

**RELAÇÃO DESIGUALDADE-RENDA NO BRASIL E EM SUAS REGIÕES: HIPÓTESES DA CURVA DE KUZNETS E DO “N” PARA INDICADORES MUNICIPAIS EM MÚLTIPLAS DIMENSÕES\***

**Luis Gustavo Nascimento de Paula**

Doutorando pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE-UFPR).

E-mail: [luisgustavo\\_nascimento@outlook.com](mailto:luisgustavo_nascimento@outlook.com)

**Carlos César Santejo Saiani**

Professor do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia (IERI-UFU). Doutor em Economia pela Fundação Getúlio Vargas.

E-mail: [ssaiani@ufu.br](mailto:ssaiani@ufu.br)

**RESUMO:** Pobreza e desigualdade são fenômenos multidimensionais. Considerando esse argumento e as informações dos municípios brasileiros de 2000 e 2010, os objetivos do presente estudo foram: avaliar a existência de desigualdades em outras dimensões, além da renda, e investigar suas respectivas dinâmicas em função do nível de renda *per capita*. Para tanto, foram calculados indicadores municipais de desigualdade em “múltiplas dimensões” e testadas três hipóteses: i) desigualdades nas dimensões trabalho, educação, saúde, habitação e mobilidade urbana seriam correlacionadas à distribuição da renda, mas esta não seria o único determinante; ii) as relações entre os indicadores de desigualdade e o crescimento econômico teriam o formato de um “U-invertido”, como advoga a hipótese da Curva de Kuznets (CK); ou iii) o formato próximo a um “N”, conforme defendem trabalhos mais recentes que contestam a CK. As hipóteses foram testadas por meio de análises descritivas e, principalmente, estimações econométricas em painel e *cross-section*. Os resultados, no geral, corroboraram a primeira e a terceira hipóteses, sinalizando que o crescimento econômico nem sempre é equitativo e que a desigualdade é um fenômeno multidimensional.

**Palavras-chave:** Desigualdade multidimensional; Crescimento econômico; Dados em painel.

**Classificação JEL:** O10; R10; H40.

**INEQUALITY-INCOME RELATIONSHIP IN BRAZIL AND ITS REGIONS: KUZNETS CURVE AND THE “N” HYPOTHESIS FOR MUNICIPAL INDICATORS IN MULTIPLE DIMENSIONS**

**ABSTRACT:** Poverty and inequality are multidimensional phenomena. Considering this argument and information from Brazilian municipalities for years 2000 and 2010, this study aims to evaluate the existence of inequalities in other dimensions than income in Brazilian municipalities, and to discuss how their respective dynamics relate to the level of municipal per capita income. Therefore, were calculated municipal inequality indicators in "multiple dimensions" to test three hypotheses: i) inequalities in all dimensions analyzed (work, education, health, housing and urban mobility) are related to income concentration, despite this not being the only determinant; ii) the relationship between inequality indicators and economic development (or growth) follows an inverted “U” shape, as advocated Kuznets Curve Hypothesis (CK); or iii) an N-shaped curve, in accordance with recent works that challenge the traditional CK. In order to achieve our goal, panel and cross-sectional econometric estimations were performed. In general, the results support the first and third hypotheses, indicating that economic development (or growth) is not always equitable and that inequality is a multidimensional phenomenon.

**Keywords:** Multidimensional inequality; Economic growth; Panel data.

**JEL Codes:** O10; R10; H40.

## 1. Introdução

O crescimento econômico é equitativo? Existe um *trade-off* entre o nível de renda e a equidade? Tais questionamentos norteiam o presente estudo, que é fundamentado pelas literaturas sobre pobreza e desigualdade multidimensionais e sobre a hipótese da Curva de Kuznets (CK). A primeira é embasada na abordagem de funcionamentos e capacitações originária de Amartya Sen e Martha Nussbaum (SEN, 1980, 1982, 1996, 2000, 2001; NUSSBAUM; SEN, 1996). Tal abordagem critica o emprego exclusivo da renda ou da riqueza como medidas de pobreza ou de desigualdade, dado que tais problemas envolvem outras privações às liberdades individuais, não somente materiais, que podem ser impostas aos indivíduos por políticas públicas, mercados e demais instituições, entre outros fatores. Trabalhos que empregam a abordagem multidimensional para análises de desigualdade ressaltam a necessidade de se observarem aspectos não monetários que abrangem o nível de bem-estar social, uma vez que essa não consideração acarreta risco de subestimação da abrangência do grau de desigualdade existente (MAASOUMI; NICKELSBURG, 1998; JUSTINO et al., 2004; JUSTINO, 2005; MULLER; TRANNOY, 2012).

Já a hipótese da CK, originária de evidências primeiramente destacadas por Simon Kuznets, advoga a existência de uma relação no formato de um “U-invertido” entre a desigualdade e o nível de renda *per capita* de uma localidade, ou seja, entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico – ou o desenvolvimento econômico, dependendo da visão adotada sobre o que mede a renda *per capita*, principal indicador utilizado em testes da hipótese<sup>1</sup>. Em outras palavras, em estágios iniciais de renda *per capita*, a desigualdade de renda aumentaria com o crescimento econômico; contudo, a desigualdade passaria a diminuir a partir de certo estágio. Alguns trabalhos apresentam resultados que corroboram a CK; outros trabalhos a rejeitam (KUZNETS, 1955; DEUTSCH; SILBER, 2000; ADELMAN; ROBINSON, 1989; DEUTSCH.; SILBER, 2000; FIELDS, 2001; BARROS; GOMES, 2008; FIGUEIREDO et al., 2011).

Assim, as evidências empíricas sempre foram dúbias. Além disso, alguns trabalhos defendem que a relação desigualdade-renda teria, na verdade, o formato próximo a um “N”; ou seja, em estágios mais avançados de renda *per capita*, a desigualdade de renda voltaria a aumentar em função do crescimento econômico (KATZ; MURPHY, 1992; LIST; GALLET, 1999). As relações tanto da CK (“U-invertido”) como do formato “N” são justificadas na literatura por diversos fatores, entre os quais consequências de políticas públicas (DEUTSCH; SILBER, 2000; GLAESER, 2005; PIKETTY, 2006, 2014)<sup>2</sup>.

Na literatura empírica, principalmente com dados para os municípios brasileiros, ainda são pouco exploradas análises que, ao associarem os debates sobre a pobreza/desigualdade multidimensional e a relação desigualdade-renda, testam a validade das hipóteses da CK e do formato “N” para medidas de desigualdade que reflitam outras dimensões além da renda<sup>3</sup>. O presente estudo pretende contribuir para o preenchimento de tal lacuna na literatura empírica, tendo como objetivos principais: avaliar a existência de desigualdades em algumas dimensões nos municípios brasileiros e investigar como são as dinâmicas dessas desigualdades em função do nível

---

<sup>1</sup> Na literatura sobre a CK, há trabalhos que utilizam o termo “desenvolvimento econômico” para a dinâmica da renda *per capita*; em outros trabalhos, é utilizado o termo “crescimento econômico”. No presente estudo, reconhece-se que o conceito de desenvolvimento econômico envolve, para além da análise da renda *per capita*, mais atrelada à dinâmica do crescimento econômico, aspectos mais amplos relacionados ao bem-estar, inclusive associados às distribuições da renda e do acesso a outras dimensões (por exemplo, educação e saúde). Assim, a opção aqui tomada é utilizar o termo “crescimento econômico” para alterações do nível de renda *per capita*, sendo coerente com a literatura de desenvolvimento humano, oriunda de Sen e Nussbaum, de que o desenvolvimento vai além da questão da renda – argumento que fundamenta o presente estudo.

<sup>2</sup> Discussões teóricas e empíricas mais detalhadas em relação à pobreza e à desigualdade multidimensionais, assim como sobre as hipóteses da CK e do formato “N”, são realizadas ao longo do presente estudo.

<sup>3</sup> Nesse sentido, os únicos trabalhos encontrados foram Justino et al. (2004) e Saiani et al. (2013). Não obstante, o primeiro restringe sua análise ao teste da hipótese da CK e considera apenas um indicador domiciliar de desigualdade na educação, ao passo que o segundo utiliza somente a fundamentação da hipótese da CK e formato “N” e analisa apenas indicadores municipais de desigualdade de acesso a serviços de saneamento básico.

de renda *per capita* municipal. Para isso, com dados municipais censitários de 2000 e 2010, são propostos e calculados os aqui denominados indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões”, sendo cinco as dimensões: trabalho, educação, mobilidade urbana, saúde e habitação. Esses são utilizados para testar as seguintes três hipóteses para os municípios brasileiros:

- (i) As desigualdades nas múltiplas dimensões consideradas seriam relacionadas à desigualdade de renda, mas não totalmente explicáveis por ela (correlação imperfeita), corroborando argumentos da literatura de que problemas sociais devem ser avaliados como fenômenos multidimensionais;
- (ii) As relações entre os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” e a renda *per capita* teriam o formato de um “U-invertido”, como é preconizado pela hipótese da CK; ou
- (iii) As relações entre os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” e a renda *per capita* teriam o formato de um “N”, de acordo com estudos que contestam a tradicional forma da CK e defendem que a desigualdade volta a aumentar em níveis de renda mais elevados.

As hipóteses são testadas por meio de estimações econométricas, principalmente em painel, para todos os municípios com dados disponíveis para 2000 e 2010. Estes são considerados para o país como um todo e, adicionalmente, a amostra é desagregada nas cinco grandes regiões geográficas (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul) de modo que seja possível avaliar se os possíveis resultados obtidos para o Brasil todo diferem entre regiões com níveis distintos de renda e desigualdades sociais.

Assim, é importante ressaltar que, além do simples preenchimento de uma lacuna na literatura, como supracitado, o presente estudo contribui, com evidências adicionais, para o debate mais geral sobre a complexidade das desigualdades sociais existentes no Brasil, tanto em termos de renda quanto regionais e, com maior destaque, de acesso a dimensões relevantes para o bem-estar e o desenvolvimento humano. O destaque ao último aspecto deve ser dado por indicadores municipais de desigualdade em “múltiplas dimensões” serem propostos, calculados e terem averiguadas suas dinâmicas em relação à dinâmica do nível de renda *per capita* dos municípios, fundamentando-se nas tradicionais hipóteses da CK e do “N”. Vale ressaltar que uma problemática pública<sup>4</sup> se manifestaria se averiguado que o crescimento econômico resulta em aumento da concentração de renda e/ou de acesso a dimensões consideradas relevantes para o que é tido como uma “vida boa” e adequada para o indivíduo e/ou família pertencente à sociedade.

O estudo é dividido em três seções, além desta introdução e das considerações finais. Na segunda seção, são realizadas revisões da literatura sobre: i) a conceituação e a mensuração de pobreza e desigualdade, fundamentando a relevância de medidas multidimensionais; e ii) as hipóteses da relação desigualdade e renda *per capita* nos formatos da CK tradicional (“U-invertido”) ou de um “N”, destacando suas possíveis justificativas e algumas evidências empíricas para o Brasil. Na terceira, os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” aqui propostos são apresentados, assim como as estratégias empíricas adotadas (regressões com dados em painel) para averiguar suas relações com o nível de renda *per capita* dos municípios. Na quarta, primeiramente, os indicadores de desigualdade são analisados, caracterizando o país e suas regiões e, por último, os resultados obtidos nas estimações são avaliados.

---

<sup>4</sup> As dimensões aqui avaliadas possibilitam observar padrões de acesso distintos que envolvem a vida da população, relacionados, ao menos em parte, à oferta pública de bens e serviços, que possuem relação com diferentes motivações e capacidades de políticas municipais, estaduais e federais. Neste arcabouço, cabe destacar que o regramento estabelecido pela Constituição Federal de 1988 (BRASIL, 1988) – e em normatizações subsequentes –, além de estabelecer princípios básicos e, ao mesmo tempo, abrangentes, sobre a garantia de trabalho, saúde, educação, habitação e mobilidade, distribui entre os entes federativos do país a competência do fornecimento de bens e serviços correlatos a essas esferas de bem-estar social (LINHARES et al., 2012; MONTEIRO NETO, 2014).

## 2. Referencial teórico e empírico

### 2.1. Pobreza e desigualdade: importância do enfoque multidimensional

A conceituação de pobreza é complexa. Primeiramente, por poder ser influenciada por juízo de valor advindo de visões subjetivas acerca de um nível suficiente de satisfação de necessidades e não por uma situação social concreta. Conceituações objetivas podem ser em termos relativos ou absolutos e com critérios estritamente econômicos ou diversos, o que não as eximem de também serem afetadas por juízo de valor. Em termos relativos, relaciona-se à desigualdade na distribuição do acesso a algum atributo, sendo definida na situação em que a pessoa possui menos desse em comparação a outros indivíduos. Em termos absolutos, refere-se ao acesso a um atributo abaixo de um mínimo definido objetivamente como necessário. É possível, ainda, uma combinação das abordagens, o que amenizaria a limitação da relativa não estabelecer uma “linha” acima da qual não há pobreza.

Aprofundando o debate, Crespo e Gurovitz (2002) apontam que definições subjetivas podem se basear na renda – atributo mais usado para medir a pobreza – que as próprias pessoas consideram suficiente para atender necessidades básicas. Exemplificando, ao longo da história, a conceituação de pobreza modifica-se de noções objetivas como a do “enfoque da sobrevivência”, predominante na década de 1950, a conotações de “necessidades básicas”, preponderante na década de 1970. A primeira é defensora de um nível mínimo de rendimentos para a manutenção de condicionamentos físicos, enquanto a segunda apresenta uma crítica à abordagem anterior, considerada restritiva. Assim, agrega à conceituação atributos como acesso a saneamento, saúde, educação, cultura, entre outras dimensões básicas de consumo. Já a partir da década de 1980, é incorporada a noção de “privação relativa”, que enfatiza aspectos sociais, segundo a qual superar a pobreza inclui noções de comportamento socialmente adequados, alcance de conforto e desenvolvimento de papéis (KAGEYAMA; HOFFMAN, 2006).

Neste ponto, destacam-se as conceituações de capacitações e funcionamentos desenvolvidas por Amartya Sen e Martha Nussbaum, que fundamentam a defesa de que os indivíduos sofrem privações não apenas materiais. Capacitações são combinações de funcionamentos, entendidos como estados e ações ambos valorizados pelas pessoas por lhes gerarem bem-estar (qualidade de vida), desde básicos, como nutrição e saúde, até mais complexos e subjetivos, como “ser feliz”<sup>5</sup>.

As capacidades para realizar funcionamentos são liberdades definidas como oportunidades reais ou substantivas para a obtenção de bem-estar. O bem-estar realizado depende da capacidade de concretizar funcionamentos, ou seja, aqueles que estão ao alcance independentemente de como o bem-estar seja caracterizado. Desse modo, capacitações refletem oportunidades para a concretização de funcionamentos e, implicitamente, associam-se a liberdades de escolha entre diferentes formas possíveis de vida. Porém, há privações às liberdades, materiais e associadas a outros atributos, como serviços públicos. Assim, o que as pessoas conseguem realizar é afetado por oportunidades econômicas e por políticas, poderes sociais e condições habilitadoras (por exemplo, saúde, educação e lazer).

A distinção entre realizações e capacitações é a diferença entre o realizado e o efetivamente possível, ou seja, entre conquistas e liberdades ou opções válidas para escolher. A deterioração das capacitações representa situação de vulnerabilidade humana. Já a expansão de liberdades é tanto o meio como o fim do desenvolvimento humano, definido como o processo de extinção de privações. A questão central é, então, a qualidade de vida (bem-estar), não somente na aquisição de bens, mas também no alcance de funcionamentos, que variam por atributos fisiológicos, sociais e culturais.

Assim, a pobreza pode ser entendida como uma situação de privações às capacitações básicas e não somente como uma condição de renda inferior a um patamar ou a um segmento da sociedade. Ademais, relações entre renda e capacitações são afetadas por fatores sobre os quais as pessoas não

---

<sup>5</sup> As discussões deste e dos próximos parágrafos são fundamentados por argumentos de: Sen (1980, 1982, 1996, 2000, 2001), Nussbaum e Sen (1996), Kerstenetzky (2000), Roybens (2005), Diniz e Diniz (2009) e Kang (2011).

têm pleno controle, de modo que a pobreza em termos de privações pode ser maior do que a segundo somente a renda. Nesse sentido, Narayan (2000) expande o debate defendendo que a disposição dos pobres para melhorar suas condições de vida depende de como percebem e usam suas capacitações, influenciadas por limitações exógenas de oportunidades. Na mesma linha de raciocínio, Kerstenetzky (2000) afirma que “fracassados” e “oprimidos” perdem a confiança em desejar (ou esperança), ajustando desejos às possibilidades, o que contribui, conseqüentemente, para a manutenção da condição de pobreza.

Portanto, a abordagem baseada em Amartya Sen e Martha Nussbaum faz críticas a conceituações alternativas de pobreza, em especial àquelas moldadas no emprego exclusivo da renda ou riqueza como parâmetros. Para Kang (2011), ao comparar o Brasil a outros países, esses parâmetros não seriam problemáticos se refletissem adequadamente (correlação perfeita) a qualidade de vida das pessoas. Porém, isso não ocorre. Há, por exemplo, distorções nas distribuições de recursos e acesso a serviços.

Logo, a percepção de que a renda (ou outro atributo isolado) não deve ser o único fator explicativo da pobreza motivou trabalhos a tratar o tema com um enfoque multidimensional, incorporando outras dimensões relevantes à qualidade de vida (bem-estar) que representam também privações advindas de políticas, instituições e mercados. Como pode ser visto, por exemplo, em Barros et al. (2006), Kageyama e Hoffmann (2006), Diniz e Diniz (2009), Guedes et al. (2012), Caldas e Sampaio (2015) e Costa et al. (2028), há propostas de indicadores sintéticos de pobreza multidimensional, no geral, limitados pela disponibilidade de dados e dependentes de opções dos pesquisadores acerca de metodologias e objetivos.

Deve-se ressaltar que pobreza tende a ser acompanhada por desigualdade na renda e em outros atributos, não sendo a correlação obrigatoriamente perfeita, uma vez que dependem de complexas cadeias causais. Assim, pelos aspectos aqui discutidos, é pertinente defender que análises de desigualdades sociais/econômicas também sejam multidimensionais e não somente baseadas na renda ou em outro atributo único – não necessariamente com um indicador sintético. O próprio Sen faz tal recomendação – adotada no presente estudo – com o recorrente questionamento “igualdade do quê?” (SEN, 1980, 2001).

Na literatura, além de aspectos teóricos, são discutidas metodologias para medir a desigualdade. Assim como no caso da pobreza, tal discussão passa por medidas que consideram somente a renda (ou riqueza) ou outras dimensões – nesse caso, fundamentadas, no geral, pelo enfoque de Sen e Nussbaum. A abordagem multidimensional é justificada pelas desigualdades na renda e em outras dimensões não serem perfeitamente correlacionadas e terem determinantes distintos. Por exemplo, a desigualdade na renda é determinada pela estrutura de emprego e por políticas de salário mínimo e de seguridade social; já a desigualdade de acesso à educação depende da oferta de escolas públicas, legislações sobre trabalho infantil e oportunidades de trabalho. Ademais, é possível avaliar como deficiências em um atributo são compensadas por outros atributos (JENSEN; NIELSEN, 1997; JUSTINO et al., 2004; JUSTINO, 2005).

Existem alguns desafios para a medição da distribuição de dimensões não monetárias de bem-estar (JUSTINO et al., 2004; JUSTINO, 2005). Primeiramente, é necessário considerar que, ao contrário de indicadores de desigualdade de renda (ou riqueza), é menos trivial o ranqueamento dos indivíduos (ou domicílios), o que pode depender de juízo de valor e, conseqüentemente, de comparações interpessoais de preferências e bem-estar, inclusive na escolha das dimensões a serem consideradas. Outro desafio é a opção por avaliações dimensão a dimensão, isoladamente, ou agregadas em um indicador sintético. No segundo caso, esses desafios estão relacionados com arbitrariedades na escolha de pesos que refletem o caráter de substituição entre as dimensões de bem-estar observadas, com a medição da magnitude da aversão ao risco na sociedade e com a forma de agregação das dimensões monetárias e não monetárias, aspectos relacionados ao desconhecimento das funções de bem-estar dos indivíduos/ famílias.

Diante dos “desafios” supracitados, vários trabalhos propõem metodologias distintas para calcular indicadores multidimensionais de desigualdade. Por exemplo, existem trabalhos que

defendem o uso de técnicas tradicionalmente empregadas nas análises da renda (indicadores de desigualdade), assim como o emprego de técnicas de dominância estocástica (KOLM, 1977; ATKINSON; BOURGUIGNON, 1982, 1987, 1990; SHORROCKS, 1983; JUSTINO, 2005; MULLER; TRANNOY, 2012).

Outros trabalhos discutem uma diferenciação da técnica de dominância estocástica, capaz de lidar com a sua complexidade de estimação empírica, utilizando atributos de dimensão discreta. Seguindo esse procedimento, é possível segmentar e comparar a distribuição da população em relação a um atributo discreto de acordo com a ocorrência de um outro atributo (como desigualdade nas dimensões observadas), seja ele discreto ou contínuo segmentado em faixas. A abordagem dificulta o cálculo de um indicador sintético, mas possibilita a avaliação: i) da distribuição conjunta de diferentes dimensões; ii) da existência de níveis distintos de interdependência entre elas; e iii) da possibilidade de deficiências em uma dimensão serem compensadas pelo acesso a outras dimensões. Além disso, tal tipo de abordagem também suaviza o desafio de escolher pesos apropriados e não arbitrários (JENKINS, 1988; JENKINS; LAMBERT, 1999; DUCLOS et al., 2006; JUSTINO, 2005; MULLER; TRANNOY, 2012). A metodologia utilizada no presente trabalho segue essa linha de análise.

Por último, é importante ressaltar que existem outras abordagens, não fundamentadas pelo enfoque de Sen e Nussbaum, que também convergem para a conclusão de que a desigualdade deve ser analisada em termos multidimensionais. Heller (1987), por exemplo, define desigualdades sociais (ou econômicas) como diferenças na distribuição de renda, no acesso ao bem-estar material e “espiritual” e no consumo, refletindo graus distintos de disponibilidade de recursos e de dotações de meios para a satisfação de necessidades. Assim, para a autora, a renda monetária individual é o indicador primário para medir a desigualdade e a pobreza, mas não o único, uma vez que reflete somente a capacidade de satisfazer necessidades nos mercados. Deve-se considerar, ainda, a existência de outras fontes de exclusões sociais, sendo essas exclusões distribuídas desigualmente entre os indivíduos em função de diversos fatores.

Dedecca (2012), por sua vez, discute uma abordagem já adotada por agências multilaterais que parte da crítica ao conceito de renda monetária de Hicks (1939), passando pelas ideias de Kuznets (1955, 1973), Nordhaus e Tobin (1973), entre outros. Para essa, além da renda, também devem ser considerados valores de produtos públicos, serviços de capital, lazer e trabalho fora dos mercados, estoques de bens duráveis e de capitais intangíveis (como saúde e educação) e outros bens que aumentam o bem-estar.

## 2.2. Hipóteses da Curva de Kuznets e do “N”: justificativas e evidências para o Brasil

Simon Kuznets, ao analisar dados dos Estados Unidos, Inglaterra e Alemanha, observou uma relação não linear no formato de um “U-invertido” entre a desigualdade e o nível de renda. Ou seja, a desigualdade é crescente em rendas mais baixas à medida que essas aumentam; mas passa a decrescer após certo nível (*turning point*). Assim, inicialmente, o crescimento econômico é concentrador de renda; porém, a partir de certo nível de renda, ele mesmo proporciona condições para a reversão da tendência de concentração da renda (KUZNETS, 1955). Tal possível relação ficou conhecida como Curva de Kuznets (CK) e já foi discutida em diversos estudos. Alguns a tratam somente como um fato estilizado; em outros, são levantadas suas prováveis explicações. A primeira explicação, apresentada pelo próprio Kuznets (1955), baseia-se na abordagem da economia dual, mais especificadamente na migração de trabalhadores de setores tradicionais (menos dinâmicos) para modernos – do setor agrícola para o industrial. O nível de desigualdade eleva-se em função do diferencial de produtividade do trabalho entre os dois setores e se reduz quando os trabalhadores concentram-se no ambiente mais dinâmico.

Deutsch e Silver (2000), ao revisarem trabalhos que testam a CK, sistematizam suas possíveis explicações, além da economia dual, em dois outros grupos de abordagens: teoria do crescimento endógeno e teoria da escolha pública. A primeira abordagem parte da premissa de que, em estágios iniciais de renda *per capita*, a desigualdade é necessária para que segmentos da população invistam

em capital humano e em setores menos produtivos. A partir de certo nível de renda, o crescimento econômico resultaria em “transbordamento” de conhecimento para os mais pobres, reduzindo a desigualdade.

Trabalhos relacionados à teoria da escolha pública baseiam-se nas interações entre os mecanismos políticos e a estrutura econômica. Quando consideram a política como fator exógeno, as justificas para a CK são aspectos associados a: efeitos regressivos da tributação, políticas redistributivas, exigências advindas da heterogeneidade étnica da população e da capacidade de organização e controle social. Com a política como fator endógeno, o argumento baseia-se nas relações entre desenvolvimento, educação e participação política, em que medidas redistributivas são adotadas devido ao aumento da capacidade da população de exercer controle político sobre agentes (governantes) que buscam maximizar oportunidades eleitorais (GRADSTEIN; JUSTMAN, 1999; DEUTSCH; SILVER, 2000; GLAESER, 2005).

Discussões mais recentes defendem que a redução da desigualdade não se mantém e que essa volta a aumentar em estágios mais avançados de renda *per capita*. Assim, na verdade, a relação desigualdade-renda seria próxima a um “N”. List e Gallet (1999) foram os primeiros a mostrar evidências empíricas mais robustas sobre tal formato, justificando-o com argumentos de trabalhos anteriores. Bishop et al. (1991), por exemplo, fundamentando-se na abordagem dual, defendem que o aumento da desigualdade decorre da transição de uma economia manufatureira para uma baseada em serviços. Katz e Murphy (1992) explicam o aumento pelo crescimento da demanda por trabalhadores mais qualificados em função de fatores que alteram a dinâmica do mercado de trabalho – por exemplo, mudanças tecnológicas e expansões do comércio internacional. Já Glaeser (2005) e Piketty (2006, 2014), em análises posteriores, explicam o formato próximo a um “N” por questões tributárias, leis trabalhistas e políticas redistributivas.

Diversos trabalhos testam empiricamente as hipóteses da CK e do formato “N”, tanto por métodos paramétricos como não paramétricos, para diferentes amostras, períodos e medidas de desigualdade de renda e de desenvolvimento econômico (ou crescimento). Independentemente da estratégia empírica adotada, alguns dos trabalhos encontram evidências que corroboram a hipótese da CK, enquanto outros a refutam. Há, inclusive, evidências favoráveis à hipótese da relação desigualdade-renda no formato “N”. Resultados internacionais são apresentados nas revisões da literatura realizadas por Adelman e Robinson (1989), Deutsch e Silber (2000), Fields (2001) e Piketty (2006).

Para o Brasil, existem trabalhos com análises estaduais e municipais. Para os estados, Lledó (1996), por meio de estimações paramétricas com dados em *cross-section*, não obtém evidências que corroboram a CK. Taques e Mazz (2010), com estimações paramétricas em painel, também não encontram resultados que suportam a hipótese do “U-invertido”. Já Linhares et al. (2012), também por estimações paramétricas em painel, chegam a evidências que não refutam a hipótese da desigualdade-renda em “N”.

Para municípios do estado do Rio Grande do Sul, Bêrni et al. (2002) utilizam estimações não paramétricas e Bagolin et al. (2004), estimações paramétricas com dados em *cross-section* e painel. Também com estimações paramétricas (em *cross-section* e em painel), Jacinto e Tejada (2004) testam a hipótese da CK para municípios da região Nordeste e Salvato et al. (2006) para municípios do Estado de Minas Gerais. Já Barros e Gomes (2008), em estimações em painel, consideram todos os municípios brasileiros. No geral, as evidências desses trabalhos não rejeitam integralmente a CK. Já Figueiredo et al. (2011) diferenciam-se dos demais por testarem para todos os municípios brasileiros a hipótese da relação em “N” (estimções paramétricas e não paramétricas). As evidências obtidas não refutam a hipótese.

Justino et al. (2004) e Saiani et al. (2013) foram os únicos trabalhos encontrados que observaram dimensões outras que a renda, ao relacionar essa discussão com as propostas pela hipótese da CK e/ou do formato “N”. O primeiro testa a hipótese da CK para um indicador de desigualdade na educação (anos de estudos), com dados domiciliares da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de domicílios) de 1998. Nesse, é apontada a relação em formato “U-invertido” entre

desigualdade na educação e crescimento econômico. O segundo, com dados censitários de 1991 e 2000 para os municípios brasileiros, testa as hipóteses da CK e do “N” considerando a dimensão de acesso a serviços de saneamento básico (abastecimento de água, coleta de esgoto e coleta de lixo). Seus resultados apontam apenas a existência da relação em “N” para o abastecimento de água. O presente trabalho segue esta linha de análise. Por último, vale destacar que Kuznets, já no seu primeiro estudo sobre a relação em “U-invertido”, e posteriormente com mais ênfase, ressalta que uma limitação do seu estudo foi justamente não considerar, por falta de dados, a desigualdade além da noção da renda (KUZNETS, 1955, 1973).

### 3. Estratégia empírica e dados

#### 3.1. Indicadores municipais de desigualdade em “múltiplas dimensões”

Como foi discutido na segunda seção, privações à liberdade afetam a qualidade de vida e decorrem de carências associadas à renda, mas também de restrições de oportunidades impostas por fatores como políticas públicas. Ademais, foi comentado que tais políticas, entre outros aspectos, impactam sobre a desigualdade de renda. Considerando esses aspectos e a recomendação da literatura de que as análises de problemas sociais sejam feitas em termos multidimensionais, são aqui propostos, calculados e analisados 7 indicadores municipais de desigualdade para 5 dimensões: trabalho, educação, saúde, habitação e mobilidade urbana. Para isso, são utilizados dados dos Censos Demográficos de 2000 e 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e são adotados os critérios comentados abaixo, que podem ser considerados, fundamentando-se na literatura, como “padrões ideais” para cada uma das dimensões.

- Trabalho I: no emprego principal, ter carteira assinada, ser funcionário público ou empregador;
- Trabalho II: no emprego principal, ter carteira assinada, ser funcionário público, empregador ou ser considerado trabalhador por “conta própria” (autônomo)<sup>6</sup>;
- Ensino médio: conclusão do ensino médio regular, do antigo 2º grau ou do supletivo desses;
- Ensino superior: conclusão do ensino superior de graduação;
- Saúde: na ausência de outros dados, utiliza-se como *proxy* a informação se a mulher com 10 anos ou mais de idade não teve filhos nascidos mortos até a semana de referência do Censo;
- Habitação: parâmetros de classificação de “habitação adequada” do IBGE – densidade de até 2 moradores por dormitório; acesso a coleta de lixo direta ou indireta por serviço de limpeza; abastecimento de água por rede geral; e coleta de esgoto por rede geral ou fossa séptica;
- Mobilidade: tempo de deslocamento da residência ao trabalho de até no máximo 1 hora.

Vale destacar que os “padrões ideais” supracitados se pautam em requisitos mínimos apontados, também, nos regramentos da legislação brasileira e na sua repartição de funções entre órgãos federativos. Subjacente a esses critérios está a garantia de direitos sociais mínimos, tendo em vista que a inclusão social é aspecto relevante para a capacitação de indivíduos e para a inserção desses em instituições como o mercado e seus correlatos. Para tanto, requisitos devem ser atendidos, como atendimento a determinadas condições de trabalho e de outros fatores que afetam a vida dos indivíduos, como educação, saúde, moradia e até mesmo transporte. Desta forma, o “ideal” de condições de trabalho se pauta no resguardo resultante de um contrato estabelecido em uma

---

<sup>6</sup> Considerando o grande grau de informalidade na categoria de trabalhadores classificados como “conta própria” (autônomos) pelo IBGE, o primeiro indicador não classifica esse grupo na categoria “ideal”, ao passo que o segundo indicador o faz. Isso é feito com a finalidade de observar se há relevantes alterações nas estimações propostas a partir dos dois indicadores.

carteira de trabalho, no setor privado, e de regramento específico para empregadores e funcionalismo público. O acesso à educação se pauta no alcance e na conclusão dos subsequentes níveis de ensino tidos como padrões no país. Já o acesso à saúde se restringe à *proxy* disponível no Censo, indicador adequado para captar o nível de saúde materno, bem como de condições nutricionais e de acompanhamento gestacional, dada a relação desses fatores com a probabilidade de nascimento de filhos mortos<sup>7</sup> – aspectos também relacionados ao usufruto do sistema de saúde do país, primordialmente público para a população com baixa renda. O acesso à habitação toma o critério estabelecido pelo IBGE, pautado em quesitos de saneamento e densidade domiciliar.

Já na definição de condição de mobilidade adequada, há a complexidade de criar um padrão único, em função da discrepância relacionada ao nível de atividade econômica, dimensões territoriais, tamanho da frota de carros e qualidade do sistema público de transporte, comum entre as grandes regiões do país, ou mesmo entre regiões metropolitanas e municípios de menor porte. Ademais, esses aspectos se acentuam quando esse indicador é discriminado entre indivíduos pertencentes a diferentes estratos de renda. Não obstante essa complexidade e considerando discussões realizadas na literatura<sup>8</sup>, estabeleceu-se o limite acima apresentado como “padrão ideal” de tempo médio de deslocamento casa-trabalho.

Vale ressaltar que as dimensões consideradas podem sinalizar privações à liberdade advindas tanto de restrições na renda como das condições dos mercados, de políticas públicas e de outras instituições, em consonância com a discussão sobre pobreza e desigualdade multidimensionais realizada na segunda seção. Nesse sentido, Roemer (1996), por exemplo, defende educação e saúde como dimensões mais influenciadas por políticas e menos por preferências e rendimentos individuais. Justino (2005), na mesma linha, advoga que a desigualdade na educação depende da renda, mas também – e com maior intensidade – da oferta de escolas públicas, de legislações sobre trabalho infantil e de oportunidades de trabalho.

Os indicadores de desigualdade são construídos da seguinte forma: em cada município e ano, pessoas ou domicílios (no caso da habitação) são ordenados segundo a renda domiciliar mensal; após isso, são calculadas as proporções de pessoas ou de domicílios com o atributo considerado como padrão “ideal” para cada dimensão no 5º (mais ricos) e no 1º (mais pobres) quintis da distribuição de rendimento domiciliar mensal. Por último, é calculada, para cada indicador, a diferença entre as proporções dos quintis (pontos percentuais), obtendo-se os indicadores de desigualdades no(a):

- (i) Trabalho I: diferença entre as proporções de trabalhadores formais;
- (ii) Trabalho II: diferença entre as proporções de trabalhadores formais e autônomos;
- (iii) Ensino médio: de pessoas que concluíram o ensino médio;
- (iv) Ensino superior: de pessoas que concluíram o ensino superior;
- (v) Saúde: de mulheres com somente filhos nascidos vivos;
- (vi) Habitação: de domicílios que são caracterizados como adequados;
- (vii) Mobilidade urbana: de pessoas que gastam 1 hora ou menos no deslocamento residência-trabalho.

Como discutido na segunda seção, existem diversos desafios para a medição da distribuição de acesso a dimensões não monetárias de bem-estar e, conseqüentemente, de indicadores de desigualdade em dimensões diferentes da renda, sendo o indicador agregado em um valor sintético,

<sup>7</sup> Justino et al. (2004) utilizam, para o cálculo de seu indicador de desigualdade na saúde, a razão entre o número de mulheres com filhos nascidos mortos e o número de mulheres com filhos nascidos vivos, com dados da PNAD de 1998.

<sup>8</sup> Por exemplo, Young et al. (2013), para a região metropolitana do Rio de Janeiro, Pereira e Schwanen (2013) e Pero e Stefanelli (2015), para regiões metropolitanas do país e Distrito Federal, e Ojima et al. (2015), para todo o país, e considerando deslocamento intra e intermunicipal, demonstram percentuais significativos de pessoas que gastam, na média, mais do que 60 minutos no deslocamento casa-trabalho.

ou mesmo segmentado dimensão a dimensão. Não obstante, a metodologia aqui aplicada segue recomendação da literatura que destaca a adequabilidade de indicadores desagregados, via a consideração de variáveis discretas para classificação e segmentação de grupos populacionais e posterior comparação da distribuição de acesso às dimensões de desigualdade analisadas (JENKINS, 1988; JENKINS; LAMBERT, 1999; DUCLOS et al., 2006; JUSTINO, 2005; MULLER; TRANNOY, 2012).

Neste trabalho, um atributo contínuo (o rendimento domiciliar *per capita*) é transformado em um atributo discreto (quintis de renda). Os indivíduos, então, são ranqueados, em cada município e ano, de acordo com estes quintis de renda, e a distribuição do nível de acesso “ideal” às dimensões analisadas é estabelecida (atributo discreto). Em seguida, o indicador de desigualdade, em cada dimensão, é calculado – como a diferença, em pontos percentuais, de pessoas com acesso ao padrão ideal pertencentes ao 5º e 1º quintis da renda. Essa metodologia é similar à utilizada por Saiani et al. (2013) e segue as propostas apresentadas por Justino et al. (2004) e Justino (2005). Como mencionado, esse método permite avaliar a distribuição conjunta de diferentes dimensões; a existência de níveis distintos de interdependência entre elas; e a possibilidade de deficiências em uma dimensão serem compensadas pelo acesso a outras dimensões. Ademais, o método evita as problemáticas relacionadas à construção de indicadores sintéticos dada a falta de conhecimento sobre as funções de bem-estar individual e/ou familiar e segue a proposta de Foster et al. (2003) de que indicadores multidimensionais (ou de qualidade de vida) devem ser sensibilizados pela distribuição de renda própria de cada localidade.

### 3.2. Métodos e modelos econométricos

Os procedimentos econométricos deste estudo buscam avaliar as relações entre os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” propostos mais adiante e: i) o nível de renda *per capita* e ii) a desigualdade de renda nos municípios brasileiros. No primeiro caso, são avaliadas as hipóteses da CK (“U-invertido”) e do formato “N” discutidas na segunda seção. A CK é testada em diversos trabalhos com estimações paramétricas e dados em *cross-section*. Porém, dados seccionais são criticados em função de a relação advir de processos dinâmicos de alterações na economia, com fatores não controlados em estimações para um período, o que torna os estimadores inconsistentes e justifica o emprego de dados em painel. Estes diminuem vieses decorrentes de variáveis omitidas – características específicas de cada localidade – que podem induzir trajetórias únicas (FIELDS; JAKUBSON, 1994; BAGOLIN et al., 2004).

Duas abordagens em painel destacam-se: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com variáveis *dummies* para cada localidade ou estimador *Within* (desvios em relação às médias) – controlam atributos distintos entre locais e constantes no tempo (efeitos fixos) –; e Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) com efeitos aleatórios. O teste de Hausman indica qual dessas abordagens é mais adequada (BALTAGI, 2001; WOOLDRIDGE, 2002). O modelo comum para testar a CK é representado pela Equação (1). A medida de desenvolvimento/crescimento ( $Y$ ) é considerada em um polinômio de 2º grau. Para o “U-invertido” ser constatado, os coeficientes  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  devem ser significativos, e  $\alpha_1 > 0$  e  $\alpha_2 < 0$ .

$$D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

sendo:  $D_{it}$  uma medida de desigualdade da localidade  $i$  no ano  $t$ ;  $\alpha_0$  a constante;  $Y_{it}$  uma medida de desenvolvimento econômico (ou crescimento);  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  os coeficientes do polinômio de 2º grau em relação a essa medida;  $u_i$  um conjunto de características locais específicas constantes no tempo (efeitos fixos);  $T_t$  um vetor de *dummies* anuais ou uma variável de tendência; e  $\varepsilon_{it}$  o erro aleatório.

Para testar a hipótese da relação desigualdade-renda em “N”, considera-se um polinômio de 3º grau referente ao desenvolvimento/crescimento, como é feito na Equação (2).

$$D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + \alpha_3 Y_{it}^3 + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

A hipótese do formato “N” é corroborada se:  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  e  $\alpha_3$  forem significativos, sendo  $\alpha_1 > 0$ ,  $\alpha_2 < 0$  e  $\alpha_3 > 0$ . Ademais, para corroborar o formato, deve ser realizado o teste da 2ª derivada: i) considerar os coeficientes encontrados para obter a 1ª derivada da Equação (2) em relação a  $Y$ ; ii) calcular os pontos críticos ( $Y_1$  e  $Y_2$ ) – candidatos a máximo e mínimo –; iii) encontrar a 2ª derivada; e iv) substituir os pontos críticos nessa. Se um dos valores for inferior a zero e o outro superior, há pontos de máximo e mínimo locais (CHIANG, 1982; SIMON et al., 2004), confirmando a hipótese do “N”. Por outro lado, se  $\alpha_1 > 0$ ,  $\alpha_2 < 0$  e  $\alpha_3 < 0$  ou  $\alpha_3$  for não significativo, a relação assume o formato do “U-invertido”. Quaisquer outras combinações de sinais associados aos coeficientes estimados refutam os dois formatos.

Em acréscimo à Equação (2), a literatura aponta a necessidade de controle de outras características das localidades que podem influenciar a desigualdade de renda e que não sejam constantes no tempo (ver, por exemplo, AHLUWALIA, 1976; ANAND; KANBUR, 1993; JHA, 1996). Sugerem-se, então, estimações de modelos baseados na Equação (3), na qual é adicionado um vetor de covariadas – atributos observados variantes no tempo  $t$  e entre as localidades  $i$ . As condições para os formatos da relação entre a desigualdade de renda e o crescimento econômicos continuam as supracitadas<sup>9</sup>.

$$D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + \alpha_3 Y_{it}^3 + \alpha_4 X_{it} + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Na primeira seção, foi comentado que o formato da relação desigualdade-renda é controverso, variando segundo as estratégias empíricas. Assim, apesar de não ser um objetivo principal, este estudo contribui para o debate com estimações de modelos baseados nas Equações (2) e (3) – denominados nas análises dos resultados como, respectivamente, especificações I e II. A variável dependente ( $D_{it}$ ) é o indicador de desigualdade na renda apontado na terceira seção: diferença percentual entre as proporções da renda do município apropriadas pelos 20% mais ricos (5º quintil) e 20% mais pobres (1º quintil).

Além de ser relativamente pouco explorado pela literatura, a opção por esse indicador advém do fato de considerar diferenças entre quintis da distribuição da renda, em consonância com os indicadores de desigualdades em outras dimensões. Desse modo, é possível confrontar as evoluções de diferentes desigualdades em função da dinâmica do crescimento da renda, sendo essa medida pela renda *per capita* municipal (em R\$ mil de 2010), que também foi apresentada na terceira seção<sup>10</sup>.

Já para atingir os objetivos principais, são estimados modelos baseados nas Equações (4) a (6), que adaptam as (2) e (3). Trata-se da proposta deste estudo para testar as hipóteses da CK e do “N” em outras dimensões. As variáveis dependentes ( $M_{it}$ ) são os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” apresentados na terceira seção: desigualdades no trabalho (dois indicadores), habitação, ensino médio, ensino superior, saúde e mobilidade urbana. Apenas na última, devido à indisponibilidade de dados em 2000, as estimações são por MQO em *cross-section* (com erros

<sup>9</sup> O polinômio de 2º grau, primeiramente sugerido por Ahluwalia (1976), é usado em grande parte dos trabalhos que testam a CK. Alguns trabalhos defendem que, para algumas medidas, outras formas funcionais são mais apropriadas. Anand e Kanbur (1993), por exemplo, avaliam as formas que se ajustam melhor a seis medidas. Fundamentando-se nesses trabalhos, pode-se defender a forma polinomial como adequada para os indicadores de desigualdade do presente estudo. Ademais, essa forma é coerente com a proposta de List e Gallet (1999) para testar a hipótese da relação desigualdade-renda no formato de um “N”.

<sup>10</sup> Um problema apontado na literatura para corroborar a CK por estimações com países é a relativa incomparabilidade dos dados oriundos de diferentes fontes (THORNTON, 2001). Assim, segundo Barros e Gomes (2008), resultados internacionais podem ser afetados por erros de medida advindos de diferenças em questionários de coleta e de fatores que interferem na aferição dos indicadores. Assim, uma vantagem deste estudo é analisar municípios brasileiros, o que reduz o viés de erro de medida (dados das mesmas fontes). Ademais, estão em um único país, sofrendo efeitos de um conjunto institucional similar.

padrões robustos), sem controlar efeitos fixos e temporais. Assim, nesse caso, devem ser desconsiderados o subscrito  $t$  e os termos  $T_t$  e  $u_i$ . Nas demais dimensões,  $t = 2000$  e  $2010$ , as estimações são em painel (efeitos fixos e erros padrões robustos) e testes de Hausman são feitos para avaliar a adequação do método.

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + \alpha_3 Y_{it}^3 + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + \alpha_3 Y_{it}^3 + \alpha_4 X_{it} + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + \alpha_3 Y_{it}^3 + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 D_{it} + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Pela Equação (4), denominada nas análises dos resultados como especificação III, é avaliada a existência de uma relação não linear entre a desigualdade em cada dimensão ( $M_{it}$ ) e a renda *per capita* ( $Y_{it}$ ) controlando somente os efeitos fixos ( $u_i$ ) e temporais ( $T_t$ ) – *dummy* 2010. Na Equação (5) – especificação IV –, incorpora-se o vetor de covariadas  $X_{it}$ . Já na Equação (6) – especificação V –, a variável desigualdade na renda ( $D_{it}$ ) é considerada como explicativa para as desigualdades em outras dimensões, o que possibilita verificar, de forma mais robusta, se as relações estimadas associadas à renda *per capita* são decorrências do comportamento da distribuição da renda ou persistem quando essa variável é controlada, sugerindo a influência de outros atributos omitidos nas estimações que também podem ser relacionados à renda (políticas, leis e condições dos mercados, por exemplo).

As covariadas do vetor  $X_{it}$  são: população (milhares de habitantes); jovens (razão entre menores de 18 anos e população total); idosos (razão entre maiores de 65 anos e população total); urbanização (razão entre as populações urbana e total); V.A. indústria (razão entre o valor adicionado na indústria e o Produto Interno Bruto/PIB); V.A. serviços (razão entre o valor adicionado dos serviços e o PIB); e área (milhares de Km<sup>2</sup>). Essas são justificadas, em parte, pela revisão da literatura sobre determinantes da CK ou do “N”, como os papéis da composição setorial e da urbanização. Ademais, o emprego de *proxies* de variáveis correlacionadas à renda, capazes de sugerir explicações dos formatos da relação desigualdade-renda, indicaria que atributos não observados são relevantes para explicar as possíveis relações obtidas.

As covariadas são justificadas, ainda, por seus prováveis efeitos na demanda e na oferta de serviços públicos que, em algum grau, influenciam as dimensões consideradas. A área busca controlar diferenças de custos associadas ao tamanho territorial e ao potencial efeito do desmembramento de um distrito. As variáveis jovens e idosos controlam efeitos da estrutura etária sobre a demanda por serviços providos publicamente. Ademais, os indivíduos que não estão nessas faixas (adultos) são os que mais participam do mercado de trabalho e contribuem para as receitas municipais, afetando as capacidades desses de arrecadar e de investir. Tais capacidades também são determinadas pela população e taxa de urbanização, pois as receitas próprias e de transferências dos municípios são influenciadas por tais parâmetros. Essas variáveis também podem controlar economias de escala e densidade na provisão de serviços e políticas, assim como as capacidades das pessoas se organizarem e pressionarem os governantes. Já o V.A. da indústria e o V.A. dos serviços controlam efeitos de produtividades e rendas distintas entre os setores<sup>11</sup>.

Por último, vale ressaltar que as cinco especificações são realizadas considerando como amostra todos os municípios brasileiros com informações disponíveis para 2000 e 2010. Adicionalmente, para as especificações II (desigualdade na renda) e V (desigualdades em “múltiplas dimensões”), também são realizadas estimações nas quais a amostra é segmentada nas cinco grandes regiões geográficas (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul). O intuito é avaliar se os possíveis resultados obtidos para o Brasil diferem em regiões com níveis distintos de crescimento e desigualdades. Na literatura da CK, há trabalhos que, a partir de Williamson (1965),

<sup>11</sup> Argumentos fundamentados por: Case et al. (1993), Alesina e Spolaore (1997), Gradstein e Justman (1999), Gomes e MacDowell (2000), Bel e Fageda (2007), Macedo e Corbari (2009), entre outros.

analisam a desigualdade de renda entre regiões, em especial o que se convencionou chamar de “problema norte-sul”: desigualdade de renda entre distintas partes do território de um mesmo país. No Brasil, são notórias as disparidades regionais, principalmente entre o Sul-Sudeste e o Norte-Nordeste, de modo que é interessante a comparação entre os resultados regionais.

#### **4. Evidências**

##### *4.1. Análises descritivas*

A Tabela 1 apresenta as médias destes indicadores municipais de desigualdade em “múltiplas dimensões” em 2000 e 2010, no Brasil e nas grandes regiões geográficas. Um aspecto a ser apontado é que a maneira pela qual as desigualdades são calculadas faz com que possam ser baixas com situações favoráveis ou desfavoráveis, desde que simultâneas e próximas nos mais pobres e nos mais ricos. Assim, para complementar as análises, a Tabela 1 também apresenta os indicadores de acesso a padrões “ideais”, em todas as dimensões, nos 5º e 1º quintis das distribuições pela renda.

Considerando 2010 como referência, a dimensão trabalho (nos dois indicadores) apresenta as maiores desigualdades médias, sendo as regiões Norte e Nordeste destaques negativos<sup>12</sup>. Na habitação, a desigualdade para o país é relevante e Sudeste e Sul são as únicas regiões com médias superiores à nacional. No ensino médio, as desigualdades médias em todas as regiões e no país são superiores a 9 pontos percentuais. No ensino superior, os acessos por quintis são bem inferiores aos do ensino médio; ademais, o acesso ao ensino superior é relativamente baixo nos dois quintis, o que justifica a pequena desigualdade. Já as dimensões saúde e mobilidade mostram situações próximas à “ideal” nos dois quintis de renda, o que reflete na baixa desigualdade média de acesso a esses atributos.

Observa-se, ainda, que as médias dos indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” são positivas no Brasil e nas suas regiões, excetuando-se na saúde, principalmente em 2000<sup>13</sup>. Assim, como os indicadores são calculados com o ordenamento pela renda, pode-se sugerir que problemas na distribuição da renda são acompanhados por problemas na distribuição de acesso “ideal” a outras dimensões, o que é uma primeira evidência para corroborar a primeira hipótese do estudo: desigualdades nas dimensões são correlacionadas à desigualdade na renda; porém, não são totalmente explicáveis por ela (correlação imperfeita). A última parte da afirmação é embasada em evidências de outros trabalhos. Esses sinalizam que, no Brasil e nas suas regiões, ocorreu queda da concentração de renda no período, sendo diversas suas possíveis causas – ver, por exemplo, BARROS et al. 2007a; 2007b). Em algumas dimensões e regiões ocorreram, inclusive, elevações das desigualdades em “múltiplas dimensões”.

A última coluna da Tabela 1 complementa tal discussão sintetizando as evoluções, de 2000 a 2010, das médias dos indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” para o Brasil. No ensino superior e na saúde, a desigualdade média favorável aos mais ricos aumentou; por outro lado, no trabalho (nos dois indicadores), no ensino médio e na habitação, essa diminuiu. Portanto, ocorreram reduções das concentrações de acesso a alguns atributos e, conseqüentemente, de privações nos mais pobres. O fato das evoluções de algumas dimensões não terem seguido as evoluções médias das desigualdades na renda (Tabela 2) é uma evidência de que problemas sociais são fenômenos multidimensionais decorrentes de diversos fatores (políticas, legislações e mercados, por exemplo) e não somente de privações materiais.

---

<sup>12</sup> Verifica-se que, quando os trabalhadores classificados como autônomos pelo IBGE são considerados na categoria “ideal”, a proporção de trabalhadores formais naturalmente se eleva nos dois quintis observados.

<sup>13</sup> Uma provável explicação é a subnotificação de óbitos existente no país, que é maior entre os mais pobres e em regiões menos desenvolvidas, mas que diminuiu ao longo do tempo (MELLO-JORGE, 1983; SZWARCOWALD et al., 2002).

Contribui para tal argumento o fato de todas as dimensões serem determinadas, em algum grau, por bens e serviços ofertados ou demandados pelo setor privado, isto é, por condições de mercado, mas também por políticas ou legislações específicas municipais, estaduais e/ou federais. O trabalho, por exemplo, é definido constitucionalmente como direito social, sendo a regulação atribuída à União. Na educação, regulações cabem a cada ente federativo. Na saúde, compete à União a coordenação e regulação; aos estados, apoio técnico e financeiro aos municípios, executores dos serviços. Na habitação e mobilidade, também há competências para as três esferas de Governo (BRASIL, 1988).

**Tabela 1 – Médias dos indicadores municipais de acesso por quintis (%) e de desigualdade em “múltiplas dimensões” (pontos percentuais), segundo as dimensões e as grandes regiões – 2000 e 2010**

Indicadores / Dimensões	Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sul		Sudeste		Brasil		Δ%
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	
<i>Trabalho I (sem autônomos)</i>													
5° Quintil	34,79	38,99	35,42	39,98	45,22	48,75	45,91	46,52	51,77	55,20	43,28	46,60	---
1° Quintil	0,00	7,28	0,00	3,80	0,00	26,99	0,03	31,28	0,00	36,74	0,00	21,78	---
Desigualdade	34,79	31,71	35,42	36,18	45,22	21,76	45,60	15,24	51,77	18,46	43,28	24,82	-42,65
<i>Trabalho II (com autônomos)</i>													
5° Quintil	74,70	70,68	70,09	66,95	82,76	80,36	89,66	85,12	78,03	77,35	79,06	76,01	---
1° Quintil	0,00	42,58	0,00	35,76	0,00	58,12	0,11	65,36	0,00	50,88	0,02	50,60	---
Desigualdade	74,70	28,10	70,09	31,19	82,76	22,24	89,55	19,76	78,03	26,46	79,04	25,42	-67,83
<i>Ensino Médio</i>													
5° Quintil	14,76	15,22	12,08	15,09	15,65	16,74	15,35	15,98	17,22	17,65	14,83	16,19	---
1° Quintil	2,62	5,29	2,25	5,30	4,35	6,86	4,69	6,62	5,51	7,85	3,95	6,48	---
Desigualdade	12,14	9,93	9,83	9,79	11,30	9,88	10,66	9,36	11,71	9,80	10,88	9,72	-10,65
<i>Ensino Superior</i>													
5° Quintil	2,41	5,74	2,54	4,43	6,21	8,94	8,26	8,33	10,21	11,07	6,35	7,74	---
1° Quintil	0,10	0,29	0,08	0,18	0,28	0,59	0,29	0,55	0,51	0,69	0,27	0,46	---
Desigualdade	2,31	5,45	2,46	4,25	5,93	8,35	7,97	7,78	9,70	10,38	6,08	7,28	19,68
<i>Saúde</i>													
5° Quintil	87,55	93,85	84,85	92,70	92,29	95,51	93,66	96,16	92,69	95,32	89,89	94,55	---
1° Quintil	92,43	93,28	92,92	93,59	93,42	92,66	95,58	93,87	94,18	93,25	93,86	93,45	---
Desigualdade	-4,88	0,57	-8,07	-0,89	-1,13	2,85	-1,92	2,29	-1,49	2,07	-3,97	1,10	127,90
<i>Habitação</i>													
5° Quintil	8,83	12,88	17,85	24,54	12,24	21,90	31,98	39,95	56,44	64,91	31,31	38,77	---
1° Quintil	1,86	5,00	5,19	11,81	5,54	14,26	14,90	26,04	36,14	49,91	16,35	25,92	---
Desigualdade	6,97	7,88	12,66	12,73	6,70	7,64	17,08	13,91	20,30	15,00	14,96	12,85	-14,10
<i>Mobilidade Urbana*</i>													
5° Quintil	---	95,30	---	95,29	---	95,20	---	97,17	---	94,54	---	95,46	---
1° Quintil	---	91,08	---	93,51	---	93,53	---	95,46	---	93,08	---	93,60	---
Desigualdade	---	4,22	---	1,78	---	1,67	---	1,71	---	1,46	---	1,86	---

Nota: Δ%: variação percentual de 2000 a 2010. \* A base de microdados do Censo Demográfico não disponibiliza informações para mobilidade urbana no ano 2000.

Fonte: IBGE, Censo Demográfico de 2000 e 2010. Elaboração própria.

Para finalizar as análises, a Tabela 2 apresenta, para o Brasil e suas regiões, as médias, em 2000 e 2010, dos indicadores municipais de desigualdade na renda e de renda *per capita* utilizados neste

trabalho. Como desigualdade na renda, considera-se a diferença (em pontos percentuais) entre as proporções da renda do município apropriadas pelos 20% mais ricos (5º quintil) e 20% mais pobres (1º quintil). As desigualdades médias na renda do Sudeste e Sul eram nos dois anos menores às das demais regiões. Ademais, como já foi apontado, no país e nas regiões, ocorreram reduções das desigualdades médias no período, sendo mais significativas no Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

**Tabela 2 – Médias dos indicadores municipais de desigualdade de renda (pontos percentuais) e de renda *per capita* (R\$ de agosto de 2010), segundo as grandes regiões – 2000 e 2010**

Regiões / Indicadores / Anos	Desigualdade na Renda			Renda <i>per capita</i>		
	2000	2010	$\Delta\%$ 2000-2010	2000	2010	$\Delta\%$ 2000-2010
Norte	60,21	57,23	-4,95	242,39	345,09	42,37
Nordeste	56,57	52,99	-6,32	169,85	276,92	63,04
Centro-Oeste	57,60	50,39	-12,52	413,23	586,65	41,97
Sul	53,63	46,77	-12,80	462,32	704,24	52,33
Sudeste	54,20	47,30	-12,73	438,66	590,62	34,64
<b>Brasil</b>	<b>55,52</b>	<b>50,06</b>	<b>-9,84</b>	<b>338,35</b>	<b>493,61</b>	<b>45,89</b>

Fonte: IBGE, Censo Demográfico de 2000 e 2010. Elaboração própria.

Como medida de renda municipal *per capita*, é empregada a razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes no município e o número total desses indivíduos (em milhares de R\$ 2010). Verifica-se, na Tabela 2, aumentos significativos de 2000 a 2010 da renda *per capita* em todas as regiões brasileiras, em especial no Nordeste e no Sul. Porém, o Nordeste permaneceu como a região com a menor renda *per capita* municipal média e o Sul com a maior, seguida pelo Sudeste.

Portanto, as breves análises descritivas desta seção sinalizam a existência de desigualdades em “múltiplas dimensões” e na renda no Brasil, assim como de disparidades nessas desigualdades entre as cinco grandes regiões geográficas brasileiras, bem como no nível de renda *per capita*. As possíveis relações entre as desigualdades e o nível de renda *per capita* são exploradas a seguir.

#### 4.2. Análises dos resultados das estimações econométricas

Na sequência, são analisados os resultados que sinalizam as relações entre os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” e desigualdade na renda e que permitem validar ou não as hipóteses da CK (“U-invertido”) e do “N” para as relações entre essas desigualdades e a renda *per capita*. Assim, para não fugir do escopo do presente trabalho, são avaliados somente os coeficientes associados às variáveis renda *per capita* e desigualdade na renda. No geral, os testes de Hausman sugerem a melhor adequação dos efeitos fixos em comparação aos efeitos aleatórios em todas as estimações (estatísticas significativas). Por isso, optou-se por reportar apenas os resultados por efeitos fixos<sup>14</sup>. Vale apontar, ainda, que os pontos críticos máximos e mínimos ( $Y_1$  e  $Y_2$ , respectivamente) em relação à renda (milhares de R\$ de 2010), quando existem, são apresentados nas duas últimas linhas das tabelas de resultados.

A Tabela 3 mostra os resultados das estimações nas quais a desigualdade na renda é a variável dependente. Nas estimações para o Brasil, sem e com variáveis de controle – especificações I e II, respectivamente –, os coeficientes associados ao polinômio de 3º grau da renda *per capita* são significativos e com os sinais esperados para corroborar a hipótese do “N”: positivo em nível e ao cubo e negativo ao quadrado. Porém, os testes da 2ª derivada não confirmam o formato, denotando a ausência de pontos de mínimo ou de máximo locais, mas a existência de um ponto de inflexão.

Assim, pelo indicador aqui adotado, a desigualdade sempre aumenta à medida que a renda *per capita* municipal se eleva, não assumindo uma relação nos formatos da CK ou do “N”. Padrão

<sup>14</sup> Os resultados não reportados, bem como as estatísticas descritivas, podem ser obtidos junto aos autores.

semelhante é observado nas estimações específicas para os municípios das regiões Norte, Nordeste e Sul, cujos sinais e significância do polinômio de 3º grau da renda *per capita* são os requisitados para o “N”, mas os testes da 2ª derivada não são atendidos. Por outro lado, as estimações para os municípios das regiões Centro-Oeste e Sudeste sugerem relações no formato tradicional da CK (“U-invertido”). Ou seja, nessas regiões, a desigualdade na renda aumenta até uma renda municipal *per capita* média máxima  $Y_1$  (*turning point*) – igual a R\$ 730 e a R\$ 2.310, respectivamente –, a partir da qual passa a reduzir.

**Tabela 3 – Resultados: desigualdade na renda (painel)**

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil		Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	I	II	II	II	II	II	II
Renda <i>per capita</i>	0,900 <sup>(a)</sup> (0,040)	0,948 <sup>(a)</sup> (0,039)	1,204 <sup>(a)</sup> (0,185)	1,405 <sup>(a)</sup> (0,109)	1,061 <sup>(a)</sup> (0,137)	0,560 <sup>(a)</sup> (0,050)	0,769 <sup>(a)</sup> (0,060)
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	-0,809 <sup>(a)</sup> (0,056)	-0,790 <sup>(a)</sup> (0,053)	-1,568 <sup>(a)</sup> (0,368)	-2,030 <sup>(a)</sup> (0,188)	-0,732 <sup>(a)</sup> (0,208)	-0,121 <sup>(b)</sup> (0,054)	-0,429 <sup>(a)</sup> (0,066)
Renda <i>per capita</i> <sup>3</sup>	0,288 <sup>(a)</sup> (0,028)	0,268 <sup>(a)</sup> (0,026)	0,747 <sup>(a)</sup> (0,229)	1,053 <sup>(a)</sup> (0,113)	0,151 (0,123)	0,018 (0,020)	0,131 <sup>(a)</sup> (0,026)
Dummy 2010	Sim						
Constante	Sim						
Controles	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	10.872	10.812	824	3.460	890	3.322	2.316
R <sup>2</sup> (overall)	0,000	0,0086	0,171	0,129	0,220	0,097	0,071
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	1.479,4 <sup>(a)</sup>	1.257,7 <sup>(a)</sup>	61,6 <sup>(a)</sup>	112,5 <sup>(a)</sup>	74,0 <sup>(a)</sup>	451,3 <sup>(a)</sup>	353,8 <sup>(a)</sup>
Y <sub>1</sub> Máximo (R\$ mil)	---	---	---	---	0,73	2,31	---
Y <sub>2</sub> Mínimo (R\$ mil)	---	---	---	---	---	---	---

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. <sup>(a)</sup> Significativo a 1%. <sup>(b)</sup> Significativo a 5%. <sup>(c)</sup> Significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

As Tabelas 4 e 5 apresentam os resultados para a dimensão trabalho, diferenciando-se pela inclusão ou não dos autônomos no “padrão ideal”. Em ambos os casos, os coeficientes respeitam as condições do “N” e os testes da 2ª derivada confirmam o formato; aspecto que não é observado apenas no Norte. Desta forma, para tal dimensão, no geral, as desigualdades aumentam em estágios iniciais de crescimento, reduzem a partir de certo nível e voltam a aumentar em nível superior. Para o Brasil, esse padrão é verificado sem e com covariadas, inclusive, a desigualdade na renda – especificações III, IV e V, respectivamente. Considerando a especificação V do primeiro indicador de desigualdade na dimensão (trabalho I), no Brasil como um todo, a elevação inicial da desigualdade se dá na média até a renda municipal *per capita* de R\$ 410, a partir da qual há redução até a renda de R\$ 1.560, depois da qual volta a aumentar (Tabela 4); já com base no segundo indicador, a desigualdade se eleva na média até uma renda de R\$ 440, reduz-se até uma renda de R\$ 1490, a partir da qual volta a aumentar (Tabela 5).

Ainda na dimensão trabalho, existem regionalmente diferenças entre as rendas médias municipais *per capita* dos *turning points*. Levando em conta somente o ponto a partir do qual a desigualdade volta a aumentar, observa-se, na Tabela 4, que Sudeste e Sul são as regiões com maiores *turning points* – rendas municipais *per capita* médias de R\$ 1.700 e R\$ 1.360, respectivamente. Considerando a Tabela 5, esse processo ocorre com rendas municipais *per capita* médias de R\$ 1680 e R\$ 1380, para as mesmas regiões, respectivamente. Ou seja, nas regiões com maiores rendas municipais *per capita* médias (Tabela 2), as desigualdades no trabalho voltam a aumentar em níveis de renda relativamente superiores.

**Tabela 4 – Resultados: desigualdade no trabalho I – sem autônomos (painel)**

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	3,371 <sup>(a)</sup> (0,155)	2,957 <sup>(a)</sup> (0,154)	2,405 <sup>(a)</sup> (0,164)	0,677 (0,426)	0,544 <sup>(b)</sup> (0,222)	2,599 <sup>(a)</sup> (0,359)	2,222 <sup>(a)</sup> (0,207)	2,408 <sup>(a)</sup> (0,231)
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	-4,658 <sup>(a)</sup> (0,261)	-4,176 <sup>(a)</sup> (0,261)	-3,694 <sup>(a)</sup> (0,257)	-1,727 <sup>(b)</sup> (0,802)	-2,434 <sup>(a)</sup> (0,424)	-4,504 <sup>(a)</sup> (0,514)	-3,202 <sup>(a)</sup> (0,284)	-3,024 <sup>(a)</sup> (0,304)
Renda <i>per capita</i> <sup>3</sup>	1,563 <sup>(a)</sup> (0,142)	1,413 <sup>(a)</sup> (0,141)	1,246 <sup>(a)</sup> (0,134)	0,426 (0,491)	1,248 <sup>(a)</sup> (0,256)	2,013 <sup>(a)</sup> (0,278)	1,001 <sup>(a)</sup> (0,126)	1,047 <sup>(a)</sup> (0,138)
Desigualdade na Renda			0,579 <sup>(a)</sup> (0,044)	0,314 <sup>(a)</sup> (0,121)	0,330 <sup>(a)</sup> (0,051)	0,432 <sup>(a)</sup> (0,117)	0,229 <sup>(b)</sup> (0,093)	0,172 <sup>(c)</sup> (0,103)
<i>Dummy</i> 2010	Sim							
Constante	Sim							
Controles	Não	Sim						
Observações	10.981	10.921	10.733	824	3.460	890	3.322	2.316
R <sup>2</sup> (overall)	0,273	0,162	0,205	0,074	0,002	0,025	0,466	0,094
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	1.991,7 <sup>(a)</sup>	1.944,3 <sup>(a)</sup>	1.760,1 <sup>(a)</sup>	55,3 <sup>(a)</sup>	200,5 <sup>(a)</sup>	122,8 <sup>(a)</sup>	697,5 <sup>(a)</sup>	418,1 <sup>(a)</sup>
Y <sub>1</sub> Máximo (R\$ mil)	0,47	0,46	0,41	---	0,12	0,39	0,44	0,56
Y <sub>2</sub> Mínimo (R\$ mil)	1,51	1,51	1,56	---	1,18	1,10	1,70	1,36

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. <sup>(a)</sup> Significativo a 1%. <sup>(b)</sup> Significativo a 5%. <sup>(c)</sup> Significativo a 10%.  
Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 5 – Resultados: desigualdade no trabalho II (com autônomos na categoria “ideal”) (painel)**

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	2,485 <sup>(a)</sup> (0,135)	2,263 <sup>(a)</sup> (0,136)	1,878 <sup>(a)</sup> (0,141)	1,289 <sup>(b)</sup> (0,586)	1,352 <sup>(a)</sup> (0,350)	2,229 <sup>(a)</sup> (0,344)	1,926 <sup>(a)</sup> (0,166)	1,417 <sup>(a)</sup> (0,174)
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	-3,661 <sup>(a)</sup> (0,220)	-3,375 <sup>(a)</sup> (0,222)	-2,978 <sup>(a)</sup> (0,212)	-1,882 <sup>(c)</sup> (1,087)	-3,665 <sup>(a)</sup> (0,629)	-3,740 <sup>(a)</sup> (0,553)	-2,664 <sup>(a)</sup> (0,218)	-1,884 <sup>(a)</sup> (0,220)
Renda <i>per capita</i> <sup>3</sup>	1,264 <sup>(a)</sup> (0,117)	1,170 <sup>(a)</sup> (0,118)	1,027 <sup>(a)</sup> (0,108)	0,659 (0,629)	1,999 <sup>(a)</sup> (0,367)	1,755 <sup>(a)</sup> (0,305)	0,831 <sup>(a)</sup> (0,097)	0,662 <sup>(a)</sup> (0,096)
Desigualdade na Renda			0,303 <sup>(a)</sup> (0,049)	-0,099 (0,170)	0,043 (0,101)	0,262 <sup>(b)</sup> (0,124)	0,163 <sup>(b)</sup> (0,079)	0,014 (0,076)
<i>Dummy</i> Ano	Sim							
Constante	Sim							
Controles	Não	Sim						
Observações	10.966	10.906	10.715	821	3.444	873	3.277	2.300
R <sup>2</sup> (overall)	0,7878	0,7212	0,7434	0,6565	0,5152	0,2671	0,8392	0,7285
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	1.285,6 <sup>(a)</sup>	1.336,6 <sup>(a)</sup>	1.410,1 <sup>(a)</sup>	45,6 <sup>(a)</sup>	84,6 <sup>(a)</sup>	71,5 <sup>(a)</sup>	537,1 <sup>(a)</sup>	185,3 <sup>(a)</sup>
Y <sub>1</sub> Máximo (R\$ mil)	0,44	0,43	0,40	0,34	0,23	0,43	0,46	0,52
Y <sub>2</sub> Mínimo (R\$ mil)	1,49	1,49	1,54	--	1,00	1,00	1,68	1,38

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. <sup>(a)</sup> Significativo a 1%. <sup>(b)</sup> Significativo a 5%. <sup>(c)</sup> Significativo a 10%.  
Fonte: Elaboração própria.

As Tabelas 6 e 7 apresentam os resultados das estimações para os indicadores relacionados à dimensão educação. No Brasil como um todo, nos dois indicadores considerados (ensino médio e ensino superior), as evidências são favoráveis à hipótese do “N”: a significância, os sinais dos coeficientes e os testes da 2ª derivada sinalizam um ponto de máximo local anterior a um mínimo. Assim, há elevação da desigualdade seguida por queda e, depois, por nova elevação à medida que a renda municipal *per capita* aumenta, o que se observa sem e com variáveis de controle, inclusive a desigualdade na renda (especificações III, IV e V, respectivamente). Pela especificação V, no ensino médio, os pontos de máximo e mínimo locais são em rendas *per capita* de, respectivamente, R\$ 580 e R\$ 2.300; já no ensino superior, de R\$ 630 e R\$ 2.510. Assim, a queda e o posterior aumento da desigualdade no ensino médio se dão em *turning points* inferiores aos do ensino superior, o que pode refletir a maior dificuldade de acesso pela população a estágios mais avançados de educação.

Nas estimações regionais para o ensino médio (Tabela 6), as evidências são favoráveis ao “N”, excetuando-se o Norte, região na qual não se confirma nenhuma das relações testadas. Os *turning points* a partir dos quais a desigualdade no ensino médio volta a crescer variam entre as regiões: de R\$ 1.150 no Nordeste a R\$ 2.710 no Sudeste. Já no ensino superior (Tabela 7), não são observadas relações nos formatos da CK ou do “N” nas regiões Norte e Nordeste; no Centro-Oeste e no Sul, há evidências para a validação da CK, com a desigualdade no ensino superior aumentando até rendas *per capita* médias de R\$ 413 e R\$ 490, respectivamente, a partir das quais passa a reduzir; já no Sudeste, os coeficientes e o teste da 2ª derivada sinalizam a existência da relação no formato “N”.

**Tabela 6 – Resultados: desigualdade no ensino médio (painel)**

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	0,289 <sup>(a)</sup> (0,025)	0,269 <sup>(a)</sup> (0,027)	0,260 <sup>(a)</sup> (0,03)	-0,351 <sup>(b)</sup> (0,157)	0,728 <sup>(a)</sup> (0,095)	0,511 <sup>(a)</sup> (0,116)	0,348 <sup>(a)</sup> (0,051)	0,260 <sup>(a)</sup> (0,061)
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	-0,292 <sup>(a)</sup> (0,027)	-0,290 <sup>(a)</sup> (0,03)	-0,281 <sup>(a)</sup> (0,032)	0,357 (0,296)	-1,342 <sup>(a)</sup> (0,181)	-0,793 <sup>(a)</sup> (0,150)	-0,357 <sup>(a)</sup> (0,050)	-0,276 <sup>(a)</sup> (0,068)
Renda <i>per capita</i> <sup>3</sup>	0,057 <sup>(a)</sup> (0,011)	0,069 <sup>(a)</sup> (0,012)	0,065 <sup>(a)</sup> (0,012)	-0,316 <sup>(c)</sup> (0,172)	0,596 <sup>(a)</sup> (0,117)	0,329 <sup>(a)</sup> (0,070)	0,072 <sup>(a)</sup> (0,017)	0,080 <sup>(a)</sup> (0,028)
Desigualdade na Renda			0,016 (0,013)	0,066 (0,048)	0,001 (0,021)	0,026 (0,043)	-0,004 (0,029)	0,027 (0,034)
<i>Dummy</i> 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.072	11.012	10.812	824	3.460	890	3.322	2.316
R <sup>2</sup> (overall)	0,095	0,017	0,016	0,054	0,072	0,008	0,065	0,005
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	12,4 <sup>(b)</sup>	193,5 <sup>(a)</sup>	193,5 <sup>(a)</sup>	69,7 <sup>(a)</sup>	71,1 <sup>(a)</sup>	35,3 <sup>(a)</sup>	93,1 <sup>(a)</sup>	72,0 <sup>(a)</sup>
Y <sub>1</sub> Máximo (R\$ mil)	0,60	0,59	0,58	---	0,36	0,45	0,59	0,66
Y <sub>2</sub> Mínimo (R\$ mil)	2,81	2,21	2,30	---	1,15	1,16	2,71	1,64

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. <sup>(a)</sup> Significativo a 1%. <sup>(b)</sup> Significativo a 5%. <sup>(c)</sup> Significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 8 apresenta os resultados das estimações para a dimensão habitação. Os coeficientes associados ao polinômio de 3º grau da renda *per capita* respeitam as condições do “N” e os testes da 2ª derivada corroboram o formato. No Brasil, tal padrão se mantém sem e com covariadas, inclusive a desigualdade na renda. Tomando a especificação V como exemplo, os *turning points* no Brasil ocorrem em rendas *per capita* de R\$ 520 (máximo) e R\$ 1.590 (mínimo). Nas estimações regionais, no Norte não se observa relação entre desigualdade na habitação e renda *per capita* nos

formatos testados, ao passo que no Centro-Oeste a relação tem o formato da CK. No Nordeste, Sudeste e Sul, os resultados e os testes da 2ª derivada sinalizam relações em “N”. Ademais, entre estas regiões, verificam-se diferenças nos segundos *turning points* ( $Y_2$ ); comparando com as informações da Tabela 2 (seção 2), é possível inferir que o *turning point* aumenta à medida que a renda municipal *per capita* regional média se eleva.

**Tabela 7 – Resultados: desigualdade no ensino superior (painel)**

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	0,291 <sup>(a)</sup> (0,02)	0,272 <sup>(a)</sup> (0,02)	0,261 <sup>(a)</sup> (0,023)	0,102 (0,073)	0,136 <sup>(a)</sup> (0,043)	0,237 <sup>(a)</sup> (0,080)	0,416 <sup>(a)</sup> (0,041)	0,213 <sup>(a)</sup> (0,050)
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	-0,293 <sup>(a)</sup> (0,03)	-0,269 <sup>(a)</sup> (0,031)	-0,259 <sup>(a)</sup> (0,034)	0,113 (0,148)	-0,112 (0,092)	-0,287 <sup>(b)</sup> (0,122)	-0,365 <sup>(a)</sup> (0,051)	-0,216 <sup>(a)</sup> (0,071)
Renda <i>per capita</i> <sup>3</sup>	0,064 <sup>(a)</sup> (0,017)	0,058 <sup>(a)</sup> (0,017)	0,055 <sup>(a)</sup> (0,018)	-0,189 <sup>(b)</sup> (0,088)	-0,035 (0,062)	0,096 (0,069)	0,081 <sup>(a)</sup> (0,025)	0,055 (0,033)
Desigualdade na Renda			0,015 <sup>(b)</sup> (0,008)	-0,033 (0,022)	0,034 <sup>(a)</sup> (0,009)	0,011 (0,026)	0,012 (0,019)	-0,022 (0,018)
Dummy 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.072	11.012	10.812	824	3.460	890	3.322	2.316
R <sup>2</sup> (overall)	0,246	0,057	0,042	0,091	0,045	0,056	0,075	0,013
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	1.900,1 <sup>(a)</sup>	2.219,0 <sup>(a)</sup>	2.363,7 <sup>(a)</sup>	187,9 <sup>(a)</sup>	490,9 <sup>(a)</sup>	125,2 <sup>(a)</sup>	715,2 <sup>(a)</sup>	341,1 <sup>(a)</sup>
Y <sub>1</sub> Máximo (R\$ mil)	0,62	0,64	0,63	---	---	0,413	0,76	0,49
Y <sub>2</sub> Mínimo (R\$ mil)	2,42	2,45	2,51	---	---	---	2,24	---

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. <sup>(a)</sup> Significativo a 1%. <sup>(b)</sup> Significativo a 5%. <sup>(c)</sup> Significativo a 10%.  
Fonte: Elaboração própria.

Na dimensão saúde, a Tabela 9 mostra que, no Brasil, os resultados encontrados corroboram a hipótese do “N”, o que se verifica sem e com variáveis de controle, inclusive a desigualdade na renda. Além disso, os testes da 2ª derivada sinalizam pontos de máximos ( $Y_1$ ) sucedidos por mínimos ( $Y_2$ ). Para todas as regiões, os resultados obtidos também corroboram a hipótese do formato “N”. As desigualdades voltam a aumentar a partir de rendas médias entre R\$ 820 no Norte a R\$ 1.450 no Sudeste. Ou seja, comparando com as informações da Tabela 2, assim como em outras dimensões, o segundo *turning point* tende a aumentar à medida que se eleva a renda *per capita* municipal média da região.

Finalmente, a Tabela 10 mostra que na mobilidade urbana, única dimensão com estimações por MQO em *cross-section*, não é observada para o Brasil uma relação nem no formato da CK nem no do “N”. Observa-se, na verdade, coeficientes significativos da renda *per capita* somente em nível (nas três especificações), com sinal negativo, o que sugere que maiores rendas municipais *per capita* sempre reduzem, na média, a desigualdade na mobilidade: ao longo do crescimento econômico, o tempo no deslocamento residência-trabalho reduz mais entre os mais pobres. Esse fato pode sinalizar que maior parcela da população de baixa renda passa a possuir automóveis ou a residir em áreas menos periféricas ou, ainda, pode sinalizar a ocorrência de mais investimentos públicos em meios de transporte coletivo. Em termos regionais, os resultados das estimações e os testes da 2ª derivada sugerem apenas para a região Sul um dos formatos testados: o “N”, com máximo e mínimo de, respectivamente, R\$ 540 e R\$ 1.320.

**Tabela 8 – Resultados: desigualdade na habitação (painel)**

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	0,671 <sup>(a)</sup> (0,056)	0,603 <sup>(a)</sup> (0,06)	0,521 <sup>(a)</sup> (0,066)	0,421 (0,269)	0,729 <sup>(a)</sup> (0,202)	0,599 <sup>(b)</sup> (0,238)	0,340 <sup>(a)</sup> (0,125)	0,797 <sup>(a)</sup> (0,154)
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	-0,837 <sup>(a)</sup> (0,062)	-0,770 <sup>(a)</sup> (0,067)	-0,694 <sup>(a)</sup> (0,069)	-0,540 (0,541)	-1,970 <sup>(a)</sup> (0,399)	-0,678 <sup>(b)</sup> (0,324)	-0,694 <sup>(a)</sup> (0,126)	-1,046 <sup>(a)</sup> (0,175)
Renda <i>per capita</i> <sup>3</sup>	0,257 <sup>(a)</sup> (0,026)	0,243 <sup>(a)</sup> (0,027)	0,216 <sup>(a)</sup> (0,027)	0,315 (0,321)	1,033 <sup>(a)</sup> (0,238)	0,243 (0,153)	0,237 <sup>(a)</sup> (0,044)	0,338 <sup>(a)</sup> (0,075)
Desigualdade na Renda			0,091 <sup>(a)</sup> (0,029)	-0,083 (0,073)	0,064 (0,049)	-0,052 (0,069)	0,256 <sup>(a)</sup> (0,068)	0,213 <sup>(b)</sup> (0,084)
<i>Dummy</i> 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.072	11.012	10.812	824	3.460	890	3.322	2.316
R <sup>2</sup> (overall)	0,046	0,025	0,024	0,006	0,028	0,020	0,001	0,026
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	48,0 <sup>(a)</sup>	177,6 <sup>(a)</sup>	321,4 <sup>(a)</sup>	48,5 <sup>(a)</sup>	123,5 <sup>(a)</sup>	48,8 <sup>(a)</sup>	180,9 <sup>(a)</sup>	65,3 <sup>(a)</sup>
Y <sub>1</sub> Máximo (R\$ mil)	0,53	0,52	0,48	---	0,23	0,44	0,29	0,50
Y <sub>2</sub> Mínimo (R\$ mil)	1,64	1,59	1,66	---	1,05	---	1,67	1,56

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. <sup>(a)</sup> Significativo a 1%. <sup>(b)</sup> Significativo a 5%. <sup>(c)</sup> Significativo a 10%.  
Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 9 – Resultados: desigualdade na saúde (painel)**

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	0,423 <sup>(a)</sup> (0,032)	0,390 <sup>(a)</sup> (0,032)	0,347 <sup>(a)</sup> (0,033)	0,456 <sup>(b)</sup> (0,193)	0,752 <sup>(a)</sup> (0,112)	0,278 <sup>(b)</sup> (0,115)	0,346 <sup>(a)</sup> (0,033)	0,281 <sup>(a)</sup> (0,047)
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	-0,537 <sup>(a)</sup> (0,04)	-0,479 <sup>(a)</sup> (0,038)	-0,433 <sup>(a)</sup> (0,038)	-0,841 <sup>(b)</sup> (0,351)	-1,637 <sup>(a)</sup> (0,207)	-0,285 <sup>(b)</sup> (0,141)	-0,343 <sup>(a)</sup> (0,039)	-0,298 <sup>(a)</sup> (0,056)
Renda <i>per capita</i> <sup>3</sup>	0,184 <sup>(a)</sup> (0,018)	0,163 <sup>(a)</sup> (0,017)	0,146 <sup>(a)</sup> (0,016)	0,457 <sup>(b)</sup> (0,201)	0,885 <sup>(a)</sup> (0,128)	0,095 <sup>(c)</sup> (0,053)	0,103 <sup>(a)</sup> (0,014)	0,096 <sup>(a)</sup> (0,021)
Desigualdade na Renda			0,040 <sup>(a)</sup> (0,015)	0,023 (0,056)	0,042 (0,028)	-0,032 (0,031)	-0,029 <sup>(c)</sup> (0,015)	-0,021 (0,018)
<i>Dummy</i> 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim						
Observações	11.072	11.012	10.812	824	3.460	890	3.322	2.316
R <sup>2</sup> (overall)	0,393	0,414	0,388	0,16	0,347	0,196	0,300	0,278
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	87,7	90,3 <sup>(a)</sup>	241,9 <sup>(a)</sup>	31,1 <sup>(a)</sup>	111,9 <sup>(a)</sup>	5,3	11,3	9,4
Y <sub>1</sub> Máximo (R\$ mil)	0,55	0,58	0,56	0,40	0,31	0,84	0,78	0,73
Y <sub>2</sub> Mínimo (R\$ mil)	1,39	1,38	1,42	0,82	0,93	1,16	1,45	1,34

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. <sup>(a)</sup> Significativo a 1%. <sup>(b)</sup> Significativo a 5%. <sup>(c)</sup> Significativo a 10%.  
Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 10 – Resultados: desigualdade na mobilidade urbana (cross-section)**

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	-0,072 <sup>(c)</sup> (0,037)	-0,077 <sup>(c)</sup> (0,046)	-0,076 <sup>(c)</sup> (0,045)	0,140 (0,465)	-0,075 (0,184)	-0,859 (0,616)	-0,214 <sup>(a)</sup> (0,077)	0,298 <sup>(a)</sup> (0,113)
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	0,060 (0,054)	0,090 (0,057)	0,091 (0,057)	-0,669 (0,786)	-0,139 (0,380)	0,963 (0,727)	0,218 <sup>(b)</sup> (0,089)	-0,390 <sup>(a)</sup> (0,120)
Renda <i>per capita</i> <sup>3</sup>	-0,018 (0,024)	-0,034 (0,023)	-0,035 (0,023)	0,484 (0,441)	0,147 (0,222)	-0,370 (0,260)	-0,076 <sup>(b)</sup> (0,032)	0,140 <sup>(a)</sup> (0,040)
Desigualdade na Renda			0,020 (0,015)	0,291 <sup>(a)</sup> (0,107)	0,05 (0,034)	0,061 (0,077)	0,009 (0,028)	0,076 <sup>(b)</sup> (0,031)
Dummy 2010	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	5.558	5.499	5.484	430	1.785	445	1.665	1.159
R <sup>2</sup>	0,009	0,042	0,041	0,058	0,072	0,068	0,051	0,061
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Y <sub>1</sub> Máximo (R\$ mil)	---	---	---	---	---	---	---	0,54
Y <sub>2</sub> Mínimo (R\$ mil)	---	---	---	---	---	---	---	1,32

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. <sup>(a)</sup> Significativo a 1%. <sup>(b)</sup> Significativo a 5%. <sup>(c)</sup> Significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados das Tabelas 4 a 10 (especificação V) sinalizam, ainda, que no Brasil, somente as desigualdades na mobilidade urbana e no ensino médio não são relacionadas significativamente com a desigualdade na renda. Nas demais, as relações são positivas e significativas. Assim, aumentos da desigualdade na renda são acompanhados, na média, por elevações nas desigualdades nas dimensões trabalho (nos dois indicadores), habitação, saúde e ensino superior. Porém, todos os coeficientes são inferiores a 1 (correlação imperfeita). Esses resultados reforçam o argumento de problemas sociais serem fenômenos multidimensionais. Nas estimações regionais, as significâncias dos coeficientes da desigualdade na renda variam de acordo com a dimensão e a região em análise. No trabalho, com o primeiro indicador, em todas as regiões as relações são positivas e significantes; para o segundo, a desigualdade na renda é relevante apenas nas regiões Centro-Oeste e Sul. Na habitação, há significância somente nas regiões Sudeste e Sul. No ensino médio, não se observa significância em nenhuma das regiões, ao passo que no ensino superior isso é verificado somente na região Nordeste; na saúde, apenas na região Sudeste; e na dimensão mobilidade urbana, apenas nas regiões Norte e Sul.

Por último, dois comentários adicionais são importantes. Primeiramente, vale reforçar que o formato “N” em relação à renda *per capita* municipal obtido para os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” nas estimações para o Brasil se mantém, em todos os casos, com a inclusão de variáveis de controle apontadas pela literatura como possíveis determinantes do formato, assim como com a desigualdade na renda como uma variável explicativa. Diante dessas evidências relativamente robustas, pode-se inferir que a relação não linear com a renda *per capita* municipal advém de atributos não observados variantes no tempo e omitidos nas estimações que também podem ser afetados pela renda, como as instituições e as próprias condições dos mercados.

O outro comentário refere-se aos segundos *turning points* nas dimensões que apresentam relação com a renda *per capita* em “N”. No Brasil, em cada dimensão, os pontos críticos se alteram pouco entre as especificações, denotando robustez nas estimações. Contudo, entre as dimensões há certa variação, o que sinaliza que as desigualdades evoluem com tendência similar, mas os *turning points* ocorrem em rendas *per capita* distintas, ou seja, em níveis diferentes de crescimento, o que

pode refletir as especificidades de cada uma das dimensões. Os pontos de máximo ( $Y_1$ ) variam de R\$ 410 (primeiro indicador) a R\$ 640 no ensino superior, ou seja, um intervalo de menos de R\$ 250. Nos pontos de mínimo ( $Y_2$ ), o intervalo é maior, de R\$ 1.130, variando de R\$ 1.380 na saúde a R\$ 2.510 no ensino superior.

As estimações regionais, por sua vez, mostram evidências tanto para a validação da hipótese da CK como da do “N”. Para o primeiro formato, os pontos de máximo ( $Y_1$ ) possuem pouca variação: de R\$ 340, no Norte no trabalho (segundo indicador), a R\$ 490 no Sul no ensino superior. Para o segundo formato, os pontos de mínimo ( $Y_2$ ) e máximo ( $Y_1$ ) variam entre as regiões e dimensões em análise. Por exemplo, no trabalho (primeiro indicador), os pontos de máximo variam entre R\$ 120 no Nordeste e R\$ 560 no Sul; já os pontos de mínimo, entre R\$ 1.100 no Centro-Oeste e R\$ 1.700 no Sudeste. Na saúde, os pontos de máximo variam entre R\$ 310 no Nordeste e R\$ 780 no Sudeste; os pontos de mínimo, entre R\$ 820 no Norte e R\$ 1.450 no Sudeste. Ou seja, como já destacado, o Sudeste apresenta a maior renda municipal *per capita* média e as maiores rendas médias a partir das quais a desigualdade volta a aumentar.

## 6. Considerações finais

Neste estudo, argumentou-se que desigualdade é um fenômeno multidimensional, uma vez que desigualdade na renda e em outras dimensões não são perfeitamente correlacionadas e possuem determinantes distintos. Ao relacionar essa discussão com a proposta pela hipótese da Curva de Kuznets, ou do formato em “N”, defendeu-se que o crescimento econômico pode não ser equitativo e, assim, vir acompanhado de aumento de desigualdade tanto na renda, quanto em outros elementos que abrangem a vida social – como na saúde, na educação, na moradia e na mobilidade. Esses aspectos se tornam questões de ordem pública em função de um contexto no qual o acesso a atributos não monetários também é valorizado pela sociedade, tratado como necessário para o alcance de uma “vida boa” e/ou como aspecto relevante para inserção de indivíduos em instituições como o mercado e correlatos. Ademais, a constatação da relação entre crescimento e aumento da desigualdade em diversas dimensões, inclusive a renda, contribui ao debate sobre a complexidade das desigualdades sociais existentes no Brasil, principalmente ao se observar padrões distintos de desigualdade entre as regiões brasileiras.

Tendo como referência essa discussão e a partir da constatação de que poucos estudos empíricos relacionam a dinâmica entre crescimento econômico e desigualdade em “múltiplas dimensões”, o presente trabalho teve como objetivo avaliar a existência dessas desigualdades em dimensões diversas, nos municípios brasileiros, e investigar suas respectivas dinâmicas em função do nível de renda *per capita* municipal. Para tanto, com dados dos Censos Demográficos de 2000 e 2010 do IBGE, são calculados indicadores municipais de desigualdade em “múltiplas dimensões” para cinco dimensões: trabalho, habitação, educação, saúde e mobilidade urbana. Esses indicadores, para um painel de municípios brasileiros (total e regiões geográficas), são empregados para avaliar três hipóteses. A primeira refere-se à possibilidade da desigualdade em cada dimensão ser relacionada à distribuição de renda, mas não totalmente explicada por ela, em consonância com a literatura que defende avaliações de problemas sociais como fenômenos multidimensionais. Os próprios indicadores aqui calculados, pela metodologia adotada – ordenamento pela renda e diferenças entre os quintis extremos da distribuição –, sinalizam que pode existir relação entre as desigualdades nas dimensões e as da renda; contudo, a última não é o único determinante das primeiras. Além disso, as análises descritivas mostram que evoluções das desigualdades em algumas dimensões não seguem o padrão da evolução da concentração da renda. Vale apontar, ainda, que nas estimações econométricas não são obtidas relações significativas em algumas das dimensões.

A segunda e a terceira hipóteses avaliadas neste estudo são complementares: relações entre os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” e a renda *per capita* municipal teriam o formato proposto pela hipótese da Curva de Kuznets (CK) – “U-invertido” – ou de um “N”, como é

defendido pela literatura que questiona a CK. Os resultados encontrados para o Brasil contribuem para a literatura que contesta a CK, pois corroboram a hipótese do “N” na maioria das dimensões consideradas, sendo a exceção a mobilidade urbana. Adicionalmente, as hipóteses foram testadas para a própria desigualdade na renda, sendo refutadas para o indicador aqui utilizado. Consta-se, na verdade, que a concentração de renda sempre aumenta à medida que a renda *per capita* se eleva. Trata-se de uma evidência controversa, que se soma a outras já existentes na literatura e sinaliza que a hipótese da CK pode não se aplicar ao Brasil ou que é sensível à estratégia empírica que é adotada, como é defendido na literatura.

Em termos regionais, os resultados encontrados também sinalizam a existência do formato “N” entre alguns indicadores municipais de desigualdade em “múltiplas dimensões” e o nível de renda *per capita* na maioria das grandes regiões geográficas brasileiras. Um aspecto a destacar é que os segundos *turning points* (pontos de mínimos), ou seja, as rendas *per capita* médias a partir das quais as desigualdades voltam a aumentar, tendem a ser maiores à medida que eleva a renda *per capita* regional média. Ou seja, as desigualdades se elevam antes em regiões menos desenvolvidas.

As evoluções distintas dos indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” ao longo do crescimento econômico em comparação à evolução da concentração da renda e as relações no formato “N”, mesmo considerando variáveis de controle que o explicariam, garantem evidências para inferir que as relações podem decorrer de outras características não observadas correlacionadas ao nível de renda *per capita*, como políticas, instituições e condições específicas dos mercados. Esses aspectos são apontados no decorrer do estudo, mas sem aprofundamento, dado que o objetivo é apenas avaliar as relações entre os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” e a renda *per capita* dos municípios. Melhores explicações para as relações obtidas podem motivar futuros trabalhos.

Deve-se ressaltar que este trabalho chega a evidências interessantes ao averiguar as hipóteses da CK e do “N” com indicadores em outras dimensões e não somente que refletem a renda, o que ainda é pouco explorado pela literatura sobre o tema. Em Justino et al. (2004), a análise se restringe à avaliação da hipótese da CK para um indicador de desigualdade na saúde, confirmando a relação em formato “U-invertido”. Já em Saiani et al. (2013), a análise da hipótese da CK e do “N” é circunscrita à desigualdade de acesso a serviços no saneamento básico, sendo verificada a relação em “N” para o acesso a abastecimento de água.

Na maioria das dimensões aqui analisadas, o crescimento nem sempre é equitativo. Em certo estágio, até pode reduzir desigualdades sociais, mas essas tendem a aumentar novamente. A partir de uma perspectiva que considere que acesso a bens e serviços não monetários é relevante para o alcance de maior nível de bem-estar social, os resultados aqui apresentados possuem implicações normativas, isto é, fornecem indícios de rumos que políticas e instituições devem tomar, mesmo que as sugestões derivadas sejam, em certa medida, superficiais. Assim, é importante que sejam definidas ações que ao menos inibam o problema das desigualdades aqui apontadas, garantindo menores privações às liberdades e, assim, maior equidade de oportunidades. Tais medidas devem ser amplas, contemplando diversas dimensões e não somente a redistribuição de renda. Dessa forma, por exemplo, além de medidas que busquem garantir diretamente o maior acesso à saúde e à educação para a camada mais pobre da população, são importantes medidas que considerem desde aspectos como heterogeneidade de padrão de urbanização, concentração de estrutura produtiva e inserção internacional de determinados mercados, até programas que permitam e incentivem maior participação política que podem perpassar o desenho de programas que busquem lidar com as desigualdades apontadas. Ademais, é necessário que possuam componentes regionais, para lidar com as disparidades resultantes das diferentes estruturas territoriais presentes no país.

**Referências**

- ADELMAN, I.; ROBINSON, S. Income distribution and development. In: CHENERY, H.; SRINIVASAN, T. N. (eds.). *Handbook of Development Economics*. Amsterdam: Elsevier Science, 1989.
- AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: some stylized facts. *The American Economic Review*, v. 66, n. 2, p. 128-135, 1976.
- ALESINA A.; SPOLAORE, E. On the number and size of nations. *The Quarterly Journal of Economics*, v.112, n.4, p. 1027-1056, 1997.
- ANAND, S.; KANBUR, S. M. R. The Kuznets process and the inequality-development relationship. *Journal of Development Economics*, v. 40, n. 1, p. 25-52, 1993.
- ATKINSON, A. B.; BOURGUIGNON, F. Income distribution and differences in needs. In: FEIWEL, G. R. (ed.). *Arrow and the Foundations of the Theory of Economic Policy*. New York: Springer, 1987.
- ATKINSON, A. B.; BOURGUIGNON, F. The comparison of multi-dimensioned distributions of economic status. *Review of Economic Studies*, v. 49, n. 2, p. 183-201, 1982.
- ATKINSON, A. B.; BOURGUIGNON, F. The design of direct taxation and family benefits. *Journal of Public Economics*, v. 41, n. 1, p. 3-29, 1990.
- 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. *Anais...* Porto Alegre: FEE, 2004.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. Chichester: Wiley and Sons Ltda., 2001.
- BARROS, L. C.; GOMES, F. A. R. Desigualdade e desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros? *Revista Análise Econômica*, v. 26, n. 50, p. 57-81, 2008.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. *Pobreza multidimensional no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. (Texto para Discussão, n. 1227).
- BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente – volume 1*. Brasília: IPEA, 2007a.
- BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente – volume 2*. Brasília: IPEA, 2007b.
- BEL, G.; FAGEDA, X. Why do local governments privatize local services? A survey of empirical studies. *Local Government Studies*, v. 33, n. 4, p. 517-534, 2007.
- BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A.; KLOECKNER, R. A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a Curva de Kuznets. In: Encontro de Economia Gaúcha, 2, 2002. *Anais...* Porto Alegre: FEE, 2002.
- BISHOP, J. A.; FORMBY, J. P.; THISTLE, P. D. Changes in the US earnings distributions in the 1980s. *Applied Economics*, v. 23, n. 3, p. 425-433, 1991.
- BRASIL. *Constituição da República Federativa do Brasil*: promulgada em 5 de outubro de 1988. Contém as emendas constitucionais posteriores. Brasília: Senado, 1988.
- CALDAS, R. M.; SAMPAIO, Y. S. B. Pobreza no Nordeste Brasileiro: uma análise multidimensional. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 19, n. 1, p. 74-96, 2015.

- CASE, A. C.; ROSEN, H. S.; HINES JUNIOR, J. R. Budget spillovers and fiscal policy interdependence: evidence from the states. *Journal of Public Economics*, v. 52, n. 3, p. 285-307, 1993.
- CHIANG, A. *Matemática para economistas*. Rio de Janeiro: Makron Books, 1982.
- COSTA, G. O. T.; MACHADO, A. F.; AMARAL, P. V. Vulnerability to poverty in Brazilian municipalities in 2000 and 2010: a multidimensional approach. *EconomiA*, v. 19, n. 1, p. 132-148, 2018.
- CRESPO, A. P. A.; GUROVITZ, E. A pobreza como um fenômeno multidimensional. *Revista de Administração de Empresas*, v. 1, n. 2, p. 1-12, 2002.
- DEDECCA, C. S. Desigualdade, mas de qual falamos? *Revista de Economia Política*, v. 32, n. 1, p. 55-71, 2012.
- DEUTSCH, J., SILBER, J. *The Kuznets curve and the impact of various income sources on the link between inequality and development*. Bar-Ilan University, 2000. (Working Paper, n. 3-01).
- DINIZ, M. B; DINIZ, M. M. Um indicador comparativo de pobreza multidimensional a partir dos Objetivos do Desenvolvimento do Milênio. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 3, p. 399-423, 2009.
- DUCLOS, J. I.; SAHN, D. E.; YOUNGER, S. D. Robust multidimensional poverty comparisons. *The Economic Journal*, v. 116, n. 514, p. 943-968, 2006.
- FIELDS, G. S. *Distribution and development*. Cambridge: MIT Press, 2001.
- FIELDS, G. S.; JAKUBSON, G. H. *New evidence on the Kuznets Curve*. New York: Cornell University, 1994.
- FIGUEIREDO, E. A.; SILVA JÚNIOR, J. C. A.; JACINTO, P. A. 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.
- FOSTER, J. E. LÓPEZ-CALVA, L. F.; SZÉKELY, M. *Measuring the distribution of human development: methodology and an application to México*. Estudios Sobre Desarrollo Humano, México. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). 2003.
- GLAESER, E. L. *The injustice of inequality*. The National Bureau of Economic Research, 2005. (NBER Working Paper, n. 9150).
- GOMES, M. G.; MACDOWELL, C. M. *Descentralização política, federalismo fiscal e criação de municípios: o que é mau para o econômico nem sempre é bom para o social*. Brasília: IPEA, 2000. (Textos para Discussão, n. 706).
- GRADSTEIN, M.; JUSTMAN, M. The democratization of political elites and the decline in inequality in modern economic growth. In: BREZIS, E.; TEMIN, P. (ed.). *Elites, Minorities, and Economic Growth*. Amsterdam: Elsevier, 1999.
- GUEDES, G. R.; BRONDÍZIO, E. S.; BARBIERI, A. F.; ANNE, R.; PENNA-FIRME, R.; D'ANTONA, A. O. Poverty and inequality in the rural Brazilian Amazon: a multidimensional approach. *Human Ecology*, v. 40, n. 1, p. 41-57, 2012.
- HELLER, C. S. *Structure social inequality: a reader in comparative social stratification*. London: Pearson, 1987.
- HICKS, J. R. *Value and capital*. Oxford: Clarendon Press, 1939.

- JACINTO, P.; TEJADA, C. 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. *Anais...* João Pessoa: ANPEC, 2004.
- JENKINS, S. Empirical measurement of horizontal inequity. *Journal of Public Economics*, v. 37, n. 3, p. 305-329, 1988.
- JENKINS, S.; LAMBERT, P. Horizontal inequity measurement: a basic reassessment. In: SILBER, J. (ed.). *Handbook on Income Inequality Measurement*. Dordrecht: Kluwer, 1999.
- JENSEN, P.; NIELSEN, S. Child labor or school attendance? Evidence from Zambia. *Journal of Population Economics*, v. 10, n. 4, p. 407-424, 1997.
- JHA, S. K. The Kuznets Curve: a reassessment. *World Development*, v. 24, n. 4, p. 773-780, 1996.
- JUSTINO, P. Empirical applications of multidimensional inequality analysis. Poverty Research Unit at Sussex, University of Sussex, 2005. (PRUS Working Paper, n. 23).
- JUSTINO, P.; LITCHFIELD, J.; NIIMI, Y. Multidimensional inequality: an empirical application to Brazil. Poverty Research Unit at Sussex, University of Sussex, 2004. (PRUS Working Paper, n. 24).
- KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. *Economia e Sociedade*, v. 15, n. 1, p. 79-112, 2006.
- KANG, T. H. Justiça e desenvolvimento no pensamento de Amartya Sen. *Revista de Economia Política*, v. 31, n. 3, p. 352-369, 2011.
- KATZ, L.; MURPHY, K. Changes in relative wages, 1963-1987: supply and demand factors. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 1, p. 35-78, 1992.
- KERSTENETZKY, C. L. Desigualdade e pobreza: lições de Sen. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 15, n. 42, p. 113-122, 2000.
- KOLM, S. Multidimensional egalitarianisms. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 91, n. 1, p. 1-13, 1977.
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- KUZNETS, S. Remarks. In: MOSS, M. (ed.). *The measurement of economic and social performance*. New York: Columbia University Press, 1973.
- 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. 403-432, 2012.
- LINHARES, P. T. F.; MENDES, C. C.; LASSANCE, A. (org.). *Federalismo à brasileira: questões para discussão*. Brasília: IPEA, 2012.
- LIST, J. A.; GALLET, C. A. The Kuznets curve: what happens after the inverted-U. *Review of Development Economics*, v. 3, n. 2, p. 200-206, 1999.
- LLEDÓ, D. *Distribuição de renda, crescimento endógeno e política fiscal: uma análise cross-section para os estados brasileiros*. Brasília: IPEA, 1996. (Texto para Discussão, n. 441).
- MACEDO, J. J.; CORBARI, E. C. Efeitos da Lei de Responsabilidade Fiscal no endividamento dos municípios brasileiros: uma análise de dados em painéis. *Contabilidade & Finanças*, v. 20, n. 51, p. 44-60, 2009.

- MELLO-JORGE, M. H. P. Sub-registro dos eventos vitais: estratégias para a sua diminuição. *Revista de Saúde Pública*, v. 17, n. 2, p. 148-151, 1983.
- MONTEIRO NETO, A. (org.). *Governos estaduais no federalismo brasileiro: capacidades e limitações governativas em debate*. Brasília: IPEA, 2014.
- MULLER, C.; TRANNOY, A. Multidimensional inequality comparisons: a compensation perspective. *Journal of Economic Theory*, v. 147, n. 4, p. 1427-1449, 2012.
- NARAYAN, D. *Voices of the poor – can anyone hear us?* The World Bank. Washington, D.C.: Oxford University Press, 2000.
- NORDHAUS, W. D.; TOBIN, J. Is growth obsolete? In: MOSS, M. (ed.). *The measurement of economic and social performance*. New York: Columbia University Press, 1973.
- NUSSBAUM, M. C.; SEN, A. (org.). *La calidad de vida*. Fondo de Cultura Económica, México, 1996.
- OJIMA, R., MONTEIRO, F., NASCIMENTO, T. Deslocamentos pendulares e o consumo do espaço: explorando o tempo de deslocamento casa-trabalho. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*, v. 36, n. 128, p. 133-147, 2015.
- PEREIRA, R. H. M.; SCHWANEN, T. Tempo de deslocamento casa-trabalho no Brasil (1992-2009): diferenças entre regiões metropolitanas, níveis de renda e sexo. Brasília: IPEA, 2013. (Texto para Discussão, n. 1813).
- PERO, V.; STEFANELLI, V. A questão da mobilidade urbana nas metrópoles brasileiras. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 19, n. 3, p. 366-402, 2015.
- PIKETTY, T. The Kuznets curve: yesterday and tomorrow. In: BANERJEE, A. V.; BENABOU, R.; MOOKHERJEE, D. (ed.). *Understanding poverty*. Oxford: Oxford University Press, 2006.
- PIKETTY, T. *O capital no século XXI*. 1ª ed. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2014.
- ROBEYNS, I. The capability approach: a theoretical survey. *Journal of Human Development and Capabilities*, v. 6, n. 1, p. 93-117, 2005.
- ROEMER, J. *Theories of distributive justice*. Cambridge: Harvard University Press, 1996.
- SAIANI, C. C. S.; JÚNIOR, R. T.; DOURADO, J. Desigualdade de acesso a serviços de saneamento ambiental nos municípios brasileiros: evidências de uma Curva de Kuznets e de uma seletividade hierárquica de políticas? *Nova Economia*, v. 23, n. 3, p. 657-691, 2013.
- SALVATO, M.; ALVARENGA, P.; FRANÇA, C.; ARAÚJO JÚNIOR, A. Crescimento e desigualdade: evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais – 1991/2000. *Economia e Gestão*, v. 6, n. 13, p. 1-16, 2006.
- SEN, A. *Desenvolvimento como liberdade*. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.
- SEN, A. *Desigualdade re-examinada*. Rio de Janeiro: Record, 2001.
- SEN, A. K. Equality of what?. In: MCMURRIN, S. (ed.). *Tanner lectures on human values*. Cambridge: Cambridge University Press, 1980.
- SEN, A. K. Capacidad y bienestar. In: NUSSBAUM, M.C; SEN, A. K. (org.). *La calidad de vida*. Fondo de Cultura Económica, México, 1996.

- SEN, A. K. *Poverty and famines: an essay on entitlement and deprivation*. Oxford: Oxford University Press, 1982.
- SHORROCKS, A. Ranking income distributions. *Economica*, v. 50, n. 197, p. 3-17, 1983.
- SIMON, C. P.; BLUME, L.; DOERING, C. I. *Matemática para economistas*. São Paulo: Bookman, 2004.
- SZWARCWALD, C. L.; LEAL, M. C.; ANDRADE, C. L. T.; SOUZA JÚNIOR, P. R. B. Estimação da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? *Cadernos de Saúde Pública*, v.18, n. 6, p. 1725-1736, 2002.
- TAQUES, F. H.; MAZZ, C. C. T. P. C. Qual a relação entre desigualdade de renda e nível de renda *per capita*? Testando a hipótese de Kuznets para as unidades federativas brasileiras. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 35, p. 161-186, 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.
- WILLIAMSON, J. Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns. *Economic Development and Cultural Change*, v. 13, n. 1, p. 3-45, 1965.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Introductory econometrics*. 20. ed. Boston: Thomson Learning, 2002.
- YOUNG, C. E. F.; AGUIAR, C.; POSSAS, E. Sinal fechado: custo econômico do tempo de deslocamento para o trabalho na Região Metropolitana do Rio de Janeiro. *Revista Econômica*, v. 15, n. 2, p. 9-22, 2013.

## Agradecimentos

Os autores agradecem à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG), ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo apoio financeiro para a realização desta pesquisa.

## ORCID

Luis Gustavo Nascimento de Paula  <https://orcid.org/0000-0003-1921-5610>

Carlos César Santejo Saiani  <https://orcid.org/0000-0002-4205-1514>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.