow. In: BANERJEE, A. V.; BÉNABOU, R.; MOOKHERJEE (Eds). *Understanding Poverty*, Oxford University Press, 2006.
- PIKETTY, T. *O capital no século XXI*. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2014.
- RAM, R. Level of development and income inequality: an extension of Kuznets-hypothesis to the world economy. *Kyklos*, v. 42, n. 1, p. 73-88, 1989.
- RAVALLION, M. A. Growth and poverty: evidence for developing countries in the 1980s. *Economics Letters*, n. 48, p. 411-417, 1995.
- ROBINSON, S. A note on the U-hypothesis relating income inequality and economic development. *American Economic Review*, v. 66, n. 3, p. 437-440, 1976.

- RODRÍGUEZ, M. A.; SUÁREZ, R. P.; MENÉNDEZ, A. J. L. Crecimiento econômico y desigualdad: nuevas extensiones del proceso de kuznets. *Estudios de Economía Aplicada*, v. 24, n. 1, p. 221-244, 2006.
- SALVATO, M. A.; ALVARENGA, P. S.; FRANÇA, C. S.; ARAÚJO JR, A. F. Crescimento e desigualdade: evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais – 1991/2000. *Revista Economia & Gestão*, v. 6, n. 13, 2008.
- SILVA, D. O. P. da; ARAÚJO JÚNIOR, I. T. de; SILVA, M. V. B. da. Pobreza, desigualdade e crescimento: evidências obtidas a partir de painel dinâmico para os estados brasileiros. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)*, v. 3, n. 2, p. 1-26, 2009.
- SYDOW, J.; SCHREYÖGG, G.; KOCH, J. Organizational path dependence: opening the black box. *Academy of Management Review*, n. 34, v. 4, p. 689-709, 2009.
- TAQUES, F. H.; MAZZUTTI, C. C. T. P. Qual a relação entre desigualdade de renda e nível de renda per capita? Testando a hipótese de Kuznets para as unidades federativas brasileiras. *Planejamento e Políticas Públicas*, v. 2, n. 35, 2011.
- ZHOU, X.; LI, K.W. Inequality and development: Evidence from semiparametric estimation with panel data. *Economics Letters*, v. 113, n. 3, p. 203–207, 2011.

Apêndice A - Testes de raiz unitária em dados em painel

Variáveis	Modelo	LLC	IPS	Beitruung	I(0) ou I(1)?
$Gini_t$	C	0,9999	0,5980	0,0082 ^(a)	I(0)
$Gini_t$	C,T	0,0005 ^(a)	0,0193 ^(b)	0,0665 ^(c)	I(0)
Y_t	C	0,7673	0,8501	1,0000	I(1)
Y_t	C,T	0,7447	0,9468	0,0843 ^(c)	I(0)
CH_t	C	0,1897	1,0000	1,0000	I(0)
CH_t	C,T	0,0011 ^(a)	0,0149 ^(b)	0,0705 ^(c)	I(0)
CS_t	C	0,0001 ^(a)	0,7200	1,0000	I(0)
CS_t	C,T	0,0059 ^(b)	0,7145	0,7484	I(0)
$GAPS_t$	C	0,0016 ^(a)	0,9999	1,0000	I(0)
$GAPS_t$	C,T	0,0000 ^(a)	0,0003 ^(a)	0,0167 ^(b)	I(0)
$Info_t$	C	1,0000	1,0000	1,0000	I(1)
$Info_t$	C,T	0,3092	1,0000	0,9999	I(1)
$Info_t$	-	0,0000 ^(a)	-	0,0000 ^(a)	I(0)
$Abertura_t$	C	0,0000 ^(a)	0,0000 ^(a)	0,0001 ^(a)	I(0)
$Abertura_t$	C,T	0,0000 ^(a)	0,0000 ^(a)	0,7372	I(0)

Nota: As letras em sobrescrito representam: (a) significância a 1%; (b) significância a 5%; (c) significância a 10%. LLC = Levin-Lin-Chu (2002), IPS = Im-Pesaran-Shin (2003).

Fonte: Elaboração própria.