

## **Desigualdades de Acesso a Serviços Públicos de Saneamento Básico: Evidências de Seletividade das Políticas e Efeitos do Crescimento Econômico**

Carlos C. S. Saiani  
IERI/UFU  
[ssaiani@ufu.br](mailto:ssaiani@ufu.br)

Welber Tomás de Oliveira  
IERI/UFU  
[weelber@live.com](mailto:weelber@live.com)

### **Resumo**

O objetivo deste trabalho é avaliar efeitos do crescimento e de motivações políticas sobre as distribuições dos acessos a serviços de saneamento básico (abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo) em função da renda e da localização dos domicílios (áreas urbanas ou rurais). Para isso, são calculados indicadores de desigualdade de acesso associada à renda e espacial (urbano-rural), que são variáveis dependentes em estimações em painel para testar três hipóteses: (i) relações entre desigualdades de acesso e renda municipal no formato de um “U-invertido”, baseando-se na Curva de Kuznets (CK); ou (ii) no formato de um “N”, seguindo críticas à CK; e (iii) relações entre desigualdades de acesso e coberturas em “U-invertido”, sinalizando existência de seletividade nas políticas públicas. No geral, as evidências refutam a CK e alguns corroboram o “N”, em especial para desigualdades urbano-rural, sugerindo que o crescimento pode gerar aumento de desigualdade de acesso. Os resultados são mais robustos para a hipótese de seletividade. Em quase todos serviços, formas de acesso e áreas considerados, são constatadas relações entre desigualdade e cobertura em “U-invertido”. Ou seja, à medida que a cobertura expande, a desigualdade aumenta; porém, atingido certa cobertura, passa a cair.

**Palavras-chave:** Saneamento, Desigualdade, Crescimento, Seletividade, Dados em Painel.

### **Abstract**

This paper aims to evaluate the effects of growth and political motivations on the distribution of access to basic sanitation services (water supply, sewage and waste collection) due to the income and the location of households (urban or rural areas). For this purpose, income and spatial (urban-rural) inequality indicators are calculated, which are dependent variables in panel estimations to test three hypotheses: (i) relations between access inequalities and municipal income in the form of an "inverted-U", based on the Kuznets Curve (CK); or (ii) in the form of an "N", following criticisms of CK; and (iii) relations between inequalities of access and coverage in "inverted-U", indicating the existence of selectivity in public policies. Overall, the evidence refutes CK and some corroborate the "N", especially for urban-rural inequalities, suggesting that growth may lead to increased inequality of access. The results are more robust to the selectivity hypothesis. In almost all services, access forms and areas considered, relationships between inequality and coverage in the form of an "inverted-U" are found. That is, as coverage expands, inequality increases. However, reached certain coverage, it falls.

**Keywords:** Sanitation, Inequality, Growth, Selectivity, Panel Data.

**Classificação JEL:** R58, Q53, R53.

**Área ANPEC:** Área 5 – Economia do Setor Público.

## 1. Introdução

No Brasil, o saneamento básico é definido legalmente como o conjunto de infraestruturas, instalações e serviços para o abastecimento de água (captação, tratamento e distribuição), esgotamento sanitário (coleta, tratamento e destinação final), manejo de resíduos sólidos/lixo (coleta, tratamento e destinação final) e manejo de águas pluviais (BRASIL, 2007). Tratam-se de serviços que, no geral, são monopólios naturais com baixos dinamismos tecnológicos. A competição no mercado é, então, economicamente inviável. Ademais, no geral, suas demandas são inelásticas, em especial pela água, essencial à sobrevivência humana (TUROLLA, 2002).

Provisões inadequadas dos serviços de saneamento resultam em externalidades negativas sobre o meio ambiente, a saúde e, conseqüentemente, o desenvolvimento humano e sustentável. Os impactos tendem a ser maiores nos mais pobres. Assim, podem ocorrer efeitos distributivos. Por exemplo, as decorrentes contaminações de solos e de fontes de recursos hídricos contribuem para a proliferação de várias doenças. Nas crianças, estas afetam seus desenvolvimentos físico e intelectual e desempenhos escolares, com desdobramentos por toda as suas vidas; nos adultos, influenciam suas produtividades, o que reflete na geração de renda e produção. Em áreas rurais, a produção agropecuária é diretamente prejudicada pelas contaminações (HELLER, 1997).

As características econômicas associadas aos efeitos sociais justificam uma participação pública efetiva no setor, seja pela oferta direta e/ou por meio de regulação. No Brasil, a provisão pública direta é predominante. Diante deste fato e dos retornos socioeconômicos, seria plausível esperar que os acessos aos serviços de saneamento básico fossem universalizados. Porém, isso não é observado. Ademais, os acessos distribuem-se desigualmente em função de características municipais e domiciliares. Tal fato pode decorrer, pela demanda, de diferenças das capacidades de pagamento pelos acessos, das conscientizações ambientais e sobre saúde e das participações políticas dos consumidores; pela oferta, de aspectos relacionados à viabilidade econômica da provisão (custos e capacidades de arrecadar e investir), assim como de motivações políticas.

Estas questões são discutidas pela literatura. O presente trabalho pretende contribuir para o debate explorando distribuições não equânimes dos acessos em função de duas características domiciliares: renda e localização (áreas urbanas ou rurais). O objetivo é averiguar impactos do crescimento (ou desenvolvimento) e, em especial, de motivações políticas sobre as distribuições dos acessos em função destas características. Para isso, são calculados indicadores municipais de desigualdade de acesso: (i) associadas à renda domiciliar no total, em áreas urbanas e em áreas rurais – diferenças das coberturas nos domicílios 20% mais ricos e 20% mais pobres nas respectivas áreas –; e (ii) espaciais (urbano-rural) – diferenças das coberturas urbanas e rurais.

Tais indicadores, calculados com dados censitários de 2000 e 2010 para quase todos os municípios brasileiros e três serviços (abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo), são empregados como variáveis dependentes em estimações econométricas em painel que testam três hipóteses. A primeira é derivada da Curva de Kuznets (CK), segundo a qual desigualdade de renda e nível de renda teria uma relação em “U-invertido”. Ou seja, a desigualdade aumenta em função do crescimento em menores rendas; atingido dado nível, passa a diminuir. Considerando que as desigualdades de acesso a saneamento são correlacionadas à de renda, é possível que elas tenham trajetórias em “U-invertido” ao longo do crescimento.

Em estudos recentes, defende-se que a desigualdade de renda volta a aumentar em função do crescimento em níveis maiores de renda. Portanto, a relação entre desigualdade e renda teria, na verdade, o formato próximo a um “N”. Esta é a segunda hipótese testada neste trabalho para as desigualdades de acesso a serviços de saneamento. Deve-se destacar que explicações tanto para o formato da CK como para o “N” passam pela adoção de políticas redistributivas. Assim, as possíveis relações aqui encontradas podem refletir, implicitamente, motivações políticas.

A terceira hipótese refere-se explicitamente a questões políticas. Trata-se da possibilidade de existência de seletividade nas políticas públicas. Ou seja, que, devido à captura do Estado por grupos de interesse, conflitos de classes, cultura técnica dos funcionários públicos, objetivos

político-eleitoral ou viabilidade econômica, políticas atendam prioritariamente (ou com maior qualidade) segmentos mais ricos e escolarizados ou áreas que tendem a concentrar esta parcela da população; e apenas posteriormente se voltariam ao restante da sociedade. Para corroborar esta hipótese nos serviços de saneamento, seguindo proposta existente na literatura, as relações entre os indicadores municipais de desigualdade de acesso aqui calculados e os correspondentes indicadores de acesso devem apresentar o formato de um “U-invertido”: desigualdade de acesso aumentar à medida que há expansão da cobertura; porém, após dado nível, passar a diminuir.

Por último, é importante apontar que avaliações de desigualdades de acesso associadas à renda discriminando áreas urbanas e rurais e, principalmente, entre estas são pouco exploradas na literatura. Vale ressaltar, ainda, que é considerada como acesso a existência da ação coletiva de provedores públicos apontada pela literatura como a mais apropriada para cada serviço para as reduções de custos e geração de externalidades negativas. Na água e no esgoto, também são consideradas as principais ações individuais alternativas. Já no lixo, somente a ação coletiva – ações alternativas geram grandes externalidades. Os resultados para este serviço podem garantir maior robustez à interpretação das possíveis relações obtidas como decorrentes de motivações políticas, pois, ao contrário dos demais, não é exclusivo. Assim, o acesso depende relativamente menos da decisão de adesão pelos domicílios e mais diretamente de decisões dos provedores.

Além desta introdução e das considerações finais, este trabalho divide-se em mais quatro seções. A segunda apresenta o referencial teórico e empírico que fundamentam as hipóteses da CK, do formato “N” e da seletividade nas políticas públicas. A terceira apresenta os indicadores de acesso e desigualdade de acesso a serviços de saneamento aqui calculados e, por meio destes, caracteriza o problema da distribuição das coberturas em função da renda e da localização dos domicílios. As estratégias empíricas são discutidas na quarta seção e os resultados na quinta.

## 2. Referencial teórico e empírico

### 2.1 Hipóteses da Curva de Kuznets e do formato “N”

A desigualdade de renda e o crescimento econômico (ou o desenvolvimento) são temas centrais no debate econômico. Na década de 1950, ganhou destaque a discussão sobre a relação entre as duas variáveis devido às evidências de Kuznets (1955). Este trabalho, ao analisar dados dos Estados Unidos, Inglaterra e Alemanha, observa uma relação não linear entre desigualdade e nível de renda *per capita*. Graficamente, plotando a 1ª variável no eixo vertical e a 2ª no eixo horizontal, é obtida uma curva em formato próximo a um “U-invertido”, não necessariamente simétrico. Assim, em níveis menores de renda, a desigualdade de renda aumenta em função do crescimento; porém, há um nível de renda máximo (*turning point*) a partir do qual passa a cair.

Tal hipótese foi chamada de Curva de Kuznets (CK). Depois da constatação inicial, vários estudos tentam justificar o formato. Deutsch e Silber (2000) dividem as possíveis justificativas em 3 grupos, segundo as teorias que as fundamentam: economia dual, crescimento endógeno e escolha pública. No primeiro, encontra-se o próprio trabalho Kuznets (1955), segundo o qual o fenômeno decorre da transição de relevância dos setores econômicos, do menos (tradicional) para o mais dinâmico. Em níveis menores de renda *per capita*, há migração de trabalhadores de áreas rurais para áreas urbanas, sendo que o rendimento marginal do trabalho rural (agricultura) tende a ser inferior ao do trabalho urbano (indústria). Assim, na transição da predominância rural para a urbana, aumenta desigualdade; com a migração estabilizada, a desigualdade reduz.

O argumento principal das justificativas associadas à teoria de crescimento endógeno é que, em estágios iniciais de renda *per capita*, a distribuição desigual desta é condição essencial para que alguns grupos invistam em capital humano, principalmente devido a imperfeições no mercado de crédito e distorções nas taxas de poupança. À medida que ocorre crescimento, há “transbordamento” de conhecimento para os mais pobres, reduzindo a desigualdade (ÁGHION; BOLTON, 1992; GALOR; TSIDDON, 1996; DAHAN; TSIDDON, 1998; BARRO, 2000).

Justificativas relacionadas à teoria da escolha pública baseiam-se nas interações entre os mecanismos políticos e a estrutura socioeconômica. Para alguns, políticas são endógenas; para outros, exógenas. No primeiro caso, uma explicação é fundamentada pelas discussões de eleitor mediano e tensões sociais. Como o resultado da eleição depende do eleitor mediano (ou maioria do eleitorado), se este for desprovido de renda (ou for baixa), demanda políticas redistributivas, votando em candidatos que as ofereçam. Além disso, diante de elevada desigualdade, os mais pobres podem adotar comportamentos que resultam em tensões sociais e, conseqüentemente, estimulam os mais ricos a também demandarem políticas redistributivas (BARRO, 2000).

Possíveis relações positivas entre crescimento, educação e participação política também embasam justificativas associadas a políticas endógenas. Com baixos níveis de renda, pequena parcela da população investe em capital humano e exerce controle político. Assim, poucas políticas redistributivas são adotadas e a desigualdade aumenta. À medida que a renda se eleva, parcela maior acumula capital humano, participa da política e demanda ações redistributivas, que tendem a serem adotadas devido ao objetivo dos políticos de maximizarem oportunidades eleitorais, a desigualdade cai (GRADSTEIN; JUSTMAN, 1999; DEUTSCH; SILVER, 2000).

Já nos trabalhos que consideram as políticas como exógenas, o “U-invertido” é explicado pelo efeito regressivo da tributação, que, inicialmente, eleva a desigualdade; porém, ao financiar investimentos em capitais físico e humano, gera condições para que ela caia. Outra explicação é a capacidade da população de se organizar para demandar políticas redistributivas, que tende a ser maior quanto mais elevada a urbanização (DEUTSCH; SILVER, 2000; GLAESER, 2005).

Estudos mais recentes sugerem que a relação entre desigualdade e nível de renda teria, na verdade, o formato próximo a um “N”. Ou seja, em níveis maiores de renda, há reversão da queda da desigualdade, que volta a aumentar. Um dos primeiros estudos a mostrar evidências empíricas neste sentido foi List e Gallet (1999), mas tal possibilidade já era discutida. Bishop et al. (1991) justificam o “N” pela abordagem da economia dual, defendendo que o aumento da desigualdade decorre da transição de uma economia manufatureira para uma baseada no setor de serviços; ou seja, do diferencial de rendimentos e da migração de trabalhadores entre setores.

Katz e Murphy (1992) explicam o “N” pelo aumento da demanda por trabalhadores mais qualificados devido a fatores que alteram a dinâmica do mercado de trabalho, como mudanças tecnológicas e expansão do comércio internacional. Já para Glaeser (2005) e Piketty (2006, 2014), a relação “N” decorre de questões tributárias, leis trabalhistas e políticas redistributivas.

Portanto, pela breve revisão realizada até aqui, pode-se afirmar que aspectos econômicos e políticos são complementares para a explicação da CK ou do “N”, em especial devido aos efeitos das políticas redistributivas sobre a desigualdade. Tais políticas são influenciadas pelas preferências e capacidade dos indivíduos de exercerem pressão sobre os governantes e também pelo interesse destes em atenderem demandas da população, motivados pela maximização de oportunidades eleitorais. Ademais, aspectos históricos e institucionais específicos de cada local são outros determinantes da adoção deste tipo de política (GLAESER, 2005; PIKETTY, 2006).

Por último, vale destacar que vários estudos testam empiricamente as hipóteses da CK e do “N”, por métodos distintos e diferentes amostras, períodos e medidas de desigualdade e crescimento (ou desenvolvimento). Independentemente da estratégia empírica, alguns obtêm evidências que corroboram a hipótese da CK; outros que a refutam. Há, inclusive, evidências favoráveis à relação no formato “N”. Resultados internacionais são sistematizados nas revisões feitas por Adelman e Robinson (1989), Deutsch e Silber (2000), Fields (2001) e Piketty (2006).

Para o Brasil, há estudos com análises de estados e municípios – segmentados por estados ou para todo o país. Com dados estaduais, ver: Lledó (1996), Taques e Piza (2010) e Linhares et al. (2012). Com dados municipais, conferir: Bêni et al. (2002), Bagolin et al. (2004), Jacinto e Tejada (2004), Salvato et al. (2006), Barros e Gomes (2008) e Figueiredo et al. (2011). No geral, os resultados não são conclusivos em relação à CK e existem indícios referentes ao “N”. Saiani et al. (2013) testam a CK e o “N” para indicadores municipais de desigualdade de acesso

associada à renda a abastecimento de água, coleta de esgoto e coleta de lixo. Apenas no primeiro serviço não refutam o “N”. Nos outros dois, não é observado nem o “U-invertido” nem o “N”.

## 2.2 Hipóteses de seletividade nas políticas públicas

Na literatura de ciências políticas, há hipóteses que explicam a desigualdade de acesso a serviços públicos devido a discricionariedades nas políticas. Uma é a da seletividade estrutural (ou classista), derivada da visão marxista. Defende-se que políticas são meios estratégicos que viabilizam intervenções do Estado, que, no capitalismo, tem entre seus elementos definidores a acumulação e a legitimação. Estas refletem um caráter paradoxal do Estado: sua sustentação depende da acumulação; mas, para ser legítimo, deve atender demandas sociais. A acumulação eleva tais demandas, afetando despesas e resultando em dilema entre garantir a reprodução do capital ou do trabalho. Por possuírem mais recursos de poder, as políticas podem pender para detentores do capital. Ou seja, podem ser seletivas, voltadas apenas ou prioritariamente à classe dominante (MILIBAND, 1972; JESSOP, 1983; PRZEWORSKI, 1994; RODRIGUES, 1997).

Esta captura estrutural do Estado é explicada na visão marxista pelas teorias da influência e dos fatores limitativos. Na primeira, o Estado capitalista é considerado instrumento da classe dominante para garantir suporte institucional a seus interesses. Na segunda, é impossível que as instituições políticas se tornem instrumentos de interesses não capitalistas. Claus Offe critica tais teorias argumentando que se restringem a relações externas e não às motivações internas da própria máquina estatal. Segundo o autor, a influência exercida pelas classes dominantes já está enraizada nas estruturas de poder, tendo o Estado algum grau de discricionariedade e de autonomia para ser seletivo em suas políticas (OFFE, 1975, 1984; OFFE, VOLKER, 1984).

Partindo dos argumentos da seletividade nas políticas de Offe, vários trabalhos discutem seus possíveis determinantes, não necessariamente atrelados a ideias marxistas. Marques (2000) e Marques e Bichir (2001), por exemplo, apontam a hipótese de seletividade hierárquica, que reforça o argumento de que o Estado provém serviços prioritária ou diferenciadamente a alguns grupos da população; porém, a seletividade advém da cultura técnica dos profissionais estatais (burocratas) que efetivamente executam as políticas. Ou seja, das ideias, crenças e visões de sociedade (explícitas ou implícitas) que influenciam a burocracia e não de conflitos de classes, como no enfoque estrutural. Assim, burocratas podem enviar políticas, priorizando mais ricos e escolarizados, se entenderem que as prioridades estatais devem refletir a hierarquia social.

É plausível pensar que a seletividade hierárquica também possa decorrer das motivações eleitorais dos governantes, baseando-se em ideias da teoria da escolha pública. Os governantes podem ser discricionários em prol de alguns grupos sociais – mais ricos e escolarizados, por exemplo – devido às suas maiores capacidades de se organizarem e exercerem pressão política; ou seja, aos potenciais resultados eleitorais. Ames (1995a, 1995b) e Gradstein e Justman (1999) defendem a hipótese de vínculo eleitoral. Marques (2000), Marques e Bichir (2001) e Marques (2006) a relativizam em função do papel da burocracia na execução de políticas e reforçam a necessidade de que os grupos prejudicados se mobilizem e pressionem para serem atendidos.

A discricionariedade das políticas pode, ainda, não ter a motivação direta de beneficiar grupos, mas isso ser uma consequência. É possível que a seletividade seja econômica-espacial. Por exemplo, infraestruturas urbanas, como os serviços de saneamento básico analisados neste trabalho, têm custos menores quanto maiores e mais concentrados os usuários (economias de escala e densidade). Provedores públicos, buscando a viabilidade econômica, podem investir prioritariamente em áreas centrais ou mais povoadas, que também tendem a concentrarem os mais ricos, o que garante maior arrecadação no caso de cobrança pelo acesso. Os imóveis nestas áreas se valorizam. Os mais pobres podem ser incapazes de arcar com o aumento dos aluguéis ou, se forem proprietários, se sentirem incentivados a vender ou alugar, deslocando-se a áreas periféricas, contribuindo para a segregação residencial (BICHIR, 2009; SAIANI et al., 2013).

No saneamento brasileiro, de acordo com Marques (2000, 2006), Marques e Bichir (2001) e Bichir (2009), os investimentos são, historicamente, motivados por seletividades econômica-espaciais e políticas. Vale destacar o estudo de Marques (2000), que, ao avaliar investimentos em saneamento no Rio de Janeiro entre as décadas de 1960 e 1990, verifica que os realizados em áreas classificadas como “classe alta” foram próximos aos de áreas de “classe baixa”, o que refutaria a hipótese de seletividade. Contudo, o estoque (e a qualidade) das infraestruturas nas primeiras eram superiores, o que sinaliza que, anteriormente, foram feitos mais investimentos para a “classe alta” e que, no período em análise, eles foram redirecionados à “classe baixa”.

Outro estudo que se destaca é o de Bichir (2009), que, por análises multivariadas, sugere a existência de seletividade nos investimentos em saneamento em áreas centrais em detrimento de áreas periféricas no município de São Paulo. Já Saiani et al. (2013), por meio de estratégias empíricas semelhantes às deste trabalho – discutidas na terceira seção –, verificam relações no formato de “U-invertido” entre indicadores municipais de desigualdade de acesso associada à renda domiciliar e de acesso total (cobertura) a serviços de saneamento (abastecimento de água, coleta de esgoto ou coleta de lixo). Ou seja, em estágios iniciais de consolidação da cobertura, a desigualdade de acesso entre ricos e pobres tende a aumentar; porém, atingida certa cobertura, a desigualdade diminui. Estas evidências corroboram a hipótese de seletividade das políticas.

### **3. Indicadores municipais de acesso a saneamento: caracterização do problema**

Os acessos a serviços de saneamento no Brasil não são universalizados e distribuem-se desigualmente em função de atributos municipais e domiciliares. Neste trabalho, são relevantes dois atributos: localização (urbano ou rural) e renda domiciliar. Em relação ao primeiro, devido a economias de escala e densidade, é plausível esperar que em áreas urbanas, com maiores contingentes e concentrações populacionais, as coberturas sejam maiores por formas coletivas ofertadas por provedores dos serviços; já em áreas rurais, compensando as coletivas, que ações individuais sejam mais intensas. Estes fatos ocorrem. Porém, ações individuais ainda são muito adotadas em centros urbanos, devido à ausência de provisão e/ou à não adesão dos domicílios<sup>1</sup>.

Na presença de ações coletivas, a não adesão reflete a capacidade de pagamento dos domicílios, o que justifica a elevação da probabilidade de acesso à medida que aumenta a renda domiciliar. Mesmo se os serviços não forem cobrados ou existirem mecanismos de subsídios, como em parte dos municípios<sup>2</sup>, o custo de conexão a redes de abastecimento de água e coleta de esgoto pode limitar o acesso dos mais pobres. Ademais, independentemente do pagamento, pessoas optam pelo acesso se forem capazes de apreciar seus benefícios, o que advém de fatores relacionados à renda, como a educação (MENDONÇA et al., 2003; REZENDE et al. 2007).

Explicações adicionais para as desigualdades de acesso podem se relacionar à dinâmica da renda municipal e a políticas. Estas são exploradas nas próximas seções. Antes, é importante ilustrar o problema. Para isso, são calculados indicadores municipais de acesso e desigualdade de acesso. A opção por municípios deve-se a eles serem os titulares dos serviços, o que é definido na Constituição de 1988 e nas Leis do Saneamento Básico e dos Resíduos Sólidos<sup>3</sup>, com algumas ressalvas para as regiões metropolitanas. Os municípios podem prover os serviços diretamente ou os concederem para companhias públicas estaduais ou para empresas privadas.

Vale apontar, ainda, que são considerados dados domiciliares dos Censos Demográficos de 2000 e 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Uma limitação decorre de só serem disponibilizados dados de acesso de domicílios particulares permanentes (moradias construídas exclusivamente para habitação). Contudo, há outros tipos: particulares provisórios

---

<sup>1</sup> Conferir: Mendonça et al. (2003), Saiani (2006), Rezende et al. (2007), Bichir (2009) e Saiani et al. (2013).

<sup>2</sup> Informações sobre quantidades de municípios com cobrança e subsídios são disponibilizadas por IBGE (2008).

<sup>3</sup> Respectivamente, Leis Federais n° 11.445 e n° 12.305. Para mais detalhes, conferir: Brasil (1988, 2007, 2010).

(moradias em unidades não residenciais com dependências não exclusivamente destinadas à moradia); e coletivos (hotéis, cadeias, asilos, orfanatos, conventos, hospitais, alojamentos etc.).

Também devido à disponibilidade de dados, são avaliados três serviços: abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo. Em função do menor risco de contaminação de recursos hídricos e solos, que geram externalidades negativas ambientais e sobre a saúde, a rede geral é considerada a forma mais adequada de acesso a abastecimento de água e coleta de esgoto e serviços de limpeza para a coleta de lixo (diretamente ou por caçamba). Estas formas são mais associadas às decisões de provedores (ações coletivas), pois o acesso depende da adesão dos usuários (demanda), mas é necessária a oferta. Apesar de existirem ações públicas, alternativas dependem mais de ações individuais com potenciais externalidades negativas. Poços na água e fossas sépticas no esgoto são opções com menores externalidades. Para o lixo, as alternativas geram grandes externalidades (por exemplo, queima e despejo em terrenos e recursos hídricos)<sup>4</sup>.

Considerando tais aspectos e parâmetros estabelecidos na Lei do Saneamento Básico e em estudos complementares (BRASIL, 2007; SNSA, 2011), neste trabalho, é interpretado que um domicílio tem acesso a abastecimento de água se a origem da água for rede geral ou poço<sup>5</sup>; a esgotamento sanitário se existir coleta por rede geral ou fossa séptica; e a coleta de lixo se for por serviços de limpeza (direta ou caçamba). Assim, nos dois primeiros serviços, considera-se a ação coletiva (rede geral) e as melhores ações individuais alternativas (poços e fossas sépticas, respectivamente). No lixo, apenas a ação coletiva, o que torna este serviço uma importante base de comparação para avaliar motivações políticas, pois, por ser não exclusivo, o acesso depende menos da adesão dos usuários e mais de ações públicas financiadas por receitas tributárias.

Como um dos objetivos é avaliar seletividade pública, são desconsiderados municípios com provisão privada<sup>6</sup>. Para o abastecimento de água e o esgotamento sanitário, estes são identificados por dados do Sistema de Informações sobre Saneamento (SNIS), do Ministério das Cidades, e da Associação Brasileira das Concessionárias Privadas de Serviços Públicos de Água e Esgoto (ABCON). No período, 188 municípios (3,38% do total) tinham ou passaram a ter provisão privada na água e 179 (3,21% do total) no esgoto. No lixo, há privatizações, mas não é possível identificar todos os casos. Esta não é uma limitação forte às análises, pois, devido à não exclusividade e ao estabelecimento de parâmetros de provisão em contratos de concessão, é plausível supor que decisões públicas influenciam mais diretamente o acesso a este serviço.

Após a identificação dos domicílios com acesso e das amostras dos municípios, são calculados, para todos os municípios e para 2000 e 2010, indicadores municipais de acesso total (áreas urbanas e rurais), urbano e rural. Estes denotam a proporção de domicílios da respectiva área com acesso ao serviço em análise. A Tabela 1 mostra os indicadores calculados, segundo as dimensões consideradas (serviços, formas de acesso e áreas), e as evoluções de suas médias.

Nesta tabela, observam-se expansões das coberturas dos três serviços, independentemente da forma de acesso e da área. Ademais, como esperado, ações individuais são representativas inclusive em áreas urbanas, mas insuficientes para compensar plenamente a ausência de acesso por rede, em especial no esgoto. Verifica-se, ainda, que os serviços estão em estágios distintos de consolidação da cobertura. O esgotamento sanitário tem menores coberturas, mesmo levando em conta a fossa. Considerando somente ações coletivas, as coberturas da coleta de lixo (total, urbana e rural) são as maiores em 2010, passando as da água por rede, que eram superiores em 2000. Tal fato pode refletir, em parte, uma mudança da preferência histórica dos investimentos públicos por obras de água, fortalecida durante o Plano Nacional de Saneamento (Planasa).

---

<sup>4</sup> Conferir, por exemplo: Mendonça et al. (2003), Libânio et al. (2005), Rezende et al. (2007) e SNSA (2011).

<sup>5</sup> Ou nascente, dado que, nos Censos do IBGE, esta forma de acesso é considerada conjuntamente aos poços.

<sup>6</sup> Assim, são desconsiderados potenciais efeitos das privatizações, como redução do acesso dos mais pobres devido a aumentos de tarifas, intolerância à inadimplência e extinção (ou não adoção) de subsídio (GALIANI et al., 2005).

**Tabela 1 – Indicadores municipais de acesso a serviços de saneamento básico: dimensões consideradas e evoluções dos valores médios (%) de 2000 a 2010**

Serviços	Formas	Áreas	Indicadores	2000	2010	Δ%*
Abastecimento de Água	Rede	Total	Água Rede Total	57,1	68,1	19,3
		Urbana	Água Rede Urbano	83,4	89,6	7,4
		Rural	Água Rede Rural	14,6	24,0	64,4
	Rede ou Poço	Total	Água Rede-Poço Total	85,8	92,0	7,2
		Urbana	Água Rede-Poço Urbano	91,7	97,1	5,9
		Rural	Água Rede-Poço Rural	78,5	84,4	7,5
Esgotamento Sanitário	Rede	Total	Esgoto Rede Total	22,7	29,4	29,5
		Urbana	Esgoto Rede Urbano	31,6	39,1	23,7
		Rural	Esgoto Rede Rural	2,1	2,9	38,1
	Rede ou Fossa	Total	Esgoto Rede-Fossa Total	34,0	42,1	23,8
		Urbana	Esgoto Rede-Fossa Urbano	45,5	52,2	14,7
		Rural	Esgoto Rede-Fossa Rural	12,4	18,7	50,8
Coleta de Lixo	Direta ou Caçamba	Total	Lixo Total	52,2	69,4	33,0
		Urbana	Lixo Urbano	78,6	93,3	18,7
		Rural	Lixo Rural	10,4	26,9	158,7

Fonte: IBGE, Censos de 2000 e 2010. Elaboração própria. Δ%\*: variação percentual de 2000 a 2010.

Resumidamente, o Planasa, que vigorou de 1971 e 1992, foi um modelo de financiamento de investimentos federais em saneamento. Em grande parte de sua vigência, o abastecimento de água foi priorizado e o esgotamento sanitário ficou em segundo plano. Já ações nos outros serviços, como na coleta de lixo, só entraram no programa nos anos finais (MPO; IPEA, 1995; TUROLLA, 2002). O viés para a água é explicado por motivações políticas e econômicas. Em função da sua essencialidade à sobrevivência humana, o serviço é mais preferível pelos usuários em comparação aos demais, cujos benefícios são percebidos difusamente por externalidades na saúde. Assim, investimentos em abastecimento de água geram maior apoio político e eleitoral e os usuários são mais dispostos a pagar pelo acesso (BNDES, 1998; MCIDADES, 2009).

A Tabela 1 também mostra que as coberturas médias, independentemente dos serviços e das formas de acesso, são superiores em áreas urbanas, o que reflete a já apontada motivação econômica (economias de escala e densidade) em serviços com elevados retornos sociais. As distribuições não equânimes do acesso entre áreas urbanas e rurais, assim como à associada à renda domiciliar, são melhor caracterizadas neste trabalho por meio de indicadores municipais de desigualdade de acesso. Para o cálculo de desigualdades associadas à renda, os domicílios de dada área (total, urbana ou rural) são ordenados, em cada município e ano, pelos rendimentos domiciliares mensais *per capita*, identificando os quintis da distribuição; depois, são calculadas as proporções de domicílios com acesso a cada serviço e forma nos 5º e 1º quintis (mais ricos e mais pobres, respectivamente); por fim, são obtidas as diferenças (pontos percentuais) entre tais proporções<sup>7</sup>, que correspondem aos indicadores municipais de desigualdade associadas à renda. Para as desigualdades de acesso espaciais, consideram-se diferenças (pontos percentuais) entre as proporções de domicílios urbanos e rurais com acesso ao serviço e forma em análise.

Já a Tabela 2 mostra os 20 indicadores de desigualdade de acesso calculados, segundo as dimensões consideradas (serviços, formas de acesso, tipos de desigualdade e áreas atendidas), e suas evoluções médias entre 2000 e 2010. Observa-se que, em quase todos indicadores, houve retração no período das diferenças de acesso entre mais ricos e mais pobres e entre áreas urbanas e rurais, excetuando-se as desigualdades urbano-rural no esgoto – maior para somente a ação coletiva – e, mais significativamente, a desigualdade associada à renda em áreas rurais no lixo.

A principal evidência a se destacar dos dados da Tabela 2 é que, nos dois anos, todas as médias dos indicadores são positivas, ou seja há desigualdades de acesso associadas à renda

<sup>7</sup> Para os indicadores de desigualdade de acesso totais, são ordenados todos os domicílios dos municípios; para os indicadores urbanos, apenas os domicílios urbanos; para os indicadores rurais, somente os domicílios rurais.



domiciliar independentemente das áreas em que os domicílios se localizam e entre estas áreas. Comparando as Tabelas 1 e 2, verifica-se que, em alguns casos, desigualdades menores podem ocorrer com baixo ou elevados acessos totais. Este é justamente um aspecto explorado a seguir.

**Tabela 2 – Indicadores municipais de desigualdade de acesso a serviços de saneamento básico: dimensões consideradas e evoluções dos valores médios (pontos percentuais) de 2000 a 2010**

Serviços	Formas	Tipos	Áreas	Indicadores	2000	2010	Δ%*		
Abastecimento de Água	Rede	Renda	Total	Des. Água Rede Total Renda	21,7	15,1	-30,4		
			Urbano	Des. Água Rede Urbano Renda	8,8	3,8	-56,8		
			Rural	Des. Água Rede Rural Renda	3,2	2,6	-18,8		
		Espacial	Total	Des. Água Rede Urbano-Rural	68,8	65,7	-4,5		
			Rede ou Poço	Renda	Total	Des. Água Rede-Poço Total Renda	9,2	5,6	-39,1
					Urbano	Des. Água Rede-Poço Urbano Renda	6,5	2,1	-67,7
	Rural	Des. Água Rede-Poço Rural Renda			4,8	3,4	-29,2		
	Espacial	Total	Des. Água Rede-Poço Urbano-Rural	13,2	12,7	-3,8			
		Esgotamento Sanitário	Rede	Renda	Total	Des. Esgoto Rede Total Renda	11,6	10,0	-13,8
					Urbano	Des. Esgoto Rede Urbano Renda	8,3	6,1	-26,5
Rural	Des. Esgoto Rede Rural Renda				0,9	0,6	-33,3		
Espacial	Total			Des. Esgoto Rede Urbano-Rural	29,6	35,9	21,3		
	Rede ou Fossa			Renda	Total	Des. Esgoto Rede-Fossa Total Renda	18,2	12,6	-30,8
					Urbano	Des. Esgoto Rede-Fossa Urbano Renda	15,0	8,9	-40,7
Rural			Des. Esgoto Rede-Fossa Rural Renda		5,6	3,6	-35,7		
Espacial	Total		Des. Esgoto Rede-Fossa Urbano-Rural	33,1	33,2	0,3			
	Coleta de Lixo		Direta ou Caçamba	Renda	Total	Des. Lixo Total Renda	23,7	17,7	-25,3
		Urbano			Des. Lixo Urbano Renda	13,0	4,6	-64,6	
Rural		Des. Lixo Rural Renda			3,8	5,7	50,0		
Espacial		Total		Des. Lixo Urbano-Rural	6,8	6,6	-2,9		

Fonte: IBGE, Censos de 2000 e 2010. Elaboração própria. Δ%\*: variação percentual de 2000 a 2010.

#### 4. Estratégias empíricas

Na literatura, vários trabalhos testam a hipótese da Curva de Kuznets (CK) por estimações econométricas com dados em *cross-section* considerando um polinômio de 2º grau em relação à medida de crescimento (ou desenvolvimento), sendo a renda *per capita* a *proxy* mais utilizada. Para testar a hipótese do “N”, é considerada um polinômio de 3º grau em relação à medida. Fields e Jakubson (1994) criticam dados em *cross-section* para avaliar as hipóteses devido às relações decorrerem de processos dinâmicos de transformações na economia, justificando o uso de dados em painel. Segundo Bagolin et al. (2004), neste tipo de avaliação, métodos em painel reduzem vieses de atributos não observados específicos de cada local que induzem trajetórias únicas.

Entre os métodos em painel, a literatura sugere o de efeitos fixos como mais adequado para testar as hipóteses, pois permite avaliar se desigualdades de diferentes localidades seguem trajetórias similares ao longo da evolução da renda (interceptos distintos). Outra vantagem é a correção de viés advindo da correlação entre variáveis omitidas fixas no tempo e regressores, assim como, se inseridas *dummies* temporais, efeitos variantes no tempo comuns às localidades. Tal método é empregado neste trabalho (erros-padrão robustos e estimador *Within*). São feitos testes de Hausman para averiguar a melhor adequação dos efeitos fixos em comparação aos efeitos aleatórios (GREENE, 1997; BALTAGI, 2001). Os modelos baseiam-se na equação (1).

$$DA_{it}^s = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 (Y_{it})^2 + \alpha_3 (Y_{it})^3 + \alpha_4 A_{it}^s + \alpha_5 DR_{it} + \alpha_6 X_{it} + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

As estimações são realizadas com dados municipais referentes aos anos censitários de 2000 e 2010. Assim,  $t = 2000, 2010$  e  $i$  representa cada um dos municípios brasileiros com dados disponibilizados pelo IBGE. Como o intuito é avaliar a provisão pública, assim como nas análises descritivas da seção anterior, são desconsiderados os municípios com provisão privada.

Ao contrário da maioria dos estudos que avaliam as hipóteses da CK e do “N”, neste trabalho não são consideradas medidas de desigualdade de renda, mas sim os 20 indicadores de

desigualdade de acesso a serviços de saneamento apresentados na seção anterior (Tabela 2). Portanto, as variáveis dependentes  $DA_{it}^s$  correspondem às desigualdades de acesso associadas à renda e espaciais para cada serviço  $s$ : abastecimento de água, coleta de esgoto e coleta de lixo.

A medida  $Y_{it}$  de crescimento/desenvolvimento é a renda *per capita* municipal (R\$ mil de 2010), descrita mais adiante na Tabela 3. Como já mencionado, as hipóteses são testadas por um polinômio de 3º em relação esta medida. Para aceitar a hipótese do “N”, os coeficientes do polinômio devem ser significativos, positivos em nível e ao cubo e negativo ao quadrado:  $\alpha_1 > 0$ ,  $\alpha_2 < 0$  e  $\alpha_3 > 0$ . Ademais, deve-se fazer o teste da 2ª derivada para corroborar o formato: considerar os coeficientes para obter a 1ª derivada de (1) em relação a  $Y$ ; calcular os pontos críticos ( $Y_1$  e  $Y_2$ ); encontrar a 2ª derivada; e substituir os pontos críticos nesta. Se um dos valores for inferior a zero e o outro superior, há pontos de máximo e mínimo locais (CHIANG, 1982), confirmando o “N”. Tal teste é feito apenas para relações significativas. Por outro lado, se  $\alpha_1 > 0$ ,  $\alpha_2 < 0$  e  $\alpha_3 < 0$  ou  $\alpha_3$  não for significativo, a relação tem o formato da CK (“U-invertido”).

Na literatura, há evidências de uma relação positiva entre acesso e renda nos municípios brasileiros<sup>8</sup>. Pela demanda, possíveis explicações referem-se a maior escolaridade, participação política e conscientização ambiental e sobre saúde; pela oferta, à capacidade de arrecadação de recursos (tarifas e tributários) e, conseqüentemente, de investimento. Pode-se presumir que, se determina o acesso total, a renda municipal também pode afetar sua distribuição. O único estudo encontrado que explora uma relação não linear entre desigualdades de acesso e renda municipal é o de Saiani et al. (2013), que utiliza indicadores correspondentes aos aqui chamados de: des. água rede total renda, des. esgoto rede total renda e des. lixo total renda (Tabela 2). Assim, este trabalho, além de anos distintos, considera mais indicadores, o que garante mais evidências para avaliar desigualdades de acesso associadas à renda e, ineditamente, espaciais (urbano-rural).

Jha (1996) defende que algumas evidências favoráveis à CK foram obtidas com amostras com localidades bastante heterogêneas e que, ao serem consideradas somente as mais similares, a corroboração da hipótese não é possível ou é menos robusta. Este fato sugere que os resultados para a amostra total podem refletir outras diferenças entre as localidades e não apenas a relação desigualdade-renda. O autor reforça, então, a sugestão de Ahluwalia (1976) de incluir variáveis de controle que refletem atributos observados que podem determinar a desigualdade de renda.

Neste trabalho, tal recomendação é seguida com a inclusão de covariadas que representam atributos municipais que podem afetar a desigualdade de acesso. A escolha destes é embasada na literatura e respeita a disponibilidade de dados. A primeira, representada por  $A_{it}^s$  na equação (1), corresponde ao acesso ao serviço  $s$  pela forma e na área em discussão. São utilizados os 15 indicadores de acesso discutidos anteriormente (Tabela 1), cada um para o respectivo indicador de desigualdade de acesso. Assim, quando a variável dependente é uma desigualdade de acesso associada à renda no total, o controle é feito pelo indicador de acesso total ao serviço e forma em análise; para desigualdades de acesso em áreas urbanas, pelo acesso urbano; em áreas rurais, pelo acesso rural; e para desigualdades de acesso espaciais (urbano-rural), pelo acesso total<sup>9</sup>.

Os indicadores de acesso são utilizados como covariadas por ser plausível supor que as desigualdades de acesso sejam influenciadas pela cobertura, dado que esta pode, por exemplo, determinar a viabilidade econômica da provisão mesmo com subsídios. Espera-se, ainda, lidar com viés de variável omitida, supondo que o acesso se relaciona a atributos não observados que variantes no tempo que também afetam sua desigualdade. Ademais, a relação entre acesso e sua distribuição é justamente um dos objetos de análise deste trabalho, o que é retomado adiante.

Segundo Rezende et al. (2007), para analisar o acesso a saneamento, deve-se considerar determinantes da demanda e oferta. Pela demanda, fatores que influenciam o domicílio a aderir à ação coletiva, caso exista, ou a buscar ações individuais. Considerando a discussão da segunda

<sup>8</sup> Ver: Mendonça et al. (2003), Saiani (2006), Rezende et al. (2007), Bichir (2009) e Saiani et al. (2013)

<sup>9</sup> Por exemplo, para a variável dependente des. água rede urbano renda, o controle é feito pelo indicador água rede urbano; para a des. esgoto rede rural renda, pela esgoto rede rural; já para a des. lixo urbano-rural, pelo lixo total.

seção, tais fatores relacionam-se à renda dos usuários, o que explica, em parte, as desigualdades municipais de acesso associadas à renda e justifica covariadas que representam distribuições da renda. As 4 aqui consideradas são representadas em (1) por  $DR_{it}$  e descritas na Tabela 3. Para estimações em que as variáveis dependentes são desigualdades de acesso associadas à renda no total, a covariada é a desigualdade renda total; em áreas urbanas, a desigualdade renda urbana; em rurais, a desigualdade renda rural; e espaciais (urbano-rural), a desigualdade urbano-rural<sup>10</sup>.

As demais covariadas da Tabela 3, representadas em (1) por  $X_{it}$ , denotam, em algum grau, determinantes da dinâmica da desigualdade de renda, de acordo com a breve revisão da primeira seção, ou do acesso a saneamento (pela demanda e/ou oferta). Evidências da literatura sinalizam elevação do acesso à medida que aumentam a população, urbanização, densidade demográfica e educação dos municípios. Estas relações podem refletir decorrências do desenvolvimento. A primeira é a concentração populacional em áreas urbanas, reduzindo a distância entre as pessoas e, assim, elevando suas capacidades de se organizarem e exercerem pressão política. A segunda é a elevação da parcela da população com maior educação e, conseqüentemente, participação política. A terceira é a conscientização ambiental e sobre saúde. A convergência destes fatores resulta em aumento da demanda por serviços de saneamento básico, pressionando governantes, motivados pela maximização de oportunidades eleitorais, a investirem na expansão do acesso<sup>11</sup>.

Outra explicação é que as relações refletem as economias de escala e densidade no setor. A variável área também pode controlar diferenças de custos devido ao tamanho do território a ser atendido, além do potencial efeito de secessão de distritos. A população pode refletir, ainda, o número de contribuintes, que viabilizam a provisão pelo pagamento de tarifas e tributos. A participação do setor de serviços e a taxa de urbanização também podem afetar arrecadação e investimento, pois os principais tributos municipais incidem sobre serviços e imóveis urbanos.

**Tabela 3 – Variáveis explicativas  $Y_{it}$ ,  $DR_{it}$  e  $X_{it}$ : descrições e evoluções dos valores médios de 2000 a 2010**

Variáveis	Descrições	2000	2010	$\Delta\%^*$
Renda <i>per capita</i>	Razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes e o número total desses indivíduos (R\$ mil de 2010)	0,3	0,5	66,7
Desigualdade Renda Total	Diferença entre as proporções da renda municipal dos 5º e 1º quintis de rendimento domiciliar <i>per capita</i> (p.p.**)	56,3	51,5	-8,5
Desigualdade Renda Urbana	Diferença entre as proporções da renda municipal urbana dos 5º e 1º quintis urbanos de rendimento domiciliar <i>per capita</i> (p.p.**)	55,5	50,2	-9,5
Desigualdade Renda Rural	Diferença entre as proporções da renda municipal rural dos 5º e 1º quintis rurais de rendimento domiciliar <i>per capita</i> (p.p.**)	53,7	50,4	-6,1
Desigualdade Urbano-Rural	Diferença entre as proporções da renda municipal dos domicílios urbanos e rurais (p.p.**)	34,6	42,0	21,4
Urbanização	População urbana (% total)	58,9	63,8	8,3
Densidade	Razão entre a população total e a área total (habitantes/Km <sup>2</sup> )	33,8	35,6	5,3
População	População residente (milhares de habitantes)	30,7	34,3	11,7
Área	Área total (milhares de Km <sup>2</sup> )	1,5	1,5	0,0
Analfabetismo	Pessoas de 25 anos ou mais que não sabem ler e escrever (% total)	21,8	16,2	-25,7
Setor Serviços	Vínculos formais no setor de serviços e totais (% total)	56,5	56,7	0,4
Fecundidade	Número médio de filhos no final do período reprodutivo	2,9	2,2	-24,1
Jovens	População com menos de 18 anos (% total)	13,0	12,0	-7,7
Idosos	População com mais de 65 anos (% total)	6,5	8,4	29,2

Fonte: IBGE, Censos de 2000 e 2010. Elaboração própria.  $\Delta\%^*$ : variação percentual de 2000 a 2010. p.p.\*\*: ponto percentual.

Em municípios com maiores proporções de jovens e idosos e fecundidade, é possível que a pressão por ações no saneamento seja maior, pois pessoas nessas faixas etárias e situações são

<sup>10</sup> Como são utilizados indicadores municipais de desigualdade de acesso que consideram diferenças dos níveis de cobertura entre os 5º e 1º quintis de rendimento domiciliar *per capita* e entre áreas urbanas e rurais, optou-se por medidas de distribuição de renda que também consideram diferenças entre os 20% mais ricos e os 20% mais pobres e espaciais (urbano-rural); no caso, diferenças nas apropriações das rendas municipais (totais, urbanas ou rurais).

<sup>11</sup> Conferir: Mendonça et al. (2003), Saiani (2006), Rezende et al. (2007), Bichir (2009) e Saiani et al. (2013).

mais suscetíveis a sofrerem enfermidades advindas de problemas ambientais (HELLER, 1997). Além disso, como os não jovens e não idosos contribuem mais à arrecadação municipal, quanto menor a parcela da população nestas faixas etárias, maior tende a ser a capacidade de investir.

Finalizando a explicação de (1), além de atributos observados, as estimações controlam efeitos de atributos não observados distintos entre municípios e fixos no tempo – efeitos fixos ( $u_i$ ) – e de atributos não observados constantes entre municípios e variantes no tempo – *dummy 2010* ( $T_t$ ). Os efeitos fixos são importantes por aspectos culturais, institucionais, geográficos e climáticos, entre outros específicos, determinarem a dinâmica da desigualdade e a oferta de saneamento. Ademais, na água e no esgoto, há provedores públicos municipais e estaduais. Como o tipo de provedor não se altera muito no tempo, pode ser controlado pelos efeitos fixos. A *dummy 2010* controla mudanças institucionais que afetam todos os municípios. Por exemplo, a Lei do Saneamento Básico de 2007, que definiu parâmetros de provisão (BRASIL, 2007).

Para testar a hipótese de seletividade nas políticas públicas para o saneamento básico, são estimados modelos baseados na equação (2), que se diferencia da (1) por considerar a renda *per capita* apenas em nível e inserir não linearidade nos indicadores de acesso  $A_{it}^s$  por meio de um polinômio de 2º grau. Assim, é avaliado como são as trajetórias médias das desigualdades de acesso ao longo das consolidações das coberturas. Estas estimações também são realizadas com dados municipais em painel (2000 e 2010) por efeitos fixos, averiguando a melhor adequação destes em relação aos aleatórios pelo teste de Hausman. As covariadas são as mesmas de (1).

$$DA_{it}^s = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_4 A_{it}^s + \alpha_7 (A_{it}^s)^2 + \alpha_5 DR_{it} + \alpha_6 X_{it} + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

A hipótese da seletividade é corroborada se os coeficientes associados ao polinômio de 2º grau em relação ao acesso forem significativos, positivo em nível e negativo ao quadrado:  $\alpha_4 > 0$  e  $\alpha_7 < 0$ . Ou seja, se for constatada uma relação no formato de um “U-invertido” entre o indicador de desigualdade de acesso ao serviço  $s$ , na forma e área em análise, e o respectivo indicador de acesso. Isto sinaliza que, no início da consolidação da cobertura, a desigualdade de acesso aumenta; porém, a partir de certo nível, a expansão da cobertura reduz a desigualdade. Assim, a relação tem ponto de máximo (*turning point*) no qual o acesso médio ( $\bar{A}$ ) é calculado derivando a equação (2) encontrada com os coeficientes estimados do acesso ( $\bar{A} = -\alpha_4 / 2\alpha_7$ ).

A forma funcional adotada para o teste da seletividade segue a proposta de Saiani et al. (2013), que encontrou evidências favoráveis à hipótese para os mesmos 3 serviços considerando indicadores municipais de desigualdade de acesso correspondentes aos aqui chamados de: des. água rede total renda, des. esgoto rede total renda e des. lixo total renda (Tabela 2). O presente trabalho, além de anos distintos, utiliza mais indicadores, o que garante evidências adicionais para as desigualdades de acesso associadas à renda e, de forma inédita, espaciais (urbano-rural).

## 5. Análises dos resultados

A seguir, são analisados os resultados que possibilitam validar ou não as hipóteses da CK (“U-invertido”) e do formato “N” para as relações entre indicadores municipais de desigualdade de acesso a serviços de saneamento e a renda *per capita*, assim como a hipótese de seletividade nas políticas públicas para o setor, sinalizada pelas relações entre as desigualdades de acesso e as respectivas coberturas. Para não fugir do escopo deste trabalho, são reportados e analisados apenas os coeficientes estimados relevantes para testar as hipóteses<sup>12</sup>. Vale destacar que todos os testes de Hausman sugerem a melhor adequação dos efeitos fixos em relação aos aleatórios.

A Tabela 4 apresenta os resultados que permitem avaliar as relações entre os indicadores de desigualdade de acesso associadas à renda, em áreas urbanas e rurais, e a renda *per capita* municipal. Observa-se somente no esgotamento sanitário, especificamente na coleta por rede geral, coeficientes estimados associados ao polinômio de 3º grau da renda *per capita* que, além de significativos (1%), seguem o padrão de sinais necessário para corroborar a hipótese do “N”:

<sup>12</sup> Os demais coeficientes estimados (covariadas e *dummy 2010*) podem ser obtidos junto aos autores.

positivo em nível e ao cubo e negativo ao quadrado. O teste da 2ª derivada confirma o formato, sinalizando um ponto de máximo ( $Y_1$ ) sucedido por um mínimo ( $Y_2$ ). A relação não se mantém ao considerar, conjuntamente, o acesso pela principal ação individual alternativa (fossa séptica).

**Tabela 4 – Testes da CK e do “N”: desigualdades de acesso associadas à renda em áreas urbanas e rurais**

Variáveis / Serviços / Formas de Acesso	Abastecimento de Água		Esgotamento Sanitário		Coleta de Lixo
	Rede	Rede ou Poço	Rede	Rede ou Fossa	
Renda <i>per capita</i>	-0,521*** (0,102)	-0,464*** (0,074)	0,355*** (0,061)	0,094 (0,090)	-0,073 (0,104)
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	0,421*** (0,132)	0,594*** (0,096)	-0,493*** (0,081)	-0,163 (0,116)	-0,483*** (0,132)
Renda <i>per capita</i> <sup>3</sup>	-0,177*** (0,060)	-0,228*** (0,040)	0,200*** (0,037)	0,064 (0,053)	0,249*** (0,058)
Covariadas	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.062	11.062	11.078	11.078	11.428
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste de Hausman	217,48***	96,93***	299,92***	346,27***	193,94***
Y <sub>1</sub> Máximo (R\$ mil)	---	---	0,30	---	---
Y <sub>2</sub> Mínimo (R\$ mil)	---	---	0,62	---	---

Erros padrão (robustos) entre parênteses. \*\*\* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \* Significativo a 10%.

No lixo, que considera o acesso apenas por ação coletiva de serviços públicos de limpeza (coleta direta ou por caçambas), não são verificados coeficientes significativos associados à renda *per capita*. Já no abastecimento de água, são observados coeficientes significativos (1%) associados ao polinômio de 3º grau da renda *per capita*; porém, estes não seguem o padrão de sinais para corroborar as hipóteses da CK ou do “N”. Na verdade, a relação, tanto para o acesso apenas pela ação coletiva (rede) como para esta em conjunto com a ação individual alternativa (poços), tem o formato próximo a um “N-invertido”: negativo em nível e ao cubo e positivo ao quadrado. Assim, em menor nível de renda *per capita*, a desigualdade de acesso a água diminui; a partir de certo nível, passa a aumentar; mas, depois de determinado nível, volta a diminuir<sup>13</sup>.

Apenas para áreas urbanas, a Tabela 5 mostra que, no abastecimento de água, tanto por rede como por esta ou poço, os resultados são semelhantes aos totais, ou seja, sinalizam relações em formato próximo a um “N-invertido”: coeficientes significativos (1%), negativos da renda *per capita* em nível e ao cubo e positivo ao quadrado. No esgotamento sanitário, há coeficiente significativo (10%) e positivo somente para a renda *per capita* em nível na coleta por rede geral. Este sinaliza que a desigualdade de acesso associada à renda pela ação coletiva de provedores públicos aumenta à medida que o renda *per capita* se eleva. Já no lixo, a relação tem formato próximo a um “U”: coeficiente significativo (1%) e negativo da renda em nível; significativo (5%) e positivo ao quadrado e não significativo ao cubo. Assim, a ação coletiva resulta em desigualdade de acesso à medida que o renda *per capita* aumenta, mas esta cai após certo nível.

A Tabela 6 mostra os resultados das estimações que consideram somente áreas rurais. No abastecimento de água, a desigualdade de acesso (rede geral e rede geral ou poço) associada à renda não apresenta relação significativa com a renda *per capita*. O mesmo é observado no lixo. No esgoto, coeficientes não significâncias também são verificados na coleta por rede. Já na rede ou fossa, os coeficientes do polinômio de 3º grau da renda *per capita* são significativos (1% ou 5%) e seguem o padrão de sinais para corroborar a hipótese do “N”: positivos na renda *per capita* em nível e ao cubo e negativo ao quadrado. O teste da 2ª derivada confirma tal formato.

Para os indicadores de desigualdade de acesso espaciais (diferenças das coberturas entre áreas urbanas e rurais), a Tabela 7 mostra que, no abastecimento de água por rede, novamente

<sup>13</sup> Resultados contrários aos de Saiani et al. (2013), que observam o “N” na água para anos distintos (1991 e 2000).

é constatada uma relação em “N-invertido”. Os coeficientes do polinômio de 3º grau da renda *per capita* são significativos (1%), negativos em nível e ao cubo e positivo ao quadrado. Estes resultados sugerem que a desigualdade de acesso urbano-rural cai com o crescimento em níveis menores de renda; porém, atingido determinado nível, aumenta, voltando a diminuir em um nível mais elevado. Para o acesso por rede geral ou poço, os coeficientes não são significativos.

**Tabela 5 – Testes da CK e do “N”: desigualdades de acesso associadas à renda em áreas urbanas**

Variáveis / Serviços / Formas de Acesso	Abastecimento de Água		Esgotamento Sanitário		Coleta de Lixo
	Rede	Rede ou Poço	Rede	Rede ou Fossa	
Renda <i>per capita</i>	-0,359*** (0,078)	-0,377*** (0,062)	0,124* (0,068)	-0,047 (0,110)	-0,283*** (0,090)
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	0,524*** (0,094)	0,612*** (0,081)	-0,124 (0,082)	0,137 (0,136)	0,270** (0,108)
Renda <i>per capita</i> <sup>3</sup>	-0,199*** (0,039)	-0,255*** (0,035)	0,050 (0,034)	-0,030 (0,060)	-0,053 (0,043)
Covariadas	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.062	11.062	11.078	11.078	11.428
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste de Hausman	85,17***	163,33***	156,46***	314,11***	183,02***
Y <sub>1</sub> Máximo (R\$ mil)	---	---	---	---	---
Y <sub>2</sub> Mínimo (R\$ mil)	---	---	---	---	---

Erros padrão (robustos) entre parênteses. \*\*\* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \* Significativo a 10%.

**Tabela 6 – Testes da CK e do “N”: desigualdades de acesso associadas à renda em áreas rurais**

Variáveis / Serviços / Formas de Acesso	Abastecimento de Água		Esgotamento Sanitário		Coleta de Lixo
	Rede	Rede ou Poço	Rede	Rede ou Fossa	
Renda <i>per capita</i>	0,090 (0,114)	0,145 (0,099)	0,058 (0,045)	0,205** (0,101)	0,030 (0,095)
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	-0,265 (0,177)	-0,136 (0,124)	-0,054 (0,062)	-0,354** (0,141)	-0,074 (0,117)
Renda <i>per capita</i> <sup>3</sup>	0,139 (0,092)	0,049 (0,051)	0,013 (0,030)	0,183*** (0,071)	0,007 (0,052)
Covariadas	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.062	11.062	11.078	11.078	11.428
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste de Hausman	59,80***	82,10***	82,95***	99,83***	91,09***
Y <sub>1</sub> Máximo (R\$ mil)	---	---	---	0,39	---
Y <sub>2</sub> Mínimo (R\$ mil)	---	---	---	0,75	---

Erros padrão (robustos) entre parênteses. \*\*\* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \* Significativo a 10%.

Nos demais serviços, são constatadas relações nos formatos da CK e, principalmente, do “N”. No esgoto, a desigualdade de acesso urbano-rural pela ação coletiva de serviços públicos (rede) apresenta relação em “N” com a renda *per capita*: os coeficientes do polinômio de 3º são significativos (1%), positivo em nível e ao cubo e negativo ao quadrado. Ademais, o teste da 2ª derivada corrobora o formato, sinalizando um ponto de máximo (Y<sub>1</sub>) sucedido por um mínimo (Y<sub>2</sub>). Assim, a desigualdade de acesso urbano-rural a coleta de esgoto por rede geral aumenta em níveis menores de renda municipal, reduz a partir de certo nível e volta a aumentar em níveis maiores. Considerando rede ou fossa, a relação é em “U-invertido”: coeficiente significativo (5%) e positivo da renda *per capita* em nível; significativo (5%) e negativo ao quadrado e não significativo ao cubo. Pode-se inferir, então, que o acesso pela solução individual alternativa (fossa) compensa, em maiores rendas, a expansão da desigualdade na ação coletiva (rede).

Tabela 7 – Testes da CK e do “N”: desigualdades de acesso espaciais (urbano-rural)

Variáveis / Serviços / Formas de Acesso	Abastecimento de Água		Esgotamento Sanitário		Coleta de Lixo
	Rede	Rede ou Poço	Rede	Rede ou Fossa	
Renda <i>per capita</i>	-0,444*** (0,135)	0,030 (0,128)	0,217*** (0,061)	0,369** (0,144)	2,377*** (0,184)
Renda <i>per capita</i> <sup>2</sup>	0,502*** (0,181)	-0,069 (0,170)	-0,285*** (0,082)	-0,403** (0,202)	-3,919*** (0,277)
Renda <i>per capita</i> <sup>3</sup>	-0,242*** (0,080)	0,034 (0,069)	0,114*** (0,039)	0,123 (0,102)	1,557*** (0,138)
Covariadas	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.062	11.062	11.078	11.078	11.428
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste de Hausman	301,90***	239,62***	290,47***	481,51***	416,43***
Y <sub>1</sub> Máximo (R\$ mil)	---	---	0,30	0,21	0,26
Y <sub>2</sub> Mínimo (R\$ mil)	---	---	0,56	0,51	0,83

Erros padrão (robustos) entre parênteses. \*\*\* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \* Significativo a 10%.

No lixo, a ação coletiva de serviços de limpeza (coleta direta ou por caçamba) também resulta em uma relação próxima a um “N” entre a desigualdade de acesso em áreas urbanas e rurais. Os coeficientes associados ao polinômio de 3º grau da renda *per capita* são significativos (1%), positivo em nível e ao cubo e negativo ao quadrado. Além disso, o teste da 2ª derivada corrobora o formato – ponto de máximo (Y<sub>1</sub>) sucedido por um mínimo (Y<sub>2</sub>). Assim, é possível sugerir que a desigualdade de acesso urbano-rural a coleta de lixo por serviços de limpeza se eleva em menores rendas, diminui a partir de certo nível e volta a se elevar em níveis maiores. Evidências no lixo garantem robustez à interpretação dos resultados como avindos de políticas públicas em função da não exclusividade fazer com que o acesso dependa mais dos provedores.

A Tabela 8 mostra os resultados que permitem avaliar a seletividade nas políticas públicas em áreas urbanas e rurais. Em todos os serviços, os coeficientes dos polinômios de 2º grau das coberturas são significativos (1%) e com o padrão de sinais que corroboram a hipótese: positivo em nível e negativo ao quadrado. Assim, desigualdades de acesso associadas à renda domiciliar aumentam à medida que há expansões das coberturas; porém, a partir de dado nível, passam a cair<sup>14</sup>. Na água e no esgoto, os *turning points* ( $\bar{A}$ ) da ação coletiva (rede) em conjunto com ações individuais (poço e fosso) são menores, o que reflete o caráter compensatório das últimas. Por se tratar de um serviço não exclusivo, que depende menos da decisão de adesão dos domicílios e mais diretamente de decisões de investimentos dos provedores públicos, a relação na coleta de lixo é uma evidência robusta para a interpretação de existência de seletividade nas políticas.

Considerando somente áreas urbanas, a Tabela 9 mostra que as relações entre indicadores municipais de desigualdade de acesso associadas à renda domiciliar e de cobertura também têm o formato próximo a um “U-invertido”. Os coeficientes associados aos polinômios de 2º grau das coberturas são significativos (1%), positivo em nível e negativo ao quadrado. Assim como nos municípios como um todo (Tabela 8), na água e no esgoto, os *turning points* ( $\bar{A}$ ) das ações coletiva (rede geral) e individuais (poço e fossa séptica) em conjunto são inferiores aos da ação coletiva isoladamente. Ademais, a relação na coleta de lixo reforça a atribuição de seletividade.

A Tabela 10 apresenta os resultados para áreas rurais. Assim como no total e no urbano, estes sugerem a existência de seletividade nas políticas públicas para o saneamento básico rural, no sentido dos domicílios mais ricos se beneficiarem prioritariamente à medida que há expansão das coberturas; após estas estarem mais consolidadas, as ações são redirecionadas com maiores efeitos sobre os mais pobres. Este argumento é fundamentado pelos coeficientes significativos (1%) do polinômio de 2º grau das coberturas, positivos em nível e negativos ao quadrado. Ou

<sup>14</sup> Resultados similares aos de Saiani et al. (2013), que observam o “U-invertido” para anos distintos (1991 e 2000).

seja, pelas relações em “U-invertido” entre quase todos indicadores de desigualdade de acesso associadas à renda em áreas rurais e os respectivos indicadores de acesso total. A exceção é no esgoto pela ação coletiva (rede geral), que não apresenta relação estatisticamente significativa.

**Tabela 8 – Testes da seletividade: desigualdades de acesso associadas à renda em áreas urbanas e rurais**

Variáveis / Serviços / Formas de Acesso	Abastecimento de Água		Esgotamento Sanitário		Coleta de Lixo
	Rede	Rede ou Poço	Rede	Rede ou Fossa	
Acesso	0,906*** (0,040)	0,992*** (0,078)	0,985*** (0,034)	1,060*** (0,027)	1,070*** (0,034)
Acesso <sup>2</sup>	-1,002*** (0,040)	-0,957*** (0,054)	-1,129*** (0,045)	-1,051*** (0,031)	-1,128*** (0,031)
Covariadas	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummy</i> 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.062	11.062	11.078	11.078	11.428
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste de Hausman	342,06***	91,15***	264,07***	244,45***	366,33***
$\bar{A}$ Máximo (%)	55,3	48,2	57,3	49,6	52,7

Erros padrão (robustos) entre parênteses. \*\*\* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \* Significativo a 10%.

**Tabela 9 – Testes da seletividade: desigualdades de acesso associadas à renda em áreas urbanas**

Variáveis / Serviços / Formas de Acesso	Abastecimento de Água		Esgotamento Sanitário		Coleta de Lixo
	Rede	Rede ou Poço	Rede	Rede ou Fossa	
Acesso	0,871*** (0,047)	1,161*** (0,056)	0,710*** (0,034)	0,882*** (0,031)	1,039*** (0,033)
Acesso <sup>2</sup>	-0,904*** (0,044)	-1,150*** (0,050)	-0,781*** (0,036)	-0,846*** (0,032)	-1,124*** (0,030)
Covariadas	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummy</i> 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.062	11.062	11.078	11.078	11.428
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste de Hausman	147,43***	64,13***	109,87***	167,90***	90,23***
$\bar{A}$ Máximo (%)	51,9	49,5	55,0	48,0	54,1

Erros padrão (robustos) entre parênteses. \*\*\* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \* Significativo a 10%.

**Tabela 10 – Testes da seletividade: desigualdades de acesso associadas à renda em áreas rurais**

Variáveis / Serviços / Formas de Acesso	Abastecimento de Água		Esgotamento Sanitário		Coleta de Lixo
	Rede	Rede ou Poço	Rede	Rede ou Fossa	
Acesso	0,199*** (0,036)	0,329*** (0,054)	0,043 (0,109)	0,368*** (0,038)	0,417*** (0,033)
Acesso <sup>2</sup>	-0,232*** (0,045)	-0,371*** (0,042)	-0,033 (0,271)	-0,415*** (0,053)	-0,483*** (0,038)
Covariadas	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummy</i> 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.062	11.062	11.078	11.078	11.428
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste de Hausman	43,14***	82,83***	103,81***	137,19***	72,79***
$\bar{A}$ Máximo (%)	58,3	56,4	---	56,4	57,9

Erros padrão (robustos) entre parênteses. \*\*\* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \* Significativo a 10%.

Na água, o *turning point* ( $\bar{A}$ ) das ações coletiva (rede) e individual (poço) é inferior ao da ação coletiva isoladamente, como nos resultados anteriores, refletindo o caráter compensatório da ação individual. A relação na coleta de lixo também garante robustez à interpretação de existência seletividade. Confrontando os *turning points* ( $\bar{A}$ ) das tabelas 8, 9 e 10, verifica-se que



são maiores em áreas rurais, em todos serviços e formas comparáveis, o que sugere dificuldade maior de reversão das desigualdades de acesso entre os 20% mais ricos e os 20% mais pobres.

A Tabela 11 mostra os resultados para avaliar seletividade espacial nas políticas públicas, ou seja, viés para atender primeiramente áreas urbanas. Em todos os serviços, os coeficientes associados ao polinômio de 2º grau do acesso são significativos (1%), positivos em nível e negativos ao quadrado. Ou seja, relações entre indicadores de desigualdade de acesso espaciais e correspondentes indicadores de acesso apresentam o formato do “U-invertido”, inclusive no lixo. Assim, há robustez para a interpretação dos resultados como decorrentes de seletividade. Portanto, à medida que há expansão das coberturas, as desigualdades de acesso urbano-rural aumentam; mas, após atingido certas coberturas, diminuem. Vale destacar o baixo *turning point* na coleta de esgoto por rede, o que pode refletir os baixos acessos em qualquer área (Tabela 1).

**Tabela 11 – Testes da seletividade: desigualdades de acesso espaciais (urbano-rural)**

Variáveis / Serviços / Formas de Acesso	Abastecimento de Água		Esgotamento Sanitário		Coleta de Lixo
	Rede	Rede ou Poço	Rede	Rede ou Fossa	
Acesso	1,903*** (0,073)	2,068*** (0,172)	1,735*** (0,038)	1,638*** (0,046)	2,513*** (0,053)
Acesso <sup>2</sup>	-2,165*** (0,066)	-1,927*** (0,114)	-0,910*** (0,050)	-1,570*** (0,057)	-2,575*** (0,046)
Covariadas	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummy</i> 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.062	11.062	11.078	11.078	11.428
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste de Hausman	520,12***	325,78***	278,32***	823,80***	506,62***
Â Máximo (%)	56,9	46,6	26,2	47,9	51,2

Erros padrão (robustos) entre parênteses. \*\*\* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \* Significativo a 10%.

## 6. Considerações finais

Com o objetivo de avaliar efeitos do crescimento (ou desenvolvimento) e de motivações políticas sobre as distribuições dos acessos a serviços de saneamento básico, neste trabalho são construídos indicadores municipais de desigualdade de acesso associadas à renda domiciliar no total, em áreas urbanas e rurais, assim como espaciais (urbano-rural). Estes são calculados com dados de 2000 e 2010 para todos os municípios brasileiros com provisões públicas e para três serviços de saneamento básico: abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo.

Primeiro, análises descritivas mostram que existem desigualdades de acesso associadas à renda domiciliar, tanto no total como em áreas urbanas e rurais e entre estas. Este fato pode gerar efeitos distributivos, pois os mais pobres são mais vulneráveis a enfermidades resultantes de contaminações dos solos e recursos hídricos por problemas no saneamento e a produção agropecuária é mais diretamente prejudicada. Assim, as políticas públicas devem preocupar-se com tais efeitos. Porém, as desigualdades podem ser justamente consequências de políticas.

Para averiguar tal fato, os indicadores de desigualdade de acesso são empregados como variáveis dependentes em estimações que testam três hipóteses: (i) relações entre desigualdades de acesso e nível de renda municipal no formato de um “U-invertido”, fundamentando-se na a Curva de Kuznets (CK); ou, alternativamente, (ii) em formato próximo a um “N”, como é defendido por críticos da CK; e (iii) relações entre desigualdades de acesso e níveis de cobertura no formato de “U-invertido”, baseando-se nas hipóteses de seletividade nas políticas públicas.

Assim, seguindo as metodologias para testar as hipóteses da CK e do “N”, é avaliado como desigualdades de acesso a saneamento se comportam em função da evolução da renda municipal. Como são considerados acessos por ações coletivas de provedores públicos e, na água e no esgoto, por ações individuais, segundo a revisão da segunda seção, as possíveis relações podem decorrer de decisões de usuários e provedores públicos. Já os testes da hipótese

de seletividade buscam captar efeitos de motivações políticas sobre as desigualdades de acesso. A revisão da segunda seção sugere que este viés nas políticas públicas pode ser motivado por grupos de interesse, objetivos político-eleitorais, ações da burocracia e questões econômicas.

No geral, as evidências refutam a hipótese da CK para as relações entre as desigualdades de acesso, tanto associadas à renda domiciliar como espaciais. A exceção é a desigualdade de acesso urbano-rural a esgotamento sanitário considerando, conjuntamente, a coleta por rede geral ou fossas sépticas. Assim, neste caso, o crescimento da renda municipal, a partir de dado nível, resulta em queda da desigualdade de acesso. Tal fato também é observado, mas advindo de relações próximas a um “N-invertido”, para desigualdades de acesso a abastecimento de água associadas à renda (total e urbano) e espaciais (urbano-rural) – neste caso, apenas por rede. No rural, desigualdades de acesso a água não se relacionam significativamente à renda, assim como em outros serviços para distintas formas e áreas. Uma constatação ainda mais grave é a existência de relações em “N”, em especial nas desigualdades urbano-rural no esgoto e no lixo, o que sugere que o crescimento da renda pode aumentar desigualdades de acesso espaciais.

Por último, os resultados indicam que a hipótese de seletividade tem grande capacidade para explicar as desigualdades de acesso a saneamento. Em quase todos os serviços, formas de acesso e áreas atendidas, observa-se relações no formato de “U-invertido” entre os indicadores de desigualdade de acesso e as respectivas coberturas. Ou seja, à medida que ocorre expansão da cobertura do serviço, a desigualdade de acesso associada à renda ou espacial (urbano-rural) aumenta; porém, quando é atingido certa cobertura, cai. Assim, apesar dos serviços resultarem em elevados retornos sociais e, por isso, deverem ser universalizados, as políticas públicas são seletivas, visando mais direta e prioritariamente os segmentos mais ricos da população ou áreas com viabilidade econômica para a provisão, que podem acabar concentrando os mais ricos.

### Referências bibliográficas

- ADELMAN, I.; ROBINSON, S. “Income distribution and development”. In: CHENERY, H.; SRINIVASAN, T. N. (eds.). *Handbook of Development Economics*, v. II, p. 949-1003, Elsevier Science Publishers, Amsterdam, 1989.
- ÁGHION, P.; BOLTON, P. “Distribution and growth in models of imperfect capital markets”. *European Economic Review*, v. 36, n. 2, p. 603-611, 1992.
- AHLUWALIA, M. S. “Income distribution and development: some stylized facts”. *The American Economic Review*, v. 66, n. 2, p. 128-135, 1976.
- AMES, B. “Electoral rules, constituency pressures and pork barrel: bases of voting in the Brazilian congress”. *Journal of Politics*, v. 52, n. 2, 1995a.
- AMES, B. “Electoral strategy under open-list proportional representation”. *American Journal of Political Science*, v. 39, n. 2, 1995b.
- 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)”. *Anais do II Encontro de Economia Gaúcha*, Porto Alegre, 2004.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. Wiley and Sons Ltda., 2001.
- BARRO, R. J. “Inequality and growth in a panel of countries”. *Journal of Economic Growth*, n. 5, p. 5-32, 2000.
- BARROS, L. C.; GOMES, F. A. R. “Desigualdade e desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros?”. *Revista Análise Econômica*, n. 50, v. 26, set., 2008.
- BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A.; KLOECKNER, R. “A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a Curva de Kuznets”. *Anais do I Encontro de Economia Gaúcha*, Porto Alegre, 2002.
- BICHIR, R. “Determinantes do acesso à infraestrutura urbana no município de São Paulo”. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 2009.

- 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.
- BNDES. "Serviços de saneamento básico: níveis de atendimento". *Informes Infraestrutura*, n.5, Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, Rio de Janeiro, dez., 1996.
- BRASIL. Constituição Federal de 1988.
- BRASIL. Lei Federal nº 11.445. Lei do Saneamento Básico, janeiro, 2007.
- BRASIL. Lei Federal nº 12.305. Lei da Política Nacional de Resíduos Sólidos, agosto, 2010.
- CHIANG, A. *Matemática para economistas*. Makron Books, 1982.
- DAHAN, M.; TSIDDON, D. "Demographic transition, the distribution of income and economic growth". *Journal of Economic Growth*, 1998.
- DEUTSCH, J., SILBER, J. "The Kuznets curve and the impact of various income sources on the link between inequality and development". *Working Paper Bar-Ilan University*, 2000.
- FIELDS, G. S.; JAKUBSON, G. H. "New evidence on the Kuznets Curve". *Working Paper 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, Brasília, jan./abr., 2011.
- GALIANI, S.; GERTLER, P.; SCHARGRODSKY, E. "Water for life: the impact of the privatization of water services on child mortality". *Journal of Political Economy*, v. 113, 2005.
- GALOR, O.; TSIDDON, D. "Income distribution and growth: Kuznets hypothesis revisited". *Econômica*, 1996.
- GLAESER, E. L. "Inequality". *NBER Working Paper Series*, 2005.
- GRADSTEIN, M.; JUSTMAN, M. "The democratization of political elites and the decline in inequality in modern economic growth". In: BREZIS, E.; TEMIN, P. (eds.). *Elites, Minorities, and Economic Growth*. Amsterdam: Elsevier, 1999.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 3. ed. New Jersey, Prentice Hall, 1997.
- HELLER, L. *Saneamento e saúde*. Organização Pan-Americana da Saúde, Brasília. 1997.
- IBGE. *Pesquisa Nacional de Saneamento Básico*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Brasília, DF, 2008.
- JACINTO, P.; TEJADA, C. "Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região Nordeste do Brasil: o que os dados têm a dizer?" *Anais do XXXII Encontro de Economia*, ANPEC, João Pessoa/PB, 2004.
- JHA, S. K. "The Kuznets Curve: a reassessment". *World Development*, v. 24, n. 4, Apr., 1996.
- JESSOP, B. "Accumulation strategies, state forms and hegemonic projects". *Kapitalistate*, n. 10, p. 89-111, 1983.
- KUZNETS, S. "Economic growth and income inequality". *The American Economic Review*, v. XLV, n. 1, p. 1-28, 1955.
- LIBÂNIO, P. A. C.; CHERNICHARO, C. A. L.; NASCIMENTO, N. O. "A dimensão da qualidade de água: avaliação da relação entre indicadores sociais, de disponibilidade hídrica, de saneamento e de saúde pública". *Engenharia Sanitária Ambiental*, v.10, n.3, jul-set, 2005.
- 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, dez., 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". *Texto para Discussão do IPEA*, n. 441, 1996.
- MARQUES, E. C. *Estado e redes sociais: permeabilidade e coesão nas políticas urbanas no Rio de Janeiro*. Revan/Fapesp, Rio de Janeiro, 2000.

- MARQUES, E. C. “Redes sociais e poder no Estado brasileiro: aprendizados a partir de políticas urbanas”. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 21, n. 60, São Paulo, fev., 2006.
- MARQUES, E. C.; BICHER, R. “Estado e espaço urbano: revisitando criticamente as explicações sobre as políticas urbanas”. *Revista de Sociologia e Política*, n. 16, Curitiba, 2001.
- MENDONÇA, M. J. C.; GUTIERREZ, M. B. S.; SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A. “Demanda por saneamento no Brasil: uma aplicação do modelo logit multinomial”. *Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia*, ANPEC, 2003.
- MILIBAND, R. *O Estado na sociedade capitalista*. Zahar, Rio de Janeiro, 1972.
- MCIDADES. *Exame da participação do setor privado na provisão dos serviços de abastecimento de água e de esgotamento sanitário no Brasil*. Ministério das Cidades, 2009.
- MPO; IPEA. “Diagnóstico do setor de saneamento: estudo econômico e financeiro”. *Série Modernização do Setor Saneamento*, n. 7, Ministério do Planejamento e Orçamento e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Brasília, 1995.
- OFFE, C. “The theory of capitalist state and the problem of policy formation”. In: LINDBERG, L. N.; ALFORD, R.; CROUCH, C.; OFFE, C. (eds.). *Stress and contradictions in modern capitalism: public policy and the theory of the state*. Lexington, Toronto, 1975.
- OFFE, C. “Dominação de classe e sistema política: sobre a seletividade das instituições políticas”. In: OFFE, C. *Problemas estruturais do Estado capitalista*. Tempo Brasileiro, 1984.
- OFFE, C.; VOLKER, R. “Teses sobre a teoria do Estado”. In: OFFE, C. *Problemas estruturais do Estado capitalista*. Tempo Brasileiro, São Paulo, 1984.
- PIKETTY, T. “The Kuznets curve: yesterday and tomorrow”. In: BANERJEE, A. V.; BENABOU, R.; MOOKHERJEE, D. (eds.). *Understanding Poverty*. Oxford University, 2006.
- PIKETTY, T. *O capital no século XXI*. Intrínseca, 1ª ed., 2014.
- PRZEWORSKI, A. *Economic constraints on political choices: on the continuing relevance of Marxist political theory of capitalism*. University of Chicago, 1994.
- REZENDE, S. C.; WAJNMAN, S.; CARVALHO, J. A. M.; HELLER, L. “Integrando oferta e demanda de serviços de saneamento: análise hierárquica do panorama urbano brasileiro no ano 2000”. *Revista de Engenharia Sanitária Ambiental*, v.12, n.1, jan/mar, 2007.
- RODRIGUES, C. M. “Conceito de seletividade de políticas públicas e sua aplicação no contexto da política de extensão rural no Brasil”. *Cadernos de Ciência & Tecnologia*, Brasília, v. 14, n. 1, p.113-154, 1997.
- SAIANI, C. C. S. “Déficit de acesso aos serviços de saneamento básico no Brasil”. In: IPEA; CAIXA. In: IPEA; CEF. *Prêmio IPEA-CAIXA 2006*, IPEA, CEF, Brasília, 2006.
- SAIANI, C. C. S.; TONETO JÚNIOR, R.; DOURADO, J. “Desigualdade de acesso a serviços de saneamento ambiental nos municípios brasileiros: evidências de uma Curva de Kuznets e de uma Seletividade Hierárquica das Políticas?”. *Nova Economia*, v. 23, n. 3, 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*, n. 6, 2006.
- SNSA. *Panorama do saneamento básico no Brasil*. Secretaria Nacional de Saneamento Ambiental, Ministério das Cidades, Brasília, 2011.
- TAQUES, F. H.; PIZA, 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*, IPEA, n. 35, jul./dez., 2010.
- TUROLLA, F. A. “Política de saneamento básico: avanços recentes e opções futuras de políticas públicas”. *Textos para Discussão do IPEA*, n.922, Brasília, dez. 2002.