

## **Uma análise da curva de Kuznets para os municípios brasileiros (1991, 2000, 2010)**

### **An analysis of the Kuznets curve for the Brazilian municipalities (1991, 2000, 2010)**

William Barbosa,<sup>1</sup>

Edivo de Almeida Oliveira<sup>2</sup>

João Victor Souza da Silva<sup>3</sup>

Clailton Ataídes de Freitas<sup>4</sup>

#### **RESUMO**

Este trabalho objetiva analisar empiricamente a relação de U invertido de Kuznets (1955) a fim de compreender a relação entre crescimento econômico e distribuição renda em consideração aos efeitos da migração entre setores urbanos e rurais, com distintos níveis de produtividade, na economia brasileira. Para tanto, recorre-se a uma revisão dos trabalhos que aplicaram a curva de Kuznets para o Brasil, em adição de outros argumentos como a influência da acumulação de capital humano e migração dos indivíduos na dinâmica da distribuição de renda do Brasil para os dados censitários de 1991, 2000 e 2010, em nível municipal. Utilizou-se a modelagem com dados em painel a fim de aproximar a hipótese de Kuznets ao ferramental econométrico e constatou-se o termo quadrático da relação de U invertido entre a renda domiciliar *per capita* e a desigualdade na distribuição de renda no caso dos municípios brasileiros, isto é, em média elevou-se a desigualdade até 2000 e declinou no fim da década, em 2010. Outro resultado observado corroborou com a teoria do capital humano no indicativo de que o aumento médio dos anos de estudos dos indivíduos contribuiu para equalização da renda domiciliar *per capita* entre os municípios brasileiros. Outrossim, verificou-se, de encontro com a argumentação de Kuznets (1955) que a elevação relativa da população urbana não implicou em elevação da desigualdade de renda no período analisado.

**Palavras chave:** Dados em Painel, Distribuição de Renda, Modelo de Kuznets.

#### **ABSTRACT**

This paper aims to empirically analyze the relationship of inverted U of Kuznets (1955) to understand the relationship between economic growth and income distribution in consideration of the effects of migration between urban and rural sectors with different levels of productivity in the Brazilian economy. To do so, a review of the work that applied the Kuznets curve to Brazil is used, in addition to other arguments such as the influence of the accumulation of human capital and the migration of individuals in the dynamics of the Brazilian income distribution for the census data of 1991, 2000 and 2010, at the municipal level. Panel data modeling was used for approximating the Kuznets hypothesis to the econometric tool and the quadratic term of the inverted U ratio between the household income per capita and inequality in the distribution of income in the case of Brazilian municipalities, that is, on average inequality increased until 2000 and declined at the end of the decade in 2010. Another observed result

---

<sup>1</sup> Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz / Universidade de São Paulo. Doutorando em Economia Aplicada pela ESALQ/USP. E-mail : william\_barbosa00@hotmail.com

<sup>2</sup> Universidade de Campinas. Doutorando em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Campinas – UNICAMP. E-mail : edivokin@hotmail.com.

<sup>3</sup> Universidade Federal de Santa Maria – UFSM. Mestrando em Economia Pela Universidade Federal de Santa Maria – RS. Professor do Departamento de Economia na Universidade Federal do Piauí (UFPI).E-mail : victorssou@gmail.com

<sup>4</sup>Doutor. Universidade Federal de Santa Maria. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento da Universidade Federal de Santa Maria (PPGE&D/UFSM). E-mail: lcv589@gmail.com.

corroborated with the human capital theory in the indicative of that the average increase in the study years of the individuals contributed to the equalization of per capita household income among the Brazilian municipalities. Moreover, it was found, in agreement with Kuznets's (1955) argument, that the relative increase of the urban population did not imply an increase in income inequality in the period analyzed.

**Keywords:** Panel data, income distribution, Kuznets.

**JEL Classification:** C14, C21, O11, O15.

## INTRODUÇÃO

A concentração de renda é um problema comum nos estágios iniciais das forças produtivas dos países, mas que, atualmente, persiste de forma severa tanto nos países considerados pobres, quanto naqueles em processo mais acelerado de *catch-up*. Conforme Kuznets (1955), no curso do desenvolvimento, existe inicialmente uma concentração de renda, mas no longo prazo é esperado que ocorra uma tendência de maior na equidade da renda gerada.

Essa argumentação se baseia na migração de indivíduos do setor rural para o urbano (mais dinâmico e mais produtivo e com renda *per capita* média superior). Como a produtividade do trabalho no setor urbano aumenta de forma mais acelerada do que a do setor rural, tende a ocorrer atração entre migrantes do meio rural para o urbano, aumentando assim, a desigualdade de renda. Entretanto, quando os países experimentam patamares mais elevados de desenvolvimento econômico essa desigualdade tende a reduzir. O autor desenvolveu essa hipótese com base em fatos estilizados em três Países: Estados Unidos, Inglaterra e Alemanha (KUZNETS, 1955).

A relação dinâmica entre o processo de migração rural-urbano e a concentração/desconcentração de renda se tornou conhecida no meio acadêmico como a hipótese de U invertido de Kuznets. Essa hipótese, de modo simplificado, consiste não apenas da migração do setor rural para o setor moderno, mas também na repercussão desse processo sobre a distribuição da renda do país, já que a população migrante, advinda do meio rural que possui uma renda inferior a da população estabelecida no setor urbano.

Todaro e Smith (2010), baseando-se no modelo de Lewis (1954), argumentaram que o crescimento pode se concentrar no setor moderno (industrial) o emprego é limitado, porém, a produtividade e os salários são mais elevados vis-à-vis o setor rural. Assim, o papel da agricultura no desenvolvimento dos países se apresenta como fundamental, pois, além de fornecer mão-de-obra demandada pelo setor urbano, serve, também, como mercado consumidor a montante de máquinas, equipamentos, adubos, defensivos, remédios e insumos, quanto a jusante provendo matérias-primas para as indústrias e alimentos para a população urbana.

Lewis (1954) trata a migração de indivíduos para o setor moderno como oferta de mão-de-obra ilimitada (inclusive assumido que os salários permanecem constantes). Entretanto, embora Kuznets (1955) não considere o indivíduo apenas como um fator de trabalho no processo de produção capitalista, trabalha também a hipótese da migração de mão-de-obra do setor primário para o urbano e as implicações desse processo no que se refere ao rendimento dos trabalhadores, às alterações no longo prazo no curso do desenvolvimento econômico e na distribuição de renda.

Ademais, Kuznets (1955) e Lewis (1954) apontam a relação entre crescimento econômico e distribuição de renda, bem como o processo de migração de indivíduos de um setor rural para um setor urbano, cujos elementos são fundamentais em seus modelos, apesar de desconsiderados em trabalhos recentes, como de Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002), Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004), Salvato et al. (2006), Barros e Gomes (2008)<sup>5</sup>. Esses, aplicados no Brasil e com diferentes tratamentos econométricos chegaram aos mais distintos resultados, conforme abordado a seguir.

O presente estudo visa superar essas dificuldades, principalmente, com a inclusão de fatores como a migração e acúmulo de capital humano na investigação empírica do processo de distribuição de renda. A busca por elevar o seu próprio capital humano tem-se tornado um elemento importante no que diz respeito a vontade do indivíduo migrar para outra região e dedicar parte do seu tempo em busca de qualificação profissional.

Conforme a Teoria do Capital Humano de Schultz (1962), no curto prazo, os indivíduos decidem dedicar parte do seu tempo a atividades que possam gerar acúmulo de conhecimento ou em atividades rentáveis. O acúmulo do próprio capital humano acerca-se a provocar aumento no rendimento do indivíduo, portanto, políticas que fomentem melhorias e condições de que mais indivíduos possam ter acesso à educação faria com que no longo prazo ocorresse uma maior distribuição de renda.

Nesse sentido, Mincer (1958) vislumbra a correlação positiva entre investimento em capital humano e a distribuição de renda, pois, quando o indivíduo migra de uma região menos desenvolvida para uma região mais dinâmica, obtém em média renda menor do que a recebida por indivíduos já estabelecidos, apesar de maior que a recebida anteriormente em sua região de origem. No longo prazo, essa diferença de renda motiva os migrantes a melhorarem suas qualificações no decorrer ao tempo com o intuito de incrementar seu rendimento individual esperado, pode ser que ocorra uma equalização do rendimento de forma generalizada em toda a população.

Apesar da instabilidade econômica e de uma série de mudanças institucionais ocorridas no Brasil ao longo das últimas décadas do século XX, como a mudança no regime cambial e abertura comercial, processos hiper inflacionários e adoção do regime de metas de inflação, além da criação de programas de auxílio e distribuição de renda no início dos anos 2000, o Índice de Gini variou de 0,63 para 0,60 entre 1990 e 2010, com variação percentual de -4,76%, de acordo com o Atlas do Desenvolvimento Humano (PNUD).

Contrastando a queda no Índice de Gini com a renda domiciliar *per capita*<sup>6</sup>, nos mesmos anos, percebe-se um incremento muito maior nessa variável, que passa de R\$ 447,56 para R\$ 793,87 (Valores em reais de 01/agosto de 2010), correspondendo a um aumento de 77,38%. Isso poderia sinalizar que o incremento de renda domiciliar *per capita* levou a uma distribuição mais equitativa da renda domiciliar *per capita* durante todo o período. Entretanto, para o ano de 2000, o índice de Gini teve um pequeno aumento, chegando a 0,64, enquanto a renda domiciliar *per capita* teve acréscimo de 32,38%, em relação a 1991. Ou seja, do ano de 1991 e 2000 observa-se um aumento da desigualdade na distribuição de renda domiciliar *per capita* com um aumento na renda dos indivíduos. Para o período de 2000 a 2010, observa-se uma redução de -6,25% no índice de Gini, com um aumento significativo da renda *per capita*.

<sup>5</sup> A Seção 2 é destinada a apresentar uma discussão rápida e crítica dos fundamentos teóricos e dos principais resultados desses estudos.

<sup>6</sup> A variável aqui é utilizada como *proxy* para desenvolvimento econômico.

Esses números revelam o quão controverso pode ser a validação ou não da hipótese de Kuznets. Assim, diferentes formas funcionais de modelos aplicados (paramétricos, não-paramétricos, *cross-section*, séries de tempo e dados em painel) já foram utilizados na literatura nacional com intuito de testar tal hipótese. Na presente seção são apresentadas – tanto para o caso brasileiro, quanto para o caso internacional – os principais estudos que servirão de apoio para a proposição de uma nova forma funcional destinada a estimar a curva de Kuznets invertida para o caso brasileiro.

Para testar a hipótese de Kuznets, Ahluwalia (1976) utilizaram uma amostra com cerca de 60 países, entre 1958 a 1972, incluindo países desenvolvidos e subdesenvolvidos. Com os dados do tipo *cross-section*, os autores encontraram resultados que apoiaram a relação de U invertido de Kuznets. O modelo utilizado tinha como variável dependente a desigualdade-renda e como variáveis independentes a renda *per capita* e uma variável *dummy* para os países que eram socialistas naquela época.

Seguindo nessa mesma linha, e recorrendo a modelos com dados em painel e *pooled* para uma amostra de 20 países, Fields e Jakubson (1994) utilizaram a forma funcional de uma função quadrática, a qual tinha como variável dependente o Índice de Gini e como variáveis independentes a renda *per capita* e renda *per capita* ao quadrado. Sinteticamente, é possível apontar como resultados alcançados pelos autores é que apenas as estimativas do modelo *pooled* corroboraram a existência da relação de U invertido, enquanto que as estimativas da modelagem em painel refutaram a relação de U invertido.

Thornton (2001) buscou testar a relação de Kuznets com uma amostra de 96 países (de 1960 a 1990) para formação de um painel de dados. O autor estimou um modelo quadrático, em que se utilizava como variável dependente o Índice de Gini e o logaritmo do PIB *per capita* e o quadrado do logaritmo do PIB *per capita*. Os principais resultados encontrados, também, sustentam a hipótese de U invertido da relação de Kuznets.

Outros autores que empregaram a modelagem de dados em painel foram List e Gallet (1999), entre 1961 a 1992, para uma amostra de 71 países. Destaca-se que os autores estimaram um modelo com um parâmetro a fim de captar o efeito de um polinômio de terceiro grau para a renda *per capita*, cuja variável dependente foi o índice de Gini e a renda *per capita*, renda *per capita* ao quadrado e renda *per capita* ao cubo. A forma funcional cúbica é justificada no sentido de que para níveis muito altos de renda, depois da relação de U invertido de Kuznets, pode haver um novo aumento da desigualdade na renda dos indivíduos, decorrente da mudança de uma economia industrial para uma economia com um setor de serviços de maior dinamicidade.

Barro (2000) também utilizou dados em painel para 100 países, no período de 1965 a 1995, para testar a relação de Kuznets. A variável dependente do modelo foi o índice de Gini e uma taxa de crescimento da renda, o qual apresentou resultados favoráveis à hipótese de Kuznets. Por outro lado, Clarke et al. (2013) analisou a relação entre o desenvolvimento do setor financeiro e a desigualdade de renda por meio da aplicação de um modelo com dados em painel de 91 países para os anos de 1960 a 1995. Os principais resultados observados indicaram uma forte redução da desigualdade de renda à medida que as economias desenvolveram os seus setores financeiros, e que esses resultados, também, corroboram com os de Galor Zeira (1993) e Banerjee e Newman (1993).

Por outro lado, Shahbaz et al. (2015) testaram a relação de Kuznets para a economia iraniana (1965-2011) levando em consideração o crescimento do setor financeiro e a desigualdade na distribuição de renda. Como principais resultados os autores observaram que o desenvolvimento financeiro reduz a desigualdade na distribuição de renda, e que por outro lado, o crescimento econômico piora essa distribuição de renda, enquanto que, a inflação, contrariamente ao efeito *feedback effect*, melhora a distribuição de renda por conta de políticas redistributivas e a globalização melhora a distribuição de renda por meio de criação de novos empregos.

Seguindo na metodologia de dados em painel, Cheng e Wu (2015) analisaram a relação de Kuznets por meio da estimação de um modelo que cobre o período de 1978 a 2011 para as províncias da China e com dados de séries temporais a nível nacional. Como principais resultados os autores constataram a relação de U invertido entre desigualdade de renda e desenvolvimento econômico, e que, essa relação foi impulsionada pelo processo de urbanização. Além disso, apontaram que a expansão do ensino superior pode ter corroborado para concentração de renda, mas por outro lado, a expansão do ensino médio pode ter melhorado essa distribuição de renda.

Trazendo para o caso brasileiro, Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002) utilizaram dados do tipo *cross-section* (1991), para os municípios do Rio Grande do Sul em uma modelagem não paramétrica, tendo como variável dependente o índice L de Theil e como variável explanatória a renda *per capita* setorial e a densidade demográfica municipal. Os resultados confirmaram a hipótese de U invertido para este Estado.

Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004) utilizaram um modelo com dados em painel, tendo como variável dependente o índice L de Theil e a variável explanatória a renda *per capita*, para os anos de 1970, 1980 e 1991, para os municípios do Rio Grande do Sul. Estimaram, inicialmente, a relação de Kuznets com dados do tipo *cross-sections* e verificaram que somente para o ano de 1970, era possível observar a relação de U invertido. Por outro lado, as estimativas por meio dos dados em painel com os três anos apresentaram resultados favoráveis à hipótese de Kuznets no Rio Grande do Sul.

Por seu turno, Salvato et al. (2006) fizeram uso de dados em painel para testar a relação de Kuznets, as variáveis dependentes foram, respectivamente, os Índice de Gini e L de Theil, e a variável explicativa foi a renda municipal *per capita* para os anos de 1991 e 2000, para 853 municípios mineiros. Os autores estimaram quatro modelos com dados do tipo *cross-sections*, sendo que dois desses modelos tinham como variável dependente o coeficiente de Gini e como variável explanatória a renda *per capita* municipal, separados para os anos de 1991 e de 2000; respectivamente.

Salvato et al. (2006) também realizaram novas simulações com o índice de Theil. Os resultados obtidos confirmaram a hipótese de Kuznets para os modelos do ano de 1991. Todavia, apresentaram comportamento contrário para o ano 2000, com uma relação de U “normal”, em inconformidade com a relação de Kuznets. No que diz respeito a modelagem com dados em painel de efeitos fixos, corroboraram para a relação de U invertido com o índice de Theil e Gini e renda *per capita* para os municípios de Minas Gerais.

Barros e Gomes (2008) utilizaram uma modelagem com dados em painel para os municípios brasileiros nos anos de 1991 e 2000, no qual as variáveis dependentes foram os Índices de Gini e L de Theil. Os autores incluíram um polinômio de terceiro grau, a fim de investigar a relação proposta por List e Gallet (1999). Como principais resultados, é possível verificar alguns divergentes, os quais levaram os autores a concluir que a capacidade de explicação do modelo para a desigualdade entre os

municípios se apresenta bastante limitada. Esse resultado pode ser explicado pela limitação da época em que os autores estimaram o modelo, principalmente porque o painel utilizado incluía somente dois anos.

Com a modelagem de dados em painel, Jacinto e Tejada (2004) testaram a hipótese de Kuznets, entre 1970 até 1990, para os municípios da Região Nordeste do Brasil. Partindo de diferentes especificações, tendo como variável dependente o índice L de Theil e como variável independente a renda e renda ao quadrado. Os resultados alcançados pelos autores também sustentaram a hipótese de Kuznets.

Os resultados obtidos, mais recentemente, por Taques e Piza (2010) foram pouco favoráveis à hipótese de Kuznets. Os autores recorreram à metodologia de dados em painel para os municípios brasileiros (período de 1995 a 2008), tendo como variáveis dependentes simulações com o coeficiente de Gini e L de Theil e como variável explanatória *dummies* para os Estados (SP, RJ, DF e SC), que possuem IDH altos, a renda *per capita* e renda *per capita* ao quadrado.

Contrariamente à metodologia comumente utilizada para testar a hipótese de Kuznets, Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011) inovaram testando as formas funcionais de estimação paramétricas e não-paramétricas<sup>7</sup>. Utilizaram como variáveis dependentes o Índice de Gini e a renda *per capita* e chegaram à conclusão de que dependendo da metodologia utilizada se verifica ou não a hipótese de Kuznets. Nesse caso, os autores indicaram que a metodologia de modelos não-paramétricos como superiores aos modelos lineares.

Linhares et al. (2012) testaram a relação de U invertido com um painel de dados para 21 estados brasileiros nos anos de 1986 a 2005. Os autores fizeram uso de um modelo econométrico de painel não linear com efeitos fixos, em que a não linearidade é caracterizada como *threshold*, ou seja, os coeficientes da equação mudam conforme o nível de uma variável-chave. Os autores incluem outras variáveis de controle (a razão entre a soma das exportações com importações em relação ao PIB, o capital físico e um referente ao capital humano) e usam a especificação para um termo quadrático e um termo cúbico para a renda *per capita*. Esse estudo revela a existência de três regimes de nível de renda per capita, sendo possível observar a relação de U invertido de Kuznets em dois destes regimes, em que o nível de renda per capita é igual ou superior a R\$ 258,48.

Recentemente, é possível destacar o trabalho de Tabosa, Amaral Filho e Gomide (2016), que estimaram um modelo com dados em painel para os estados brasileiros no período de 1981 a 2009. Os autores utilizaram duas formas funcionais, uma que levava em consideração um termo quadrático para o rendimento e outra cúbica para essa mesma variável. Como resultados gerais, pode-se citar que não encontraram evidências para a relação de Kuznets, e como explicação para esse fato, os autores argumentaram que embora os indicadores de desigualdade nos últimos anos demonstrem melhorias no processo de redistribuição de renda, apenas as políticas públicas que são efetivas no atendimento de serviços tais como a educação e saúde, saneamento e habitação, em conjunto com as políticas de distribuição de renda, são capazes de evitar que um novo período de crescimento seja concentrado por uma pequena parcela da população.

Por outro lado, Santos, Cunha e Gadelha (2017) também utilizaram a metodologia de dados em painel com duas estimações, uma com modelos estáticos

---

<sup>7</sup> Os autores traçaram uma estratégia empírica que passava por três etapas, entretanto, a discussão acerca dessas estratégias foge do escopo do presente trabalho. Para maiores informações verificar o texto original dos próprios autores.

e outra com modelos dinâmicos para os estados brasileiros no período de 1992 a 2010. Analisando-se as estimativas reportadas pelo modelo de painel estático, é possível verificar a hipótese de Kuznets da relação de não linearidade entre a desigualdade e o desenvolvimento. Por outro lado, conforme as estimativas do painel dinâmico e apoiados na teoria do *path dependence*, observaram a importância da persistência da desigualdade no passado para explicar a desigualdade contemporânea.

Considerando-se os trabalhos até então desenvolvidos na área, constatam-se três principais contribuições do presente estudo, a saber: i) faz-se uma análise preliminar em termos regionais de como se comportou a renda domiciliar *per capita* e o Índice de Gine a nível das UF; ii) inclui-se outras variáveis no modelo econométrico (anos de estudo, como *proxy* do capital humano, a relação entre a população no meio rural e urbano, além daquelas presentes na relação de Kuznets, já estimada no Brasil por vários autores citados anteriormente. A expectativa é que a maior flexibilidade na modelagem possibilita observar certas heterogeneidades na dinâmica de distribuição de renda domiciliar *per capita* entre os municípios brasileiros, ignorada pelos trabalhos encontrados na literatura brasileira e; iii) além da inclusão do último ano censitário (2010), utiliza-se o estimador proposto Driscoll-Kraay (1998) para efeitos fixos com a metodologia de dados em painel, que é um método de estimação mais robusto, o qual não foi utilizado pelos demais outros presentes na literatura para o caso brasileiro com fins de corrigir problemas de heterocedasticidade e correlação contemporânea.

Conforme essa exposição preliminar, a hipótese do presente estudo se inicia com argumentos favoráveis à relação de U invertido Kuznets (1955), a partir do ano de 2000, Portanto, a problemática do presente estudo gira entorno da seguinte questão: o fenômeno da diminuição do índice da desigualdade-renda entre a população brasileira, a partir do ano de 2000, pode ser caracterizado como a relação formal de U invertido de Kuznets? Caso a resposta desta questão seja afirmativa, novos testes são realizados com a inclusão de variáveis referente ao capital humano, migração e outras variáveis socioeconômicas no modelo proposto, para os anos de 1991, 2000 e 2010.

Para responder a essa problemática delinea-se como objetivos do presente trabalho: primeiro, analisar, tendo a hipótese de Kuznets como suporte teórico, a dinâmica da distribuição de renda domiciliar *per capita* no Brasil com acréscimo de outras variáveis de controle como o capital humano; a população residente no meio urbano e rural e *dummies* para captar o efeito do tempo; em segundo lugar, retratar os estados que alcançaram os menores Índices de Gini, utilizando uma abordagem espacial, bem como em quais deles o processo de migração foi mais(menos) intenso nos anos de 1991, 2000 e 2010.

Além desta introdução o artigo está dividido em mais quatro seções. Na Seção 2 apresenta-se a revisão de literatura para modelos empíricos na investigação da hipótese de Kuznets. O modelo empírico, a base de dados e a metodologia adotada no presente trabalho estão na Seção 3. A Seção 4 apresenta os resultados estimados e busca interpretá-los à guisa da teoria econômica e, por fim, na Seção 5 estão as principais conclusões do estudo.

## **METODOLOGIA**

### **Definição das variáveis e base de dados**

Para realização do presente trabalho, recorreu-se a dados municipais provenientes do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (PNUD), para todas as variáveis a seguir nos anos 1991, 2000 e 2010. As variáveis utilizadas foram a renda domiciliar *per capita*<sup>8</sup> (██████████); o índice que mede a desigualdade na distribuição de renda, Índice de Gini (██████████), a população urbana é representada por (██████████) e a população rural é representada por ( $RURAL_{it}$ ); por fim, a variável capital humano, cuja *proxy* é a expectativa de anos de estudo (██████████).

## Procedimentos econométricos

Utilizou-se a modelagem com dados em painel para testar empiricamente a relação de U invertido de Kuznets para os municípios brasileiros. A utilização de dados em painel se justifica por três razões: primeiro, possibilita tratar estatisticamente as diferenças específicas de cada região, como por exemplo, os fatores socioeconômicos, culturais e institucionais; segundo, considerando a argumentação de Kuznets (1955) de que a diminuição da desigualdade na distribuição de renda dos países ocorreria ao longo de um período de tempo, a combinação de dados do tipo séries temporais e de corte transversal possibilita uma maior aproximação do ferramental econométrico com a hipótese de Kuznets e; terceiro, permite um controle mais adequado da heterogeneidade individual, fornecendo mais informações, mais graus de liberdade, mais variabilidade e menos colinearidade entre as variáveis (BALTAGI, 2005).

Por outro lado, Greene (2003) aponta como uma das principais vantagens em se trabalhar com dados em painel, além de aumentar os graus de liberdade, a flexibilidade para o pesquisador modelar as diferenças entre os indivíduos, neste caso, os municípios. Cabe ressaltar que, dentro da metodologia com dados em painel, pode-se trabalhar com modelos *pooled*, efeitos fixos (EF) e efeitos aleatórios (EA). A técnica *pooled* comumente é empregada somente quando as heterogeneidades não estão presentes entre os indivíduos no painel. Todavia, esse estimador traz estimativas viesadas quando essas heterogeneidades individuais estão presentes em cada grupo de indivíduos no painel, pois não se consegue fazer o tratamento adequado entre os indivíduos.

Por outro lado, o modelo EF trabalha com mais eficiência com as heterogeneidades pertinentes a cada grupo e são captadas por um termo constante para cada indivíduo no painel, mas esse tipo de modelo não consegue obter estimativas de algumas características invariantes ao longo do tempo, como por exemplo a cor, raça ou gênero. O modelo EF também assume que esse efeito individual pode estar correlacionado com os regressores. Diferentemente é o caso do modelo EA, que considera como não observada a heterogeneidade individual, bem como não permite a correlação dos efeitos não observados com as variáveis explanatórias, atribuindo este efeito ao termo estocástico do modelo, ou seja, este tipo de modelo considera o termo constante como não sendo um componente fixo, mas sim como um parâmetro aleatório não observável.

A fim de escolher o melhor ajuste entre as técnicas de estimação, recorre-se aos testes estatísticos e econométricos, tais como *Hausman*, *Breush-Pagan* e *Chow*. Para a análise dos problemas de heterocedasticidade, utilizou-se o teste modificado de *Wald*. Ressalta-se que, por se tratar de um painel curto, não se recomenda a

---

<sup>8</sup> No presente estudo, essa variável será utilizada como *proxy* para desenvolvimento econômico.

utilização de testes para autocorrelação, pois  $T < N$ . O teste *Chow* possui como hipótese nula de que não há heterogeneidades entre os indivíduos do painel (modelo *pooled*) e como a hipótese alternativa de que tais heterogeneidades estão presentes. Assim, se a hipótese nula for rejeitada a melhor estimação seria o modelo EF.

Caso a heterogeneidade seja não significativa, testa-se a estimação *via pooled* contra EA, por meio do teste *Breusch-Pagan*, o qual possui como hipótese nula a variância do termo estocástico do modelo igual a zero, como sendo resultado de um efeito idiossincrático não observado. Se não há evidência estatística para rejeição da hipótese nula, as estimativas *via pooled* é a mais indicada, caso contrário, as estimativas de EA são mais eficientes.

Para tomada de decisão entre EA e EF, comumente utiliza-se o Teste de *Hausman*, cujas hipóteses são baseadas nas correlações entre as variáveis independentes e as suas heterogeneidades não observadas. A hipótese nula desse teste é que não há correlação entre as variáveis independentes do modelo e o termo constante individual, então, as estimativas *via EA* são mais indicadas. Por outro lado, a hipótese alternativa assume a existência dessa correlação entre variáveis explanatórias e o efeito não observável, então as estimativas mais eficientes são as de EF.

Para testar a existência do problema de heterocedasticidade, utiliza-se o Teste de *Wald*, o qual possui como hipótese nula a homocedasticidade nos resíduos do modelo de efeitos fixos. Comumente esse problema acarreta dificuldades em se analisar a significância dos parâmetros estimados, por conta de viesar os testes de hipóteses. Para correção das estimativas, caso seja constatado os problemas mencionados anteriormente, emprega-se o estimador Driscoll-Kraay (1998) que é uma alternativa para o método de PCSE (*Panel Corrected Standard Errors*), pois corrige problemas de heterocedasticidade e correlação contemporânea.

### Especificação do modelo empírico

A Equação (1) especifica, formalmente, as relações teóricas entre as variáveis pertinentes à curva de Kuznets, conforme discutido na Seção 1, ou seja, é um modelo básico que leva em consideração somente a desigualdade de renda domiciliar *per capita* conforme o crescimento da renda domiciliar *per capita*. Formalmente:

$$\ln(GINI_{it}) = \alpha_0 + \alpha_i + \beta_1 \ln(RENDA_{it}) + \beta_2 (\ln(RENDA_{it}))^2 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Por outro lado, a Equação (2) leva o acréscimo de outras variáveis de controle, tais como a expectativa de anos de estudo, cuja justificativa para inclusão no modelo, recebe apoio teórico da teoria do capital humano, apresentado nas seções anteriores; além de uma variável calculada que visa captar a influência da população no meio urbano e meio rural; ou seja, é a razão entre a população residente no meio urbano pela população residente no meio rural. A especificação do modelo de Kuznets aumentado é dado por:

$$\begin{aligned} \ln(GINI_{it}) = & \alpha_0 + \alpha_i + \beta_1 \ln(RENDA_{it}) + \beta_2 (\ln(RENDA_{it}))^2 + \beta_3 (\ln(RENDA_{it}))^3 \\ & + \beta_4 \ln(ESTUDO_{it}) + \beta_5 (\ln(ESTUDO_{it}))^2 + \beta_6 (\ln(ESTUDO_{it}))^3 \\ & + \beta_7 \ln(URBANO_{it}) + \beta_8 \ln(RURAL_{it}) + Dummy_{00} + Dummy_{10} \\ & + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

Em que, o subscrito  $i$  representa os municípios brasileiros e  $t$  os anos de 1991, 2000 e 2010; ■ é o intercepto comum para todos os municípios; ■ é a

heterogeneidade não observada;  $\beta_1$  é uma medida de desigualdade na distribuição de renda domiciliar *per capita*, é representado pelo Índice de Gini para os municípios brasileiros;  $\beta_2$  é o logaritmo da renda domiciliar *per capita*;  $(\ln(RENDA_{it}))^2$  e  $(\ln(RENDA_{it}))^3$  representam, respectivamente, o quadrado e o cubo do logaritmo da renda domiciliar *per capita*;  $\beta_3$  é o cubo do logaritmo da renda domiciliar *per capita*;  $\ln(ESTUDO_{it})$  representa o logaritmo da média de anos de estudo para cada município brasileiro;  $\ln(ESTUDO_{it})^2$  e  $\ln(ESTUDO_{it})^3$  representam o quadrado e o cubo do logaritmo da média de anos de estudo para cada município brasileiro;  $\beta_4$  é o logaritmo da razão do percentual de pessoas residentes no meio urbano, e  $\ln(RURAL_{it})$  é o logaritmo do percentual de pessoas residentes no meio rural em cada município brasileiro;  $\epsilon_{it}$  é o termo estocástico do modelo,  $\beta_5$  recebe o número 1 para o ano de 2000 e 0 para os demais e  $\beta_6$  recebe o número 1 para o ano de 2010 e 0 para os demais anos.

Conforme a relação de U invertido de Kuznets, o sinal esperado para os coeficientes são:  $\beta_1 > 0$  e  $\beta_2 < 0$ . Caso se verifique esses sinais haverá indicação da existência de correlação positiva entre o aumento da desigualdade renda e o aumento da renda domiciliar *per capita*. No entanto, após certo patamar, o aumento da renda proporciona melhoria nessa distribuição.

Segundo a teoria do capital humano, pode-se dizer que o rendimento do indivíduo varia com o incremento dos anos de educação formal. Neste sentido, partindo-se da argumentação de Mincer (1958), da existência de uma correlação positiva entre investimento em capital humano e distribuição de renda, espera-se que  $\beta_3 < 0$ , pois, um aumento na expectativa dos anos de estudo melhora a distribuição de renda, fazendo o Índice de Gini diminuir. Foram incluídas variáveis que visam captar o efeito do aumento de pessoas em ambos os meios, rural e urbano nos municípios brasileiros, na distribuição de renda, bem como o impacto dessas variáveis sobre a hipótese da curva de Kuznets.

Inicialmente, estimou-se o modelo na sua forma básica onde se incluiu somente o logaritmo do índice de Gini como variável dependente, como variáveis explicativas o logaritmo da renda domiciliar e o quadrado da renda domiciliar, sendo esse denominado Modelo (1). O Modelo (2) aninha o Modelo (1), pois, inclui outras variáveis de controle (anos de estudo, a razão da população residente no meio urbano e rural, e bem como, a *dummy* para os anos de 2000 e 2010). Cabe ressaltar, que a opção por trabalhar com modelos Log-Log foi para que os coeficientes estimados fossem interpretados como elasticidades, e para que seja atenuado os possíveis problemas de heterocedasticidade dentro dos painéis de dados.

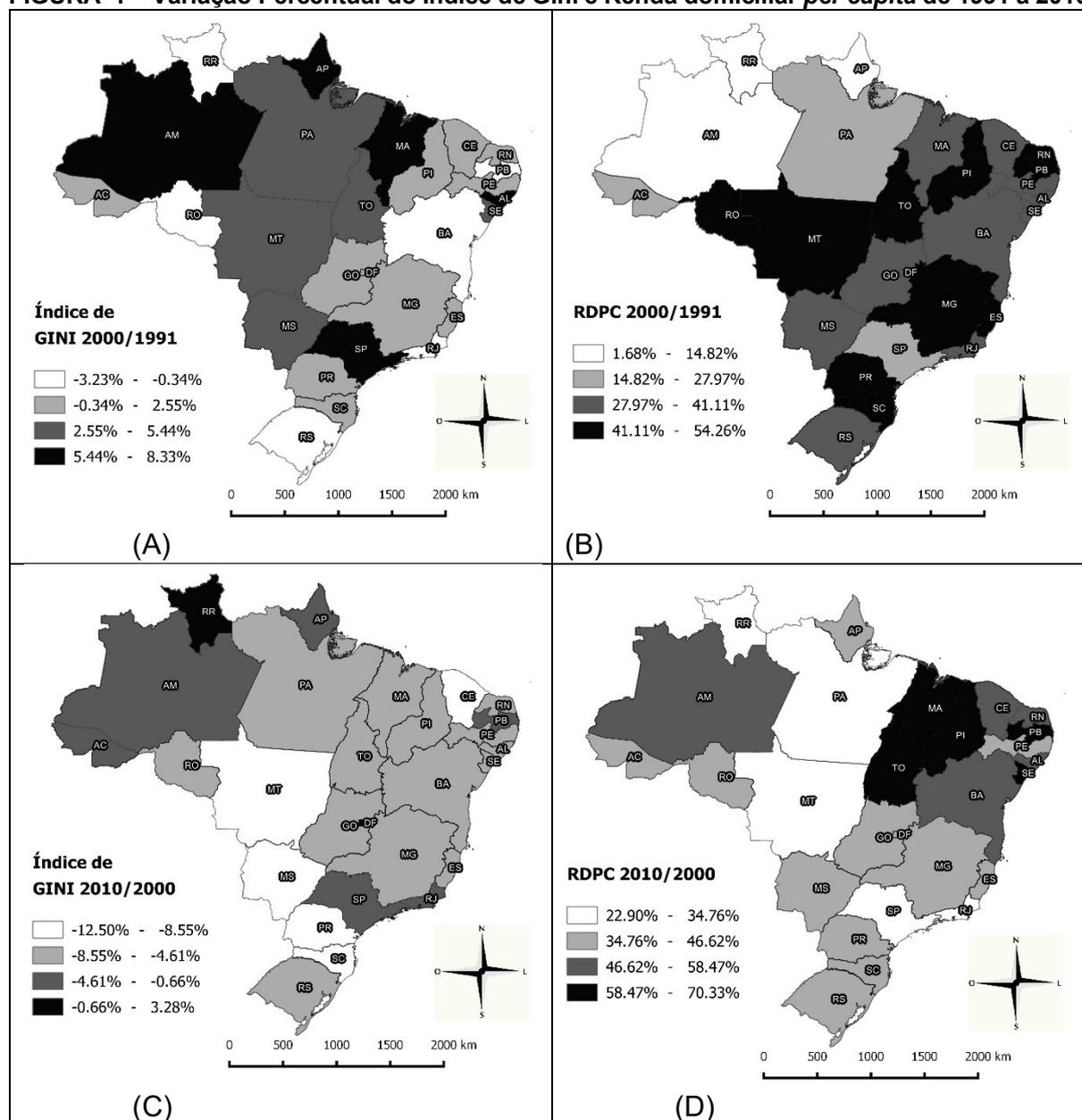
## ANÁLISE DOS RESULTADOS

### Uma análise preliminar da distribuição de renda domiciliar *per capita* nos estados brasileiros

O objetivo da presente seção é apresentar, de forma preliminar, um pequeno panorama da renda domiciliar *per capita* e do Índice de Gini (indicador da distribuição da renda) a nível das Unidades Federativas. Embora a análise econométrica tenha como unidades do *cross-section* os municípios, fez-se a opção por proceder, nesta subseção, com a análise dos estados como objeto de estudo, com o intuito de se ter uma visão mais abrangente de como a distribuição da renda domiciliar *per capita* em nível regional se comportou nos três anos considerados. A tonalidade das cores

da Figura 1 indicam a intensidade do fenômeno estudado. Assim, no Quadrante A, é possível observar a variação percentual do Índice de Gini em 2000 em relação ao ano de 1991, e no Quadrante C para o ano de 2010 em relação a 2000.

**FIGURA 1 – Variação Percentual do Índice de Gini e Renda domiciliar *per capita* de 1991 a 2010.**



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados disponíveis no Atlas do Desenvolvimento Humano 2010.

Observa-se no Quadrante A que os Estados de Roraima, Rondônia, Rio Grande do Sul, Bahia, do Rio de Janeiro, e Paraíba apontam que houve redução no índice de Gini, nos anos de 1991 e 2000, ou seja, houve uma diminuição da desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita* entre 3,2% a 0,3%. Ao contrário, as cores mais claras são indicativas de que, ou houve aumento no Índice de Gini (piora na distribuição de renda domiciliar *per capita*). No caso a cor branca sobre os Estados da Amazônia, do Amapá, do Maranhão, de Alagoas e de São Paulo (de 1991 a 2000) foram os Estados onde se teve os maiores aumentos do Índice de Gini entorno de 5,4% a 8,3%.

Com relação ao Quadrante C, percebe-se que ocorreu uma queda no Índice de Gini (variando de -12,5% a -8,6%) em alguns estados, mais especificamente, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Ceará, Paraná e Santa Catarina. Essa queda está demonstrada em tons mais escuros. Por outro lado, nos polígonos na cor branca, tem-se Roraima que em 2010, contrariamente ao que se tinha verificado no decênio de 1991/2000, experimentou aumento percentual da concentração de renda domiciliar *per capita* de pouco mais de 3,3%. Nessa mesma condição se encontra, também, o Distrito Federal, com uma redução da desigualdade em torno de -0,7%.

Ainda no Quadrante C é possível observar que houve diminuição da desigualdade na distribuição de renda domiciliar *per capita*, variando de -4,6% a -8,6%, na maioria dos estados, retratados em tons cinza escuro, como Pará, Maranhão, Piauí, Tocantins, Goiás, Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio Grande do Sul, Sergipe, Alagoas, Pernambuco, Rio Grande do Norte e Rondônia. Por outro lado, nos estados destacados em tons de cinza claro (Acre, Amazonas, Amapá, Paraíba, São Paulo e Rio de Janeiro), observa-se e a redução no Índice está entre -0,7% a -4,6%.

Pelo Quadrante B é possível comparar a variação percentual do rendimento domiciliar *per capita* para os anos de 1991 a 2000. Nas regiões em tons de preto indicam aumento nesse rendimento que variou de 41,1% a 54,3%. Faz parte dessa região Rondônia, Mato Grosso, Tocantins, Piauí, Rio Grande do Norte, Paraíba, Minas Gerais, Espírito Santo, Paraná e Santa Catarina. Por outro lado, as regiões em tons de branco indicam que houve crescimento desse rendimento domiciliar *per capita* de 1,7% a 14,8%. Nessa condição estão Amazonas, Amapá e Roraima.

Com relação ao aumento percentual do rendimento domiciliar *per capita* do ano de 2000 para 2010, pode ser observado no Quadrante D da Figura 1. As regiões que estão em destaque na cor preta, indicam um que houve um crescimento da renda domiciliar *per capita* no intervalo de 58,5% a 70,3% para o Maranhão, Piauí, Tocantins, Paraíba e Sergipe. O intervalo em cor branca indica menores taxas de crescimento, dentro do intervalo de 22,9% a 34,8%, para os quais é possível observar os estados de Roraima, Pará, Mato Grosso, São Paulo e Rio de Janeiro.

Analisando-se quadrante (C) e (D) da Figura 1, percebe-se que o padrão retratado no período anterior se repete em 2000 a 2010, (com exceção de Roraima e Distrito Federal, que, tiveram concomitantemente um aumento do rendimento e aumento na desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita*) todos os estados brasileiros tiveram redução na desigualdade e aumento do rendimento domiciliar *per capita*.

Com base nos dados da pesquisa, observa-se um aumento médio do índice de Gini de 2000, em relação ao de 1991, de 2,02%, enquanto que a renda domiciliar *per capita* aumentou em média cerca de 36,09%. Para o período de 2000 a 2010, observa-se redução média de -5,82%, ao passo que a renda domiciliar *per capita* aumentou, em média, cerca de 45%. Ou seja, para o primeiro período houve um aumento na concentração de renda domiciliar *per capita* e no período posterior houve uma diminuição dessa desigualdade.

Destaca-se que, contrariamente para o período anterior, no decênio de 2000 a 2010 o Maranhão, Tocantins, e Piauí e Sergipe apresentaram um aumento da renda domiciliar *per capita* entre 58,8% a 70,3% e, ao mesmo tempo, redução da desigualdade entre 4,6% e 8,6%.

A análise espacial da Figura 1 revela claramente que, em grande parte dos estados, o aumento da renda domiciliar *per capita* ocorreu simultaneamente com redução do nível de desigualdade, principalmente nos estados das Regiões Norte e

Nordeste do Brasil. Destarte, na próxima subseção estão os resultados econométricos dos modelos, tendo os municípios como unidade de análise.

### Ajuste da curva de Kuznets via dados em painel

A seguir apresentam-se os resultados dos testes para verificação do tipo de estimação que será adotada neste trabalho e as estatísticas dos testes na Tabela 1. Assim, com base na estatística p-valor do Teste de Wald, pode-se rejeitar a hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, indicando que a heterocedasticidade está presente no vetor de resíduos.

**Tabela 1. Estatísticas dos testes relativas à Equação (1).**

Teste	Tipo do Diagnóstico	Hipótese nula do teste	p-valor	
			(1)	(2)
Wald	Heterocedasticidade (EF)	$H_0$ : Não há heterocedasticidade	0,000	0,000
Pesaran	Correlação contemporânea	$H_0$ : Existe dependência nos cross section	0,000	0,000
Chow	Eficiência entre <i>pooled</i> e EF	$H_0$ : Modelo <i>pooled</i> $H_a$ : Modelo de EF	0,000	0,000
Breusch-Pagan	Eficiência entre <i>pooled</i> e EA	$H_0$ : Modelo <i>pooled</i> $H_a$ : Modelo de EA	0,000	0,000
Hausman	Eficiência EA e EF	$H_0$ : Modelo EA $H_a$ : Modelo de EF	0,000	0,000

Fonte: Elaboração própria, cálculos com base nos dados da pesquisa.

Conforme observa-se na Tabela 1, o teste *Chow* apresentou um p-valor próximo de zero, levando a rejeição da hipótese nula, ou seja, o melhor modelo entre *pooled* e EF, seria o EF. Por outro lado, o teste *Breusch-Pagan* foi empregado a fim de testar a significância desta heterogeneidade, o qual reportou um p-valor de 0,000, indicando não haver evidência estatística suficiente para sustentar a hipótese nula (modelo *pooled*), então a melhor estimativa ocorre por meio da modelagem via EA. Por fim, o teste de *Hausman* apresentou uma estatística p-valor, também, muito baixo, indicando a rejeição da hipótese nula (EA) em favor do modelo de EF.

As estimativas econométricas obtidas via o estimador de Driscoll-Kraay (1998), se encontram dispostos na Tabela 2. Com base nesses resultados, que as estimativas corroboram com a análise demonstrada anteriormente. Ou seja, não há evidência estatística para se rejeitar a relação de U invertido de Kuznets entre a desigualdade na distribuição de renda domiciliar *per capita* e o nível de renda domiciliar *per capita* para os municípios brasileiros nos anos de 1991, 2000 e 2010.

Tabela 2 – Estimativas das Equações (1) e (2) com a correção Driscoll-Kraay.

Regressores	Equação (1)	Equação (2)
$\ln(RDPC)$	0,6690394 *** (0,0975898)	2,999994 *** (0,14531)
$(\ln(RDPC))^2$	-0,0469851 *** (0,0111478)	-0,486808 *** (0,0281812)
$(\ln(RDPC))^3$	-	0,0275499 *** (0,0019217)
$\ln(ESTUDO)$	-	-0,3213903 *** (0,0960284)
$(\ln(ESTUDO))^2$	-	0,364195 *** (0,0786475)
$(\ln(ESTUDO))^3$	-	-0,0900769 *** (0,0153021)
$\ln(URBANO)_{it}$	-	-0,0306586 *** (0,0082799)
$\ln(RURAL_{it})$	-	0,0047709 (0,0048045)
<i>Dummy_00</i>	-0,0183306 ** (0,0091012)	-0,0314735 *** (0,0079126)
<i>Dummy_10</i>	-0,1738113 *** (0,0220845)	-0,2018029 *** (0,0204338)
<i>Constante</i>	-2,858656 *** (0,2006832)	-6,936018 *** (0,227902)
<i>nº de observações</i>	16695	16162
<i>Prob &gt; F</i>	0,0000	0,0000
<i>R<sup>2</sup></i>	0,2849	0,3310

Erros padrão entre parênteses; \*\*\* significativo a 1% e \*\* significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados disponíveis no Atlas do Desenvolvimento Humano/PNUD.

De acordo com o teste de Hausman, as estimativas do modelo de efeitos fixos são mais indicadas para o presente estudo. Portanto, os resultados apresentados a seguir seguem a interpretação desse modelo para ambas equações (1) e (2). Primeiramente, ao se trabalhar com a Equação (1), ao ser efetuado a correção de heterocedasticidade e dependência dos *cross sections*, as estimativas se apresentaram com os sinais esperados e altamente significativos a 1% para todas as variáveis, com exceção da variável *dummy* para o ano de 2010 que foi significativa a 5%, e do coeficiente relacionado ao percentual da população no meio rural que não foi significativa.

Para que fosse observado a relação de U invertido, os sinais das estimativas referentes a  $\beta_1$  deveriam ser positivos, e por outro lado,  $\beta_2$  deveria ser negativa. Ou seja, em nível municipal brasileiro as estimativas corroboram para a relação de U invertido entre desigualdade e distribuição de renda domiciliar *per capita* para a Equação 1. Resultados análogos referentes à hipótese de U invertido podem ser encontrados no trabalho de Barros e Gomes (2008). No caso do presente optou-se pela inclusão de mais um termo cúbico na renda domiciliar *per capita* a fim de captar o efeito de um aumento no rendimento após o declínio na desigualdade de distribuição de renda na Equação 2. Ou seja, a hipótese de que há novamente um aumento na concentração de renda é evidenciada pela significância desse parâmetro e do sinal positivo encontrado para o mesmo. Conforme Sevalto et al. (2006) para o caso dos municípios mineiros, um ponto de inflexão, entre os anos de 1991 a 2000, o qual em torno de R\$ 315,00 de renda domiciliar *per capita*.

Ressalta-se que o aumento de 1% no percentual da população residente no meio urbano diminui em 0.031% a desigualdade de renda. Esse resultado diverge do esperado para o presente estudo, pois conforme proposto por Kuznets (1955), dado a intensificação da transferência da população do meio rural para o urbano, existe um aumento da desigualdade na distribuição de renda. Porém, cabe ponderar que, embora esse resultado seja estatisticamente significativo, não corrobora expressivamente para uma diminuição da desigualdade.

Por outro lado, Helfand et al. (2009) inferem que houve redução na desigualdade mais acentuada nas áreas rurais, concomitantemente ao aumento do rendimento nestas áreas, entre 1998 e 2005. Destaca-se o aumento da renda per capita nestas regiões proporcionalmente maior que os obtidos em áreas urbanas. Os autores concluíram que a queda na desigualdade em nível nacional se deve tanto pela diminuição no diferencial de renda entre as regiões urbana-rural, quanto pela queda acentuada dentro da própria região rural. De posse desse argumento entende-se que mesmo que exista a transferência de pessoas do meio rural para o meio urbano, existe uma equalização dos rendimentos entre as duas zonas.

Ademais, Barros e Gomes (2008), utilizaram a proporção de pessoas que vivem no meio urbano como *proxy* para migração e observaram que observaram que a inclusão desta variável impossibilitou identificar a relação a relação de concavidade entre os indicadores de nível e de renda e o nível de renda nos municípios brasileiros. Por seu turno, Taques e Piza (2010) argumentam que em relação a hipótese de U invertido, depende do índice de desigualdade utilizado, bem como do método de estimação empregado.

Percebe-se que a inclusão das variáveis de controle apresenta parâmetros altamente significativos, validando a hipótese de Kuznets até certo momento, em que é possível um aumento da desigualdade de renda a partir de determinado nível de renda domiciliar. O ponto central dessa análise é que a desigualdade na distribuição de renda domiciliar *per capita* no decênio de 1990 a 2000, praticamente é estável em comparação com o decênio de 2010. Sendo que no ano de 2000 a distribuição de renda foi aproximadamente, 3,10% menor<sup>9</sup> que no ano de 1991, e por outro lado, no ano de 2010, a desigualdade de distribuição de renda era 18.27% menor que em 1991. Esse resultado, de certa maneira contrasta com Barros e Gomes (2008), em que o coeficiente estimado para variável *dummy* para o ano de 2000 expressou uma relação positiva em todos os modelos que possuía o Índice de Gini como variável dependente.

<sup>9</sup> Ou seja,  $(\exp(-0.0314735) - 1) \times 100 = -3.10$ .

O coeficiente para a variável referente à *proxy* do capital humano foi altamente significativo. Ressalta-se que a medida que a média de anos de estudo aumenta até certo patamar, diminui-se a desigualdade na distribuição de renda, por outro lado, após esse ponto existe uma novamente um aumento dessa desigualdade, e que por fim, existe uma redução dessa desigualdade. Com base nesse ponto, pode-se inferir que em diferentes estágios níveis de qualificação, o aumento da média de anos de estudo faz com que as pessoas aumentem mais seu rendimento do que outras, sendo assim, há evidência de que a melhoria no capital humano pode concentrar o rendimento, e que por outro lado, quando outras pessoas tiverem seu capital humano incrementado, existe uma melhoria na distribuição de renda.

Esse resultado corrobora com o já encontrado por Linhares et al. (2012), que observaram essa relação negativa para os estados brasileiros no período de 1985 a 2005 para 21 estados. Assim, se mostra cada vez mais importante o planejamento de políticas públicas direcionadas ao investimento e fomento do capital humano da população.

Conforme as estimativas para as variáveis *dummies*, observa-se para o ano de 2000 a redução na desigualdade é menos expressiva do que para o decênio de 2000-2010. Soares et al. (2006) argumentam que a diminuição do Índice de Gini, em cerca de 28%, no período de 1995-2004, pode estar relacionado com a ascensão programas de distribuição de renda, como por exemplo o Bolsa Família. Esse resultado, também, é corroborado por Hoffman (2006), ao argumentar que de 1998 a 2004 os programas sociais também tiveram impactos positivos na redução da desigualdade de renda no Brasil.

Cabe ressaltar, a variável referente ao capital humano (anos de estudo) apresentou coeficiente altamente significativo e positivo para o termo quadrático negativo para o termo cúbico no modelo aninhado estimado. Esse resultado é interessante do ponto de vista social, uma vez que se o aumento da média de anos de estudo está negativamente relacionado com a diminuição na concentração de renda domiciliar *per capita* no Brasil, então, têm-se um suporte estatístico apontando que os programas sociais, como o Bolsa Família, por si só não são suficientes para se reduzir a histórica e perversa disparidade de renda no Brasil (SOARES et al, 2006; HOFFMAN, 2006). Outrossim, investimentos em ensino público de qualidade e democrático, especialmente em nível fundamental, como um caminho promissor para garantir a mobilidade social dos indivíduos.

## CONCLUSÃO

O presente estudo teve como objetivo analisar empiricamente a relação de U invertido de Kuznets (1955), bem como incluir um termo cúbico para analisar se essa hipótese ainda se mantinha. Para tanto, incluiu-se variáveis para captar o efeito do aumento da população urbana e da população rural na dinâmica da desigualdade na distribuição de renda domiciliar *per capita* para os municípios brasileiros nos anos de 1991, 2000 e 2010. Porquanto, também incorporou-se ao modelo variáveis relacionadas ao acúmulo de capital humano e *dummies* para controlar o efeito do tempo na distribuição de renda.

Os principais resultados observados foram de que a relação de U invertido de Kuznets é válida para o caso brasileiro quando se considera somente o termo quadrático. Isto é, existiu, em média, um aumento na desigualdade da distribuição de renda até os anos 2000, começando a declinar no final da década, mas especificamente, em 2010. Os resultados indicaram ainda que, conforme preconizado

pela Teoria do Capital Humano, um aumento do aperfeiçoamento dos indivíduos leva a redução da desigualdade da renda. Os anos de estudos contribuíram para equalização da renda domiciliar *per capita* entre os municípios brasileiros. Assim, se essa for uma estratégia de política pública no sentido de reestruturar todo o ensino público no país, vai ajudar a diminuir o hiato que separa os ricos e os pobres no Brasil.

Outro resultado observado foi de que mesmo diante de um aumento na população no meio urbano, houve diminuição da desigualdade de renda entre os indivíduos. Esse resultado vai de encontro com a argumentação de Kuznets (1955) de que a concentração de indivíduos no meio urbano tende a aumentar a concentração de renda. De fato, a hipótese levantada é de que, em estágios inferiores de desenvolvimento econômico, é comum aumentar a desigualdade de renda e após atingir certo padrão, reduzir-se a partir de então. Em trabalhos futuros sugere-se a inclusão de variáveis relacionados aos programas de auxílio a distribuição de renda, como por exemplo, o impacto do número de beneficiário desses programas após o ano de 2000. Sugere-se também separar os municípios por diferentes níveis de educação para analisar a sua relação com a desigualdade na distribuição de renda.

## REFERÊNCIAS

- AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: some stylized facts. **American Economic Review**, v. 66, n. 2, p. 128-135, 1976a.
- BARROS, L. GOMES, F.. Desigualdade e desenvolvimento: A hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros? **Revista Análise Econômica**, v.50, p57–81, 2008.
- BAGOLIN, I. P.; GABE, J.; RIBEIRO, E. P. Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991). In: **Encontro de Economia Gaúcha**, 2., 2004, Porto Alegre, RS. Porto Alegre: Fee, 2004.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data** - 3rd. ed. Chichester: John Wiley & Sons, 2005. 302 p.
- BANERJEE, A. V., NEWMAN A. F. 1993. Occupational Choice and the Process of Development. **Journal of Political Economy** 101 (2), 274-298.
- BARRO, R. J. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of Economic Growth**, v. 5, p. 5-32, 2000.
- BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A.; KLOECKMER, R. A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets. **Anais do 1º Encontro de Economia Gaúcha**, Porto Alegre, 2002.
- BECK, N.; KATZ, J. What to do (and not to do) with time series cross-section data. **American Political Science Review**, v. 89, n. 3, p. 634-647, Sept. 1995.
- CLARKE, G.; XU, L. C.; ZOU H. Finance and Income Inequality: Test of Alternative Theories. **Annals of Economics and Finance**, v. 14, n. 2, p. 493-510, 2013.
- CHENG, W.; WU, Y. Income inequality in China: Testing the Kuznets Hypothesis with National Time Series and Provincial Panel Data 1978-2011, **Department of Economics Discussion Paper**, v.32/15, 2015.

- DRISCOLL, J.; A. C. KRAAY. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent data. **Review of Economics and Statistics** v. 80, p. 549–560, 1998.
- FIELDS, G.; JAKUBSON, G. **The inequality-development relationship in development countries**, 1994. Mimeo.
- FIGUEIREDO, E. A.; SILVA JÚNIOR, J. C. A.; JACINTO, Paulo Andrade. A hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros: Testes para as formas funcionais e estimações não paramétricas. **Revista Economia**, vol.12, n.1, p.149-165, 2011.
- GALOR, O.; ZEIRA Joseph, 1993. Income Distribution and Macroeconomics. **Review of Economic Studies**. Vol.60, n.1, p. 35-52.
- GREENE, William H. **Econometric analysis**. 5th ed. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall, 2003. 1026 p.
- GREENWOOD, J.; JOVANOVIC, B. 1990. Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. **The Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, out. p. 1076-1107, 1990.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.
- HELFAND, S.M.; ROCHA, R.; VINHAIS, H.E.F. Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.39, n.1, abr. 2009. p.59-80.
- HOFFMANN, R. "Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e Cinco regiões entre 1997 e 2004". **Econômica**. v.8, n.1, p. 55-81, Junho 2006. Disponível em: <<http://www.uff.br/cpgeconomia/economica.htm>> Acesso em: fev de 2016
- JACINTO, P. A.; TEJADA, C. A. O. **Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da Região Nordeste do Brasil: o que os dados têm a dizer?** In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, Paraíba. Anais...Paraíba: Conselho Regional de Economia Regional e Conselho Federal de Economia, 2004.
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, v. 45, p. 1-28, 1955
- LEWIS, A. W. **Economic Development with Unlimited Supplies of Labour**, Manchester Sch. Econ. Soc. Stud., May 1954, 22, 139- 91.
- LIMA FILHO, DOMINGOS. L. "Feliz aliança" entre educação, desenvolvimento e mobilidade social: elementos para uma crítica à nova roupagem do capital humano. In: **Revista Trabalho e Educação. Florianópolis: V ol.12, n.2. NETE – UFMG**, 2003.
- LINHARES, F.; FERREIRA, R. T.; IRFFI, G. D.; MACEDO, C. M. B. A Hipótese De Kuznets e mudanças na relação entre desigualdade e crescimento de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. v. 42. n. 3 , p.403-429, dez. 2012.
- LIST, J. A.; GALLET, C. A. The Kuznet's curve: what happens after the inverted-U?. **Review of Development Economics**, v. 3, p. 200-206, 1999.
- MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, v. LXVI, n. 4, p. 281-302, 1958.

PESARAN, M. H. **General diagnostic tests for cross section dependence in panels**. Cambridge Working Papers in Economics. Faculty of Economics: University of Cambridge, 2004.

PIKETTY, Thomas. **O capital no século XXI**. Editora Intrinseca, 2014.

SEN. Amartya. **O desenvolvimento como expansão das capacitações**. Lua Nova: Revista de Cultura e Política, n28. São Paulo: CEDEC, 1993.

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**. Ibmecc MG Working Paper, 2006.

SANTOS, M. P.; CUNHA, M. S.; Gadelha, SÉRGIO R.B.; Distribuição de renda e desenvolvimento econômico: análise da hipótese de Kuznets para os estados brasileiros no período 1992-2010. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, vol. 11, n. 2, pp. 251-271, 2017.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **The American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

SHAHBAZ, M.; LOHANATHAN, N.; TIWARI, A. K.; SHERAFATIAN-JAHROMI, R. Financial development and income inequality: is there any financial Kuznets curve in Iran?

**Social Indicators Research**, 2015. <<http://link.springer.com/article/10.1007/s11205-0140801-9>> acesso em: fev 2016

SOARES, F. V.; SOARES, S.; MEDEIROS, M. e OSÓRIO, R. G. **Programas de Transferência de Renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade**. [Online] Ipea, 2006. (Texto para Discussão n. 1228.) Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/default.jsp>> acesso em: fev 2016

STEINGRABER, R.; FERNANDEZ, R. G. A racionalidade limitada de Herbert Simon na Microeconomia. **Revista da Sociedade Brasileira de Economia Política**, n. 34, 2013.

TABOSA, F. J. S.; AMARAL FILHO, J.; GOMIDE, U. S.; Reexaminando a Curva de Kuznets: evidências para o Brasil no período de 1981-2009. **Redes** (St. Cruz Sul, Online), v. 21, n. 02, p. 245 - 266, maio/ago. 2016.

TAQUES, F. H. ; PIZA, Caio de T. . Qual a relação entre desigualdade de renda e nível de renda per capita? Testando a hipótese de Kuznets para as unidades federativas do Brasileiras. **Planejamento e Políticas Públicas**, v. 35, p. 161-186, 2010.

TODARO; SMITH. **Economic Development**. 10th ed. Boston: Pearson Addison Wesley, 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.