

PRIVATIZAÇÃO E EQUIDADE NO ACESSO A SERVIÇOS DE SANEAMENTO BÁSICO NO BRASIL^{1,2}

Carlos Cesar Santejo Saiani³

Paulo Furquim de Azevedo⁴

Rafael Terra de Menezes⁵

Este artigo avalia os efeitos da privatização de serviços de saneamento no Brasil sobre índices de acesso às redes de água e de esgoto, identificando o impacto nas desigualdades de acesso intra e intermunicipais. A privatização foi associada a um acréscimo de 6,1 pontos percentuais no acesso ao esgotamento sanitário, o que representa um aumento de 26%, crescimento este observado em todos os quintis de rendimento domiciliar. Nota-se também que os municípios mais desfavorecidos foram os que mais se beneficiaram da concessão privada, o que indica redução da desigualdade entre municípios.

Palavras-chave: saneamento básico; privatização; seletividade hierárquica de políticas; acesso à água; acesso a esgoto.

PRIVATIZATION AND ACCESS INEQUALITY TO SANITATION SERVICES IN BRAZIL

This article estimates the effects of the privatization of basic sanitation on the household access to water and sewage networks, assessing its impact on access inequality within and among municipalities. Privatization is associated with an increase of 6.1 percentage points in access to sewage, which represents an increase of 26%. This effect is also observed for all quintiles of household income. Moreover, privatization increased access to water and sewage mainly in the most disadvantaged municipalities, which indicates a reduction in inequality across municipalities.

Keywords: sanitation; privatization; access inequality; water access; sewage access.

JEL: H40; L33; Q25.

1 INTRODUÇÃO

A concessão de serviços de utilidade pública para operadores privados é ainda um assunto controverso. Após um movimento mundial na direção da maior participação privada, observa-se, a partir dos anos 2000, casos de reversão para a prestação pública, o que revela a complexidade desse tipo de decisão (Hefetz e Warner, 2004; Hailu, Osorio e Tsukada, 2012; Demuth, Friederiszick e Reinhold, 2018; McDonald, 2018). Um dos pontos mais controversos refere-se aos efeitos da privatização sobre a equidade, visto tratar-se de serviços essenciais e de demanda

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n2art1>

2. Os autores agradecem o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (Fapemig).

3. Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia (UFU) e bolsista de produtividade em pesquisa do CNPq – nível 2. *E-mail:* ssaiani@ufu.br.

4. Professor titular do Insper e coordenador do Centro de Regulação e Democracia (CRD). *E-mail:* paulofa1@insper.edu.br.

5. Professor da Universidade de Brasília (UnB). *E-mail:* rflterra@yahoo.com.br.

generalizada, sendo esta a principal bandeira daqueles que advogam pela reestatização dos serviços (Tan, 2012; Kishimoto e Petitjean, 2017).

O saneamento básico, aqui delimitado como a prestação do abastecimento de água e do esgotamento sanitário,⁶ está entre os serviços de utilidade pública com maiores impactos na equidade, seja por seus efeitos diretos, seja por seus efeitos indiretos em indicadores de saúde e de educação (Esrey, Feachem e Hughes, 1985; Briscoe, Feachem e Rahaman, 1986; Cvjetanovic, 1986; Scriptoro, Azzoni e Menezes Filho, 2015). Ao mesmo tempo, trata-se de setor que ocupa posição central em propostas de atração de capital privado para projetos de infraestrutura, como foi evidenciado na fundamentação do novo marco legal do saneamento básico brasileiro (Lei Federal nº 14.026), promulgado em 2020 (Brasil, 2020). Esta legislação definiu incentivos para a participação privada no setor visando à viabilização das expansões dos níveis de acesso.

Assim, a privatização de serviços de saneamento básico desperta especial atenção, em particular por seus possíveis efeitos distributivos. Este estudo endereça tal questão. O objetivo é investigar os efeitos da privatização de serviços de saneamento nos municípios brasileiros sobre índices de acesso às redes de água e de esgoto, avaliando a ocorrência de efeitos heterogêneos conforme a renda dos domicílios e o nível de acesso prevaemente em cada município antes da política. Desse modo, são averiguados os efeitos da privatização de serviços de saneamento básico nas desigualdades de acesso intra e intermunicipais.

A literatura empírica é razoavelmente consensual em apontar que o desempenho da privatização é sensível às condições de concorrência em que operam os provedores privados (Shirley e Walsh, 2000; Okten e Arin, 2006). Também relevante é a qualidade institucional, que se reflete na capacidade de o Estado regular adequadamente os serviços prestados por operadores privados (Tan, 2012). Ademais, características do setor objeto da privatização, tais como incompletude dos contratos de concessão e sensibilidade da população quanto à qualidade do serviço, são elementos que dificultam a regulação e, portanto, tornam a concessão à iniciativa privada menos atraente (Levin e Tadelis, 2010).

É plausível defender que todas essas características estão presentes nos serviços de saneamento básico aqui considerados. Por se tratar de monopólios naturais, não é possível contar com a concorrência para disciplinar o comportamento dos provedores. A demanda generalizada é também sensível à qualidade do serviço, em particular do abastecimento de água. Ademais, em países em desenvolvimento, a qualidade institucional da regulação indica ser este um setor em que a privatização

6. Segundo a Lei nº 11.445/2007, além dos serviços de água e esgoto, o setor de saneamento básico inclui os serviços de limpeza urbana, manejo de resíduos sólidos e manejo de águas pluviais – drenagem urbana (Brasil, 2007). Devido à disponibilidade de dados, este estudo considera apenas os dois primeiros.

seria potencialmente problemática, em particular devido à incerteza regulatória e à limitação de competências administrativas no nível local – no geral, os governos locais são os titulares (Azevedo, Toneto Júnior e Saiani, 2017).

Em que pesem esses problemas, a literatura empírica apresenta majoritariamente resultados favoráveis à privatização de serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário, seja na redução de custos (Megginson e Netter, 2001; Faria, Faria e Moreira, 2005), seja na melhoria da qualidade, inclusive sinalizada pela diminuição da morbimortalidade infantil por doenças relacionadas à inadequação do saneamento básico (Galiani, Gertler e Schargrodsky, 2005; Saiani e Azevedo, 2018). Mesmo em locais em que a privatização do abastecimento de água foi revertida, como na Bolívia, existem evidências de que os seus resultados em termos de qualidade tenham sido superiores à provisão pública (Hailu, Osorio e Tsukada, 2012).

Essas evidências são particularmente interessantes porque a provisão privada de serviços de saneamento, por sua característica de monopólio natural e possíveis dificuldades regulatórias, estaria sujeita a um *trade-off* custo-qualidade (Hart, Shleifer e Vishny, 1997; Ménard e Saussier, 2000). Não havendo mecanismos de mercado para assegurar a qualidade desejada do serviço, tampouco um contrato completo de concessão dos serviços e sua regulação, a maximização de lucro pode levar a ações que impliquem reduções de custos em detrimento da qualidade. Os resultados empíricos, contudo, indicam que não se observa piora da qualidade do serviço após a concessão para a iniciativa privada, o que pode ser explicado pelo aporte de investimentos viabilizados pela privatização e pelo *enforcement* contratual de metas de investimento.

Ainda que a literatura empírica tenha avançado consideravelmente na avaliação dos efeitos médios da privatização do saneamento, não existem evidências conclusivas quanto aos seus efeitos sobre a equidade do acesso. Os trabalhos que investigaram esse tema apresentam resultados divergentes e nem sempre contam com estratégias de identificação apropriadas. Enquanto Granados e Sánchez (2014) sinalizam que os domicílios de menor renda são mais prejudicados, Clarke, Kosec e Wallsten (2004) apontam que estes seriam beneficiados, devido a metas contratuais de investimentos ou de expansões das coberturas. Há, ainda, trabalhos que indicam que os usuários de renda média seriam mais prejudicados (Estache, Gomez-Lobo e Leipziger, 2001; Estache, Foster e Wodon, 2002), considerando os decorrentes ajustes tarifários e o fato de os “mais pobres” possivelmente já não estarem conectados às redes antes da concessão; outros trabalhos sugerem a não ocorrência de impactos distributivos relevantes (Prasad, 2006).

Tais avaliações são sempre em relação à provisão pública, que não necessariamente apresenta os incentivos mais apropriados à promoção da equidade. No Brasil, a provisão pública é usualmente relacionada a desigualdades de acesso aos serviços de saneamento associadas à renda, refletidas em maior grau de atendimento nos domicílios com maior renda *per capita*. Tal fato pode decorrer de uma seletividade

hierárquica das políticas para o setor; ou seja, estas beneficiarem prioritariamente os segmentos “mais ricos” (Marques, 2000). Esta lógica é justificada pelas maiores capacidades dos usuários “mais ricos” de pagarem pelos serviços (tarifas e conexões às redes) e de pressionarem governantes, que, devido a motivações político-eleitorais, atendem a suas demandas. O maior apoio político-eleitoral também justificaria um privilégio a investimentos em água (Brasil, 1995b). Assim, os possíveis efeitos aqui obtidos para as privatizações no saneamento brasileiro podem decorrer das diferenças de incentivos entre as provisões pública e privada.

Essas questões são averiguadas neste estudo por meio de estimações para um painel de municípios brasileiros, com dados principalmente dos Censos Demográficos 1991, 2000 e 2010 (IBGE, 1991)⁷ – única fonte com dados que permitem o cálculo de indicadores domiciliares de desigualdade de acessos. São estimados os efeitos médios das privatizações no acesso (em nível e desigualdade) a abastecimento de água e esgotamento sanitário, investigando-se se os provedores privados também seguem as discricionariedades das políticas públicas (privilégio à água e aos “mais ricos”) e a influência das condições prévias de acesso, a fim de serem avaliados os efeitos nas desigualdades intra e intermunicipais. As estimações são feitas por diferenças em diferenças (com *matching* e tradicional), para lidar com o potencial viés de autosseleção por atributos observados variantes e não observados fixos no tempo.

Considerando-se a possibilidade de os efeitos decorrerem de atributos não observados variantes entre os municípios e no tempo, são utilizadas duas estratégias de identificação adicionais para conferir maior robustez na atribuição de causalidade aos possíveis efeitos observados da privatização. A primeira estratégia consiste em considerar apenas os dados de 1991 e 2000 e utilizar como placebo os municípios que privatizaram os serviços de saneamento após 2000, os quais devem compartilhar atributos não observáveis com aqueles municípios que haviam privatizado os mesmos serviços antes de 2000. A segunda estratégia, também se restringindo a 1991 e 2000, consiste em usar os mesmos municípios (privatizações após 2000) como único grupo de controle para os privatizados no período.

Vale ressaltar, ainda, que a experiência brasileira também permite contrastar duas modalidades de privatização no saneamento. A primeira, aqui denominada de concessão privada, consiste em operação por ente privado, sujeito à regulação local, decorrente de processo de concessão pelo poder público municipal. A segunda é uma modalidade em que o setor público reteve participação acionária e direitos relevantes, como poderes de indicação de diretor de planejamento e de veto em matérias relacionadas a metas de investimento, sendo, por isso, denominada concessão híbrida (Saiani e Azevedo, 2018).

7. Sobre os Censos 2000 e 2010, ver: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>.

Essa configuração dos direitos de decisão também confere ao poder público algum controle e discricionariedade para o exercício de patrimonialismo, o que a diferencia da concessão privada. Trata-se também de um caso único, decorrente da privatização da Companhia Estadual de Saneamento Básico de Tocantins, que posteriormente obteve a concessão dos serviços de água e esgoto em diversos municípios daquele estado. Por suas características distintas, são estimados os efeitos das duas modalidades de concessão.

Antecipadamente, os resultados revelam que a concessão privada está associada a um aumento substancial dos acessos às redes de abastecimento de água e coleta de esgoto nos municípios mais desfavorecidos (ou seja, com menos de 25% dos domicílios com acesso em 1991). Dado que o efeito dessa modalidade de privatização, nos municípios mais favorecidos, foi não positivo nas diversas especificações, os resultados indicam que a concessão privada reduziu as desigualdades de coberturas entre os municípios.

No caso do esgotamento sanitário, a concessão privada está associada a um efeito positivo de 6,1 pontos percentuais (p.p.) no nível de atendimento, o que representa um aumento médio de aproximadamente 26%. Essa expressiva elevação do nível de acesso ao serviço é observada em todos os quintis de rendimento domiciliar. No abastecimento de água, os resultados sugerem queda da desigualdade intramunicipal, mas sem expansão do acesso.

Por último, é interessante que os resultados sejam interpretados em cotejo com as características prevalentes na provisão pública do saneamento no país. No geral, esta prioriza o abastecimento de água, cujo acesso é, em todos os anos e quintis de renda, mais do que o dobro do verificado no esgotamento sanitário, o que pode decorrer dos incentivos políticos mais fortes ao provimento prioritário do fornecimento de água para consumo. Por sua vez, a concessão dos serviços de saneamento para um operador privado está associada a uma mudança nesses incentivos, o que pode explicar os diferentes resultados aqui observados.

Este estudo, além desta introdução, é composto por mais quatro seções. Na segunda seção, são apresentados a configuração da provisão dos serviços de saneamento nos municípios brasileiros, seus condicionantes, as privatizações e evidências para a relação entre a provisão pública e o acesso a abastecimento de água e coleta de esgoto, evidenciando os possíveis privilégios ao abastecimento de água e aos domicílios “mais ricos”. A terceira seção detalha a estratégia empírica para a identificação dos efeitos médios das privatizações. A quarta seção reporta os resultados e discute suas implicações para o debate sobre a concessão do saneamento básico à iniciativa privada. A quinta seção apresenta as considerações finais.

2 SANEAMENTO BÁSICO NO BRASIL

2.1 Configuração do setor e privatizações

Os serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário, nos municípios brasileiros, são ofertados por diferentes modos de organização, que variam segundo as naturezas jurídicas e abrangências de atuação. A partir de tais dimensões, os provedores dos serviços são aqui divididos em quatro grupos: público regional, público municipal, concessão privada e concessão híbrida. No primeiro, estão as companhias estaduais de saneamento (Cesbs), existentes na maioria dos estados, responsáveis pela provisão em vários municípios e controladas por governos estaduais; no segundo, os provedores controlados por governos municipais e responsáveis pela provisão em um município ou em um conjunto restrito de municípios organizados na forma de consórcios públicos.

A modalidade de concessão privada ocorre naqueles municípios que concederam os serviços de saneamento básico para operadores privados, seja individualmente, seja em pequenos consórcios públicos. A modalidade de concessão híbrida restringe-se ao caso da Cesb do Tocantins (Saneatins), que se tornou empresa de economia mista com participação privada em 1998 e se converteu em controle privado em 2002, mas tendo o governo estadual mantido poderes de indicação da diretoria de planejamento e uma *golden share* com poder de veto em matérias diversas, como as referentes a investimentos.

Por se tratar de uma modalidade em que o Estado manteve alguns poderes de gestão, trata-se de uma forma híbrida, que combina aspectos da concessão privada e da provisão pública (Saiani e Azevedo, 2018). Após a privatização da Saneatins, diversos municípios do Tocantins concederam pelo menos um dos serviços de saneamento à empresa.⁸ De acordo com o Ministério das Cidades (Robles, 2008) e Abar (2013), a regulação das concessões privadas foi atribuída, no geral, a órgãos municipais; por sua vez, na concessão híbrida, uma agência estadual ficou responsável pela regulação, o que pode reforçar a possível ingerência do Estado por meio dos poderes supracitados remanescentes na Saneatins.

A forma de provisão em cada município brasileiro é identificada com dados do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS) e da Associação Brasileira das Concessionárias Privadas dos Serviços Públicos de Água e Esgoto (ABCON). Esses dados, em conjunto com dados populacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), fundamentaram a elaboração da tabela 1,

8. Em 2013, a recém-criada estatal Agência Tocantinense de Saneamento (ATS) assumiu os serviços de saneamento em alguns municípios do estado do Tocantins. Em 2014, a Saneatins deixa de ser uma concessão híbrida, passando a ser integralmente controlada pelo operador privado (Soares *et al.*, 2021). Os efeitos dessa mudança, contudo, não podem ainda ser investigados, em função de a análise dos acessos a água e esgoto municipais requererem dados dos Censos Demográficos, sendo o de 2010 o último disponível.

que apresenta a participação de cada forma de provisão no total de municípios e a população por elas abrangida. Nota-se que, até 2010, poucos municípios haviam concedido o serviço de saneamento à operação privada, predominando a oferta por provedores públicos: na água, por públicos regionais; no esgoto, por públicos locais. A predominância da provisão pública e a distribuição distinta dos tipos de provedores públicos nos serviços decorrem do Plano Nacional de Saneamento (Planasa), que teve vigência de 1971 a 1992. Este priorizou o serviço de abastecimento de água e implementou mecanismos para estimular os municípios a conceder o serviço às Cesbs; contudo, parte deles não aderiu ao plano.

TABELA 1
Distribuições dos municípios e das populações, segundo os provedores e os serviços (2010)

Serviços/provedores	Total	Público municipal		Público regional		Concessão privada		Concessão híbrida	
		Qtde. ¹	Total (%)	Qtde. ¹	Total (%)	Qtde. ¹	Total (%)	Qtde. ¹	Total (%)
Abastecimento de água									
Municípios	5.566	1.527	27,43	3.856	69,18	60	1,08	123	2,31
Populações (1 milhão de habitantes)	191,48	43,23	22,58	139,83	73,02	7,24	3,78	1,19	0,62
Coleta de esgoto									
Municípios	5.566	4.325	77,70	1.066	19,15	65	1,17	110	1,98
Populações (1 milhão de habitantes)	191,48	89,41	46,69	89,32	46,65	11,62	6,07	1,13	0,59

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Quantidade.

Posteriormente, associações de trabalhadores e provedores públicos exerceram pressão contrária à privatização. Ademais, conflitos de interesses de agentes municipais, regionais e privados atrasaram a aprovação de uma lei específica para o setor, persistindo indefinições regulatórias por muito tempo. Este problema foi parcialmente resolvido apenas em 2007, com a promulgação da Lei nº 11.445 (Brasil, 2007). Uma indefinição permaneceu para futura decisão da justiça: a titularidade dos serviços. A Constituição Federal de 1988 (CF/1988) a atribuiu aos municípios, mas também responsabilizou os estados por ações de interesse comum, como o saneamento, em agrupamentos de municípios limítrofes (Brasil, 1988). No período aqui analisado, estes fatos resultaram em conflitos entre estados e municípios de regiões metropolitanas. A convergência entre conflitos e marco regulatório inadequado desestimulou a expansão das privatizações em saneamento no Brasil.⁹

9. Um novo marco legal do setor foi promulgado somente em 2020 — Lei nº 14.206 (Brasil, 2020).

A tabela 2 mostra que, entre 1994 e 2010, a maioria das privatizações ocorreu de forma plena, ou seja, por meio da concessão conjunta dos dois serviços.¹⁰ As regras de concessões são definidas na Lei Federal nº 8.987/1995, que determina a necessidade de celebração de um contrato com a empresa privada, inclusive onde os serviços já eram ofertados (Brasil, 1995a) – o que faz com que, mesmo no Tocantins, a privatização possa ser interpretada como uma decisão do município. Exceto em um caso, as privatizações ocorreram após a promulgação dessa lei. No mesmo ano, os serviços públicos foram inseridos no Programa Nacional de Desestatização (PND), iniciando-se a fase das grandes privatizações, na qual o governo federal privatizou diretamente e estimulou a adoção de tal diretriz pelas demais esferas de governo. Assim, outro fato observado na tabela 2 é que a maioria dos casos de privatização no saneamento brasileiro ocorreu de 1995 a 2002.

Tal predominância reflete o incentivo do governo federal no período, mas também a conjuntura desfavorável a investimentos públicos. O país sofria reflexos da crise de anos anteriores, com reduções das arrecadações federais, inclusive do Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS), principal fonte de recursos públicos para o saneamento. Para lidar com o problema, foram adotadas algumas ações para cumprir metas de superávit, como contingenciamentos de crédito e limites de endividamento. De 2003 a 2010, com a promulgação da Lei Federal nº 11.079 (Brasil, 2004), foram criadas opções à participação privada (parcerias público-privadas). Dessa maneira, não é possível afirmar que as privatizações foram desestimuladas no período, mas sim que a ênfase nestas como diretriz política foi menor. Além disso, a conjuntura macroeconômica foi mais favorável, com a reversão da redução da arrecadação do FGTS e o descontingenciamento de empréstimos ao setor.¹¹

TABELA 2
Número de municípios, segundo as formas de privatização, os serviços e o início (1994-2010)

Formas/anos/ serviços	Concessão privada			Concessão híbrida			Privada + híbrida (plena e parcial)	
	Plena ¹	Parcial		Plena ¹	Parcial		Água	Esgoto
		Água	Esgoto		Água	Esgoto		
1994	0	1	0	0	0	0	1	0
1995	2	1	0	0	0	0	3	2
1996	0	1	0	0	0	0	1	0
1997	2	1	0	0	0	0	3	2

(Continua)

10. O quadro A.1 do apêndice A lista os municípios com privatização segundo as modalidades.

11. Para mais detalhes sobre o Planasa, as indefinições regulatórias, os conflitos de interesses e as restrições aos investimentos, ver, entre outros, Brasil (1995b); Parlatore (2000); Turolla (2002); Tupper e Resende (2004); Mello (2005); Toneto Júnior e Saiani (2006); Salles (2008); e Rezende (2011).

(Continuação)

Formas/anos/ serviços	Concessão privada			Concessão híbrida			Privada + híbrida (plena e parcial)	
	Plena ¹	Parcial		Plena ¹	Parcial		Água	Esgoto
		Água	Esgoto		Água	Esgoto		
1998	11	0	1	0	0	0	11	12
1999	5	1	0	84	9	0	99	89
2000	8	0	1	0	1	0	9	9
2001	5	0	2	19	3	0	27	26
2002	5	0	0	0	0	0	5	5
2003	3	0	1	1	0	0	4	5
2004	6	0	1	0	0	0	6	7
2005	0	0	0	0	0	0	0	0
2006	0	0	0	0	0	0	0	0
2007	5	0	2	2	0	0	7	9
2008	1	0	1	2	0	0	3	4
2009	1	0	0	1	0	0	2	2
2010	1	0	1	1	0	0	2	3
Total	55	5	10	110	13	0	183	175

Fontes: SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1^a maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).
Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Concessão conjunta da água e do esgoto.

2.2 Indicadores de acesso e possíveis motivações na provisão pública

A seguir, são analisados indicadores de acesso a partir de informações dos Censos 1991, 2000 e 2010 (IBGE, 1991).¹² Para uma avaliação da equidade de acesso aos serviços de saneamento (abastecimento de água e coleta de esgoto), foram utilizados os indicadores a seguir.

- *Acesso total*: proporção (%) de domicílios com acesso ao serviço.
- *Acesso no n^o quintil* ($n = 1, \dots, 5$): proporção (%) de domicílios do enésimo quintil de rendimento domiciliar mensal *per capita* com acesso ao serviço.¹³
- *Desigualdade de acesso*: diferença (p.p.) entre o acesso nos domicílios mais ricos (5^o quintil) e o acesso nos domicílios mais pobres (1^o quintil).

A rede geral é apontada na literatura como a forma mais adequada de abastecimento de água e de coleta de esgoto, devido à continuidade e ao menor risco de contaminação dos solos e dos recursos hídricos (externalidades ambientais que

12. Sobre os Censos 2000 e 2010, ver: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>. Acesso em: maio 2024.

13. Em cada município e ano, os domicílios são ordenados segundo o rendimento domiciliar *per capita*. Após isso, são segmentados em quintis e, para cada um deles, são calculadas as proporções de domicílios com acesso. Dessa forma, no 1^o quintil estão os 20% mais pobres e no 5^o quintil estão os 20% mais ricos.

têm impacto sobre a saúde). Ademais, as principais alternativas dependem mais de soluções individuais do que de ações dos provedores (Estache, Gomez-Lobo e Leipziger, 2001; Estache, Foster e Wodon, 2002; McKenzie e Mookherjee, 2003; Mendonça *et al.*, 2003). Assim, opta-se por considerar que um domicílio tem acesso ao serviço se estiver ligado à rede geral.

A tabela 3 apresenta as médias dos indicadores municipais de acesso em 1991, 2000 e 2010 para os municípios que mantiveram provisão pública (municipal ou regional) no período. Para o acesso total, o gráfico 1 complementa estas informações, mostrando as distribuições dos indicadores. Os acessos totais médios e a concentração de municípios com maiores acessos aumentaram no período nos dois serviços. Porém, nota-se que eles estão em estágios distintos de consolidação de suas coberturas. O abastecimento de água apresenta melhor situação: nos três anos, tem maiores médias e menores concentrações de municípios com baixos acessos.

TABELA 3
Provisão pública: médias dos indicadores de acesso
(Em %)

Indicadores/serviços/anos	Abastecimento de água				Coleta de esgoto			
	1991	2000	2010	$\Delta\%$ 91-10	1991	2000	2010	$\Delta\%$ 91-10
Acesso total	47,44	58,39	69,17	45,81	15,29	25,40	29,81	94,96
Acesso no 1º quintil	34,62	47,51	60,21	73,92	9,99	20,51	25,84	158,66
Acesso no 2º quintil	41,75	53,56	66,40	59,04	12,87	22,83	28,65	122,61
Acesso no 3º quintil	47,77	59,06	70,29	47,14	15,23	25,04	30,72	101,71
Acesso no 4º quintil	53,70	63,07	72,40	34,82	17,7	27,20	32,31	82,54
Acesso no 5º quintil	59,48	68,63	75,24	26,50	20,59	30,58	35,23	71,10
Desigualdade de acesso	24,86	21,12	15,04	-39,50	10,60	10,14	9,39	-11,42

Fontes: IBGE (1991); e Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024).

Elaboração dos autores.

Obs.: $\Delta\%$ 91-10 – variação percentual de 1991 a 2010.

A tabela 3 e o gráfico 1 sinalizam que os provedores públicos priorizaram o acesso à água, cujo grau de cobertura invariavelmente supera o dobro do verificado na coleta de esgoto, em todos os quintis e em todos os anos. Tal constatação revela que o poder público privilegia a expansão do fornecimento de água, o que pode decorrer de sua indiscutível essencialidade. É difícil, contudo, arguir que o acesso à rede de esgoto não é também essencial, de tal modo que seria de se esperar que o acesso aos dois serviços não fosse tão distinto. Isso sugere a existência de motivos adicionais que justificam tal diferença.

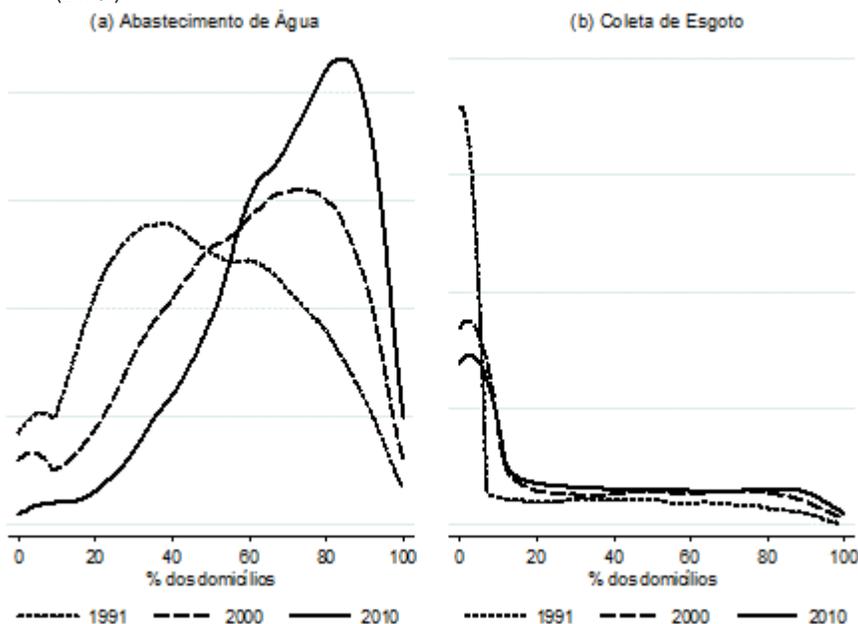
Uma possível explicação é o fato de que os benefícios do acesso à água tendem a ser mais diretamente imputados à autoridade pública que realiza o investimento, de tal modo que a expansão do gasto em água pode se refletir em aumento de apoio político. Em contrapartida, investimentos em esgoto resultam em benefícios de natureza difusa, como externalidades ambientais e na saúde da população, que não são direta e facilmente atribuíveis à autoridade pública responsável pela obra (Bonsoi *et al.*, 1997; Ibope e ITB, 2009; Robles, 2008). Assim, tendem a ser menores os dividendos eleitorais que podem ser extraídos de investimentos em esgotamento.

Para alguns estudos, tal lógica já era seguida no Planasa, justificando, em parte, a ênfase dada ao abastecimento de água (Brasil, 1995b; Parlatore, 2000; Motta e Moreira, 2006). Uma avaliação de existência de viés nas políticas públicas por esta motivação requer a comparação entre as provisões públicas e privadas nos dois serviços separadamente (água e esgoto), ponto que é aqui explorado a partir da próxima seção.

GRÁFICO 1

Provisão pública: distribuições dos indicadores de acesso total

(Em %)



Fontes: IBGE (1991); e Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1^a maio 2024).

Elaboração dos autores.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Em relação aos indicadores de acesso por quintis, nota-se na tabela 3 que o acesso a abastecimento de água é superior em todos eles, em todos os anos, o que reforça o argumento de existência de estágios distintos de consolidação das coberturas. As médias nos dois serviços em todos os quintis aumentaram no período. Deve-se destacar, ainda, a elevação média do acesso à medida que o quintil aumenta (nos três anos), corroborando evidências de outros trabalhos de uma relação positiva entre a renda domiciliar e o acesso a serviços de saneamento no Brasil (Mendonça *et al.*, 2003; Mendonça e Motta, 2007; Rezende *et al.*, 2007; Bichir, 2009; Saiani e Toneto Júnior, 2010; Saiani, Toneto Júnior e Dourado, 2013).

A avaliação da desigualdade de acesso mostra mais evidências favoráveis a tal argumento. Nos dois serviços e nos três anos, as médias do indicador são positivas, o que reflete o fato de as médias do acesso no 5º quintil serem maiores do que no 1º quintil. A coleta de esgoto possui menores desigualdades médias; porém, também menores acessos totais médios e grande concentração de municípios com baixos níveis de acesso (gráfico 1). Assim, neste serviço, a menor média da desigualdade decorre do baixo acesso médio tanto dos mais pobres como dos mais ricos.

A desigualdade pode decorrer de uma seletividade hierárquica das políticas (SHP). Tal hipótese pressupõe que algumas políticas favorecem, prioritariamente e com melhor qualidade, grupos sociais mais ricos e escolarizados; depois, são direcionadas ao restante da população. Esta distorção pode ser justificada pela cultura técnica da burocracia, se esta interpretar que as prioridades estatais devem refletir a estrutura social (Marques, 2000), ou pela busca de apoio político e oportunidades eleitorais por parte dos governantes, que privilegiariam os grupos mais ricos e educados, devido à sua maior influência no processo eleitoral (Fizson, 1990; Ames, 1995; Gradstein e Justman, 1999).

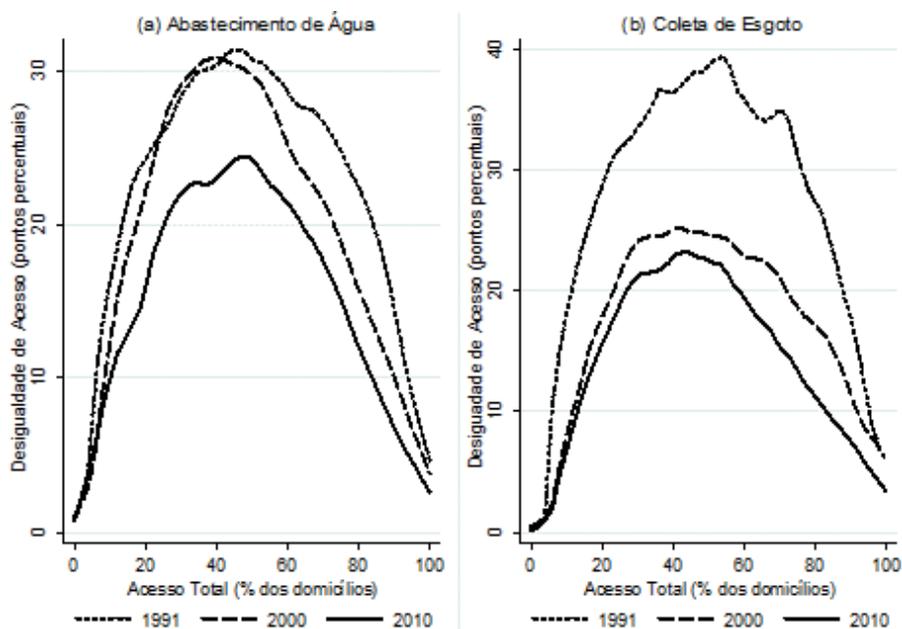
Os dados descritivos aqui apresentados, embora consistentes com a hipótese de SHP, são ainda insuficientes para eliminar explicações alternativas para a correlação entre renda e acesso a saneamento. Nos locais em que há cobrança pela oferta, a viabilidade econômica inicial também pode explicar a priorização aos mais ricos. Mesmo no caso de ausência de cobrança, pode haver correlação entre renda e acesso, por conta da valorização dos imóveis na área de cobertura do serviço de saneamento, tendo por efeito indireto selecionar famílias de maior renda e, por isso, aptas a pagar pelo maior valor do imóvel (Bichir, 2009). Dessa maneira, a localização das famílias é endógena e, conseqüentemente, a desigualdade de acesso pode refletir realocações destas e não uma política deliberada de favorecimento dos segmentos mais ricos e educados.

Marques (2000), Marques e Bichir (2001), Bichir (2009), Saiani, Toneto Júnior e Dourado (2013) e Oliveira e Saiani (2021) avaliam a hipótese de SHP no saneamento do Brasil, com análises empíricas descritivas e econométricas. Em conjunto, as evidências não refutam a hipótese, de modo consistente com as relações do gráfico 2.

Estas foram aqui ajustadas por regressões não paramétricas por *kernel-weighted local polynomial regression*.¹⁴ Nos dois serviços e nos três anos, as relações entre os indicadores de desigualdade de acesso e o acesso total assumem um formato similar a um “U invertido”. Assim, sinalizam que, em estágios iniciais da cobertura dos serviços, o acesso dos mais ricos é maior que o dos mais pobres (a desigualdade aumenta); mas, atingido certo nível de cobertura, o acesso dos pobres aumenta mais (a desigualdade se reduz). Como não são considerados municípios que privatizaram no período, as relações devem ser atribuídas à provisão pública.

GRÁFICO 2

Provisão pública: relações entre desigualdade e acesso, segundo os serviços



Fontes: IBGE (1991); e Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1^a maio 2024).

Elaboração dos autores.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

3 ESTRATÉGIAS EMPÍRICAS

Como a atribuição da forma de provisão nos municípios brasileiros não é aleatória, para mensurar efeitos da privatização no acesso a serviços de saneamento básico é utilizado, na maioria das estimações, o método de diferenças em diferenças com

14. Para mais detalhes, ver, entre outros, Cleveland e Devlin (1988); Jones, Davies e Park (1994); e Loader (1999).

matching (DDM). Este método lida com potenciais vieses de autosseleção por atributos observados variantes entre municípios e no tempo e atributos não observados fixos no tempo, e garante maior comparabilidade entre tratados e não tratados (Heckman, Ichimura e Todd, 1997; 1998).¹⁵

As estimações dos efeitos médios da privatização são realizadas em dois estágios. No primeiro estágio, é obtido um grupo de controle com municípios comparáveis em atributos observados aos do grupo de tratamento (contrafactual). Para isso, são realizados pareamentos por *propensity score matching* (PSM). Por se tratar de probabilidades condicionais, utiliza-se o método *probit* em estimações baseadas em (1):

$$Prob(D_i^s = 1|X_i) = P(X_i) = \alpha_0^s + \alpha_1^s X_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

sendo α_0^s a constante; α_1^s os coeficientes do vetor de variáveis explicativas X_i ; e ε_i o erro.

Como há casos de privatização de apenas um serviço, a equação (1) é estimada para cada serviço, em consonância com o intuito de avaliar efeitos sobre o acesso tanto a abastecimento de água como a coleta de esgoto. Ressalta-se que, nesse estágio, não são discriminadas as formas de privatização no saneamento básico brasileiro. Assim, o termo D_i^s representa a variável dependente binária igual a 1 se o município i privatizou o serviço s (água ou esgoto) entre 1991 e 2010, período que compreende os três últimos anos (1991, 2000 e 2010) com Censo Demográfico no Brasil, que é a única fonte de dados a partir dos quais é possível calcular os indicadores de acesso considerados para todos os municípios.

Ao longo do período, 183 municípios privatizaram o abastecimento de água e 175, a coleta de esgoto (tabela 2), o que representava menos de 4% dos municípios brasileiros existentes em 2010 (tabela 1). Tal fato ressalta a importância do PSM inicial para garantir maior comparabilidade entre os grupos de tratamento e de controle. A identificação dos municípios com privatização (e o tipo) e provisão pública é realizada com dados do SNIS e da ABCON.

Segundo Heckman, Ichimura e Todd (1998), no pareamento por PSM, devem ser considerados atributos observados que podem afetar tanto o *status* do tratamento (privatização ou não) como seus possíveis resultados. De acordo com Caliendo e Kopeinig (2005), para evitar problemas de endogeneidade, são preferíveis atributos fixos no tempo ou referentes a períodos anteriores ao do início do tratamento. Ademais, uma variável deve ser descartada somente se houver consenso

15. A privatização é analisada como um tratamento, sendo a discussão fundamentada pela literatura derivada do modelo Roy-Rubin (Roy, 1951; Rubin, 1974; 1978). Tratados são os municípios que privatizaram e não tratados são aqueles que mantiveram provisão pública. O viés de autosseleção refere-se à possibilidade de a seleção ao tratamento não ser independente de seus resultados potenciais (Caliendo e Kopeinig, 2005; Angrist e Pischke, 2009). Assim, municípios com provisão pública não são contrafactuais adequados para os municípios que privatizaram os serviços de saneamento básico.

de que não determina o resultado. Bryson, Dorsett e Purdon (2002) apontam, ainda, que a inclusão de variáveis não significativas não envies as estimações.

Seguindo essas recomendações, são empregadas as variáveis explicativas (X_i) do quadro 1, que correspondem a *proxies* para atributos apontados pela literatura como potenciais determinantes da privatização e/ou do acesso a saneamento no país. Ademais, algumas delas buscam controlar incentivos distintos das especificidades institucionais e do setor. As variáveis são fixas no tempo ou medidas com dados do Censo Demográfico de 1991 (IBGE, 1991); ou seja, três anos antes da primeira privatização no setor (tabela 2).

QUADRO 1
PSM: descrições das variáveis explicativas X_i

Variáveis	Descrições
Acesso água	Domicílios com abastecimento de água (rede geral)/domicílios totais
Acesso esgoto	Domicílios com coleta de esgoto (rede geral)/domicílios totais
Renda <i>per capita</i>	Rendimento domiciliar mensal <i>per capita</i> médio (R\$ 2 mil)
Automóvel	Pessoas com veículo de passeio ou utilitário/população total
Energia e geladeira	Pessoas com energia elétrica e geladeira (ou <i>freezer</i>)/população total
Telefone	Pessoas com telefone/população total
Taxa de urbanização	População residente em áreas urbanas/população total
População	População residente total (milhares de habitantes)
Jovens	População abaixo de 19 anos/população total
Idosos	População acima de 60 anos/população total
Capital	<i>Dummy</i> igual a 1 em capitais estaduais ou na capital federal
Região metropolitana	<i>Dummy</i> igual a 1 em municípios de regiões metropolitanas
Tocantins	<i>Dummy</i> igual a 1 em municípios do estado do Tocantins
Mato Grosso	<i>Dummy</i> igual a 1 em municípios do estado de Mato Grosso

Fonte: IBGE (1991).
Elaboração dos autores.

Por serem o foco das análises deste estudo (resultados avaliados), é importante que o *matching* considere os acessos anteriores à privatização. Reforça tal argumento o fato de a hipótese de identificação do método de diferenças em diferenças ser a existência de tendência comum do resultado condicionado, sendo os tratados desviados desta tendência devido ao tratamento (Heckman, Ichimura e Todd, 1997; 1998). Ademais, condições anteriores podem influenciar a privatização (Ménard e Saussier, 2000). O *acesso água* é controlado apenas para as privatizações deste serviço, sendo o mesmo realizado com o *acesso esgoto*.

Evidências mostram maior acesso a saneamento no Brasil à medida que aumentam a população, a urbanização e a renda *per capita* dos municípios.

A explicação é que tais atributos afetam custos, retornos e, assim, a viabilidade econômica (Rezende *et al.*, 2007; Picazo-Tadeo *et al.*, 2012; Saiani, Toneto Júnior e Dourado, 2013). Ademais, na ausência de dados fiscais municipais para todos os anos analisados, tais variáveis também são *proxies* para as capacidades de arrecadar e investir (Gomes e MacDowell, 2000; Galiani, Gertler e Schargrotsky, 2005). Aspectos fiscais são apontados como motivadores de privatizações (Dweck, 2000).

Outra motivação é o ganho de eficiência (Megginson e Netter, 2001). A população é uma *proxy* geralmente utilizada para controlar tal aspecto, partindo-se do pressuposto de que quanto mais elevado o número de usuários, maior tende a ser a capacidade de arrecadar e investir, ao mesmo tempo que há economias de escala e densidade no setor (Ménard e Saussier, 2000; Picazo-Tadeo *et al.*, 2012). Estes fatores justificam os controles pelas variáveis *renda per capita*, *população*, *jovens*, *idosos* e *taxa de urbanização* e pelas *proxies* de riqueza (ou consumo) – *automóvel*, *energia* e *geladeira e telefone*.

Em relação às variáveis *jovens* e *idosos*, deve-se destacar, ainda, que a demanda por serviços públicos em um local tende a ser influenciada por sua estrutura etária (Case, Rosen e Hines Junior, 1993). Em municípios com grande concentração de jovens e idosos, pode existir maior pressão por investimentos em saneamento básico, pois essas são faixas etárias mais vulneráveis às doenças associadas a inadequações no setor (Heller, 1997). Além disso, os não jovens e não idosos (ou seja, os adultos) contribuem mais para a arrecadação tributária.

Para controlar possíveis efeitos de especificidades institucionais, são inseridas as *dummies capital*, *região metropolitana*, *Tocantins* e *Mato Grosso*. Em muitos municípios, a provisão é realizada por Cesbs controladas por governos estaduais (tabela 1). Desse modo, a privatização pode ser mais difícil politicamente em capitais estaduais ou na capital federal. Nos anos 1990, a Cesb do Tocantins foi privatizada; em 2000, a Cesb do Mato Grosso foi extinta. Municípios destes estados podem ter maior incentivo a privatizar, pois não há a opção pela concessão estadual. Por outro lado, o incentivo pode ser menor nas regiões metropolitanas, em função da já comentada indefinição da titularidade dos serviços.

A presença de provisão estadual pode resultar em atributos não observados que estimulam a privatização em alguns estados e inibem em outros. Para lidar com esta possibilidade, são considerados somente municípios dos doze estados com pelo menos um caso de privatização dos serviços de saneamento básico analisados.¹⁶ Acredita-se que, dessa forma, é garantida maior comparabilidade entre os tratados e os não tratados.

16. Amazonas, Pará, Tocantins, Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Ao considerar somente estes doze estados, a amostra se reduz de mais de 5,5 mil para aproximadamente 2,6 mil municípios.

Uma discussão detalhada dos resultados das estimações baseadas na equação (1), apresentados na tabela A.1 do apêndice A, foge do escopo deste estudo. Deve-se apenas apontar que, no geral, corroboram o esperado pelas justificativas dadas para as variáveis explicativas, embasadas pela literatura e por especificidades institucionais e do setor. Assim, sugerem que as privatizações foram determinadas por atributos municipais que afetam custos e capacidade de investir, bem como por incentivos institucionais e setoriais.

Os *propensity scores* são usados para parear municípios dos grupos de tratamento e controle. Conforme a proposta para o método de diferenças em diferenças com *matching* de Heckman, Ichimura e Todd (1997; 1998), adota-se o algoritmo de *kernel* nos pareamentos e são considerados apenas municípios no suporte comum, seguindo Lee (2013).¹⁷ Para avaliar se os resultados são sensíveis à estratégia de pareamento, em estimações adicionais, este é realizado pelo algoritmo do *nearest neighbour* (“vizinho mais próximo”).¹⁸

A proposta de Rosenbaum e Rubin (1985) é adotada para averiguar a qualidade dos pareamentos: testes *t* de diferenças de médias entre os grupos de tratamento e de controle para cada uma das variáveis explicativas (quadro 1) antes e após o *matching*. A hipótese nula é que a diferença das médias entre os grupos seja igual a zero. Se a estatística *t* for significativa, as médias são estatisticamente diferentes. O ideal é que, após o pareamento, não persistam diferenças. As tabelas A.2 e A.3 do apêndice A mostram que isto ocorre em quase todas as variáveis, sugerindo comparabilidade dos grupos em atributos observados.

Diferenças em atributos não observados variantes entre municípios e fixos no tempo (efeitos fixos) são controladas, no segundo estágio do método de DDM, em estimações com dados em painel baseadas na equação (2) – com efeitos fixos pelo estimador *within* e erros-padrão robustos por *clusters* (Cameron, Gelbach e Miller, 2008; Angrist e Pischke, 2009). Temos, então:

$$A_{it}^S = \gamma_0^S + \gamma_1^S \text{Concessão Privada}_{it}^S + \gamma_2^S \text{Concessão Híbrida}_{it}^S + \gamma_3^S W_{it} + T_t + \mu_i + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

sendo γ_0^S a constante; γ_1^S e γ_2^S os coeficientes associados às variáveis explicativas de interesse; γ_3^S os coeficientes associados ao vetor de covariadas W_{it} ; T_t um vetor de *dummies* anuais; μ_i os efeitos fixos; e ϵ_{it} o erro.

17. Na verdade, são impostas a condição de distância máxima entre os *scores* dos tratados e dos não tratados (*bandwidth* = 0,06) e o suporte comum (exclusão dos municípios não tratados com *propensity scores* inferiores ao mínimo e superiores ao máximo dos tratados). Para mais detalhes, ver, entre outros, Heckman, Ichimura e Todd (1997; 1998); Caliendo e Kopeinig (2005); e Angrist e Pischke (2009).

18. Por *kernel*, o contrafactual é construído pela média ponderada de todos os não tratados (respeitando-se as condições de *bandwidth* de 0,06 e suporte comum). Os pesos são inversamente proporcionais à distância entre os *propensity scores* de cada não tratado e do tratado para o qual o contrafactual é calculado. No *nearest neighbour*, com reposição e no suporte comum, cada tratado é pareado ao não tratado mais próximo em termos de *propensity scores*. É atribuído peso zero aos municípios não tratados e não pareados, e aqueles pareados a mais de um município tratado recebem pesos superiores a 1, que variam segundo o número de vezes em que são utilizados (Caliendo e Kopeinig, 2005).

As variáveis dependentes (A_{it}^s) são os indicadores de acesso ao serviço s (água ou esgoto) do município i no ano t analisados na seção anterior (tabela 3): *acesso total*, *acesso no 1º quintil*, *acesso no 2º quintil*, *acesso no 3º quintil*, *acesso no 4º quintil*, *acesso no 5º quintil* e *desigualdade de acesso*. Estes indicadores são calculados com informações dos três últimos Censos Demográficos do IBGE (1991).¹⁹ Com esse conjunto de variáveis dependentes, é possível avaliar efeitos heterogêneos da privatização no acesso a saneamento conforme a renda dos usuários e, conseqüentemente, na equidade de acesso intramunicipal. Ademais, dessa forma, o estudo contribui para a literatura empírica, que não é conclusiva quanto aos “vencedores” e “perdedores” da privatização no saneamento (Estache, Gomez-Lobo e Leipziger, 2001; Estache, Foster e Wodon, 2002; Clarke, Kosec e Wallsten, 2004; Prasad, 2006; Granados e Sánchez, 2014).

Como já comentado, as privatizações no saneamento brasileiro são classificadas em duas modalidades. Nas estimações, tal divisão é realizada por meio das variáveis citadas a seguir.²⁰

- *concessão privada* $_{it}^s$: *dummy* igual a 1 se o serviço (s) de saneamento em análise (abastecimento de água ou coleta de esgoto) for provido, no município i e no ano t , por uma concessão privada.
- *concessão híbrida* $_{it}^s$: *dummy* igual a 1 se o serviço (s) de saneamento em análise (abastecimento de água ou coleta de esgoto) for provido, no município i e no ano t , pela concessão híbrida.

Entre 1991 e 2010, as concessões privadas do abastecimento de água ocorreram em sessenta municípios e as da coleta de esgoto, em 65 municípios; por seu turno, a concessão híbrida passou a prover estes serviços em, respectivamente, 123 e 110 municípios (tabelas 1 e 2). No primeiro ano, só existia provisão pública; ou seja, em todos os municípios, as *dummies* concessão privada e concessão híbrida são iguais a zero em 1991. Tal fato viabiliza o método de DDM, que exige a existência de dados dos tratados ao menos em um ano anterior ao do tratamento. Ademais, como destacam Galiani, Gertler e Schargrodsky (2005) para o caso do saneamento na Argentina, variações da provisão no tempo e no espaço (horizontal e longitudinal) são um potencial instrumento para a identificação de efeitos causais das privatizações.

Os termos γ_1^s e γ_2^s representam, respectivamente, os efeitos médios estimados das concessões privadas e híbridas. A tabela A.4 do apêndice A mostra que, de 1991 a 2010, os acessos totais e por quintis aumentaram, na média, nas três modalidades de provisão (concessão privada, concessão híbrida e pública) e, no

19. Sobre os Censos 2000 e 2010, ver: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>. Acesso em: maio 2024.

20. Por diferenças em diferenças, é possível considerar mais de um *status* de tratamento (Angrist e Pischke, 2009); no caso, as privatizações (tratamento) são desagregadas em concessões privadas e híbridas.

geral, a desigualdade de acesso se reduziu. Portanto, um efeito positivo denota que, na média, municípios que adotaram a forma de privatização em análise atingiram nível de acesso (ou desigualdade de acesso) maior do que alcançariam com provisão pública; por sua vez, um efeito negativo significa que, na média, municípios que adotaram a forma de privatização em discussão atingiram nível de acesso (ou desigualdade de acesso) menor do que obteriam com provisão pública.

Para tentar garantir que os efeitos decorram mesmo da mudança da provisão, e não de variações concomitantes de outros fatores, são inseridas as covariadas (W_{it}) do quadro 2. Estas foram escolhidas por serem apontadas na literatura como determinantes do acesso no país e/ou da privatização (potencialmente lidando, assim, com viés de autosseleção por atributos variantes entre municípios e no tempo). Justificativas para *renda per capita*, *população* e *urbanização* já foram discutidas, pois também são consideradas no PSM.

QUADRO 2

Painel: descrições e fontes das covariadas W_{it}

Variáveis	Descrições	Fontes
Renda <i>per capita</i>	Rendimento domiciliar mensal <i>per capita</i> médio (R\$ 2 mil)	IBGE
População	População residente total (milhares de habitantes)	IBGE
Taxa de urbanização	População residente em áreas urbanas/população total	IBGE
Densidade	População residente/área (habitantes por Km ²)	IBGE
Área	Área total (1 mil Km ²)	IBGE
Emprego	Empregos formais/população economicamente ativa (PEA)	MTE
Grau de instrução	Empregos formais com ensino médio completo ou mais/empregos formais	MTE

Elaboração dos autores.

Obs.: MTE – Ministério do Trabalho e Emprego.

A variável *densidade* controla efeitos de economias de aglomeração. Os custos da provisão podem ser afetados pela extensão territorial, controlada pela *área*, que também pode captar impactos de possíveis desmembramentos de distritos (Gomes e MacDowell, 2000). O desemprego resulta em desigualdade de renda e maior parcela da população na pobreza (Wennemo, 1993), o que pode influenciar o acesso. A *proxy emprego* controla este potencial impacto. Rezende *et al.* (2007) mostram que o nível educacional é um determinante do acesso a saneamento no Brasil, o que justifica a *proxy grau de instrução*.

Ainda com relação à equação (2), o termo T_t corresponde a um vetor de *dummies* anuais (2000 e 2010, sendo 1991 a base de comparação), importante para controlar efeitos de atributos não observados fixos entre os municípios, mas variantes no tempo (alterações institucionais, por exemplo), e o termo μ_i representa os efeitos fixos de cada município.

A estratégia de identificação por diferenças em diferenças com *matching* em painel de efeitos fixos adotada é complementada por estratégias adicionais (testes de robustez e investigações de efeitos heterogêneos), com a finalidade de mitigar potenciais problemas advindos de variações de atributos não observados que determinam a dinâmica do acesso e que podem estar correlacionados com a decisão de conceder os serviços de saneamento a operadores privados. Assim, espera-se garantir evidências mais robustas que permitam atribuir causalidade à modalidade de provisão do serviço de saneamento em análise.

A primeira estratégia (teste de placebo) consiste em estimações adicionais, ainda por DDM, baseadas na equação (3), com dados apenas de 1991 e 2000 e considerando os municípios que adotaram uma das modalidades de privatização entre estes anos e os que mantiveram provisão pública, mas diferenciando neste último grupo aqueles que optaram pela privatização depois de 2000. Para isso, são utilizadas as variáveis descritas a seguir.

$$A_{it}^s = \gamma_0^s + \gamma_1^s \text{Concessão Privada}_{it}^s + \gamma_2^s \text{Concessão Híbrida}_{it}^s + \gamma_3^s W_{it} + \gamma_4^s \text{Privada Após}_{it}^s + \gamma_5^s \text{Híbrida Após}_{it}^s + T_t + \mu_i + \epsilon_{it}, \quad (3)$$

sendo:

- *privada após*_{it}^s: uma *dummy* igual a 1 em 2000 se, após este ano, o serviço (s) em análise (abastecimento de água ou coleta de esgoto) passou a ser provido no município *i* por uma concessão privada; e
- *híbrida após*_{it}^s: uma *dummy* igual a 1 em 2000 se, após este ano, o serviço (s) em discussão (abastecimento de água ou coleta de esgoto) passou a ser provido no município *i* pela concessão híbrida.

Assim, nessas estimações, os municípios com determinada privatização após 2000 são considerados como contrafactuais (placebos) para aqueles que privatizaram na mesma modalidade entre 1991 e 2000. Parte-se do pressuposto de que municípios que adotaram uma das formas de concessão (privada ou híbrida), mesmo que em momentos distintos, possuem atributos não observados mais similares que influenciam a decisão por privatizar e as evoluções dos acessos. A estratégia possibilita, então, comparar estas evoluções em municípios que tendem a ser mais semelhantes em termos de atributos não observados.

Os efeitos associados à variável *concessão privada* (γ_1^s) são confrontados aos coeficientes estimados da variável *privada após* (γ_4^s); e os efeitos associados à variável *concessão híbrida* (γ_2^s) são comparados aos coeficientes da variável *híbrida após* (γ_5^s). Se as variações médias dos acessos forem diferentes entre os pares de municípios (ou seja, para cada modalidade de privatização, entre aqueles que concederam o serviço à iniciativa privada de 1991 a 2000 e aqueles que fariam isso posteriormente), os efeitos estimados podem ser atribuídos, com maior robustez, ao tipo

de privatização em análise. Caso contrário, é possível que decorram de atributos não observados, variantes no tempo e entre os municípios, que afetam o acesso independentemente da forma de provisão.

A segunda estratégia consiste em estimações, também com dados apenas de 1991 e 2000, desconsiderando municípios que mantiveram a provisão pública até 2010. Dessa forma, não é realizado o *matching* inicial, sendo utilizado o método de diferenças em diferenças “tradicional” em painel com efeitos fixos (DD) para regressões de modelos baseados nas equações (4) e (5) – exclusivas, respectivamente, para as concessões privada ou híbrida.

$$A_{it}^s = \gamma_0^s + \gamma_1^s \text{Concessão Privada}_{it}^s + \gamma_3^s W_{it} + T_t + \mu_i + \epsilon_{it}; e \quad (4)$$

$$A_{it}^s = \gamma_0^s + \gamma_2^s \text{Concessão Híbrida}_{it}^s + \gamma_3^s W_{it} + T_t + \mu_i + \epsilon_{it}. \quad (5)$$

Assim, nessas estimações, os municípios que adotaram um tipo de privatização após 2000 formam o contrafactual (placebo) para aqueles que optaram pelo mesmo tipo antes de 2000. Como na estratégia anterior, supõe-se que os pares de municípios são mais semelhantes em atributos não observados variantes no tempo que determinam a forma de provisão e/ou o acesso. Desse modo, coeficientes (γ_1^s e γ_2^s) significativos sinalizam variações estatisticamente distintas, sendo uma evidência favorável à atribuição de causalidade.

O quadro 3 resume as estimações até aqui discutidas, que são segmentadas em seis especificações para facilitar as análises dos resultados. A *especificação I* representa as estimações por diferenças em diferenças com *matching* pelo algoritmo de *kernel* (DDM-K) e dados de 1991, 2000 e 2010. A *especificação II* é o primeiro teste de robustez (estimções por DDM-K com dados de 1991 e 2000 e os municípios que privatizaram o saneamento após 2000 como placebo). As *especificações III* e *IV* correspondem ao segundo teste de robustez (dados de 1991 e 2000, estimções por DD específicas para cada forma de privatização e placebo). As *especificações V* e *VI* são semelhantes às *I* e *II*, respectivamente, mas com *matching* pelo algoritmo do *nearest neighbour* (DDM-NN).

Por sua vez, para investigar possíveis efeitos das privatizações na desigualdade de cobertura dos serviços de saneamento básico entre as municipalidades, são realizadas estimções para três conjuntos de municípios, segmentados segundo faixas de atendimento em 1991 (isto é, antes das privatizações): acesso disponível em *menos de 25%* dos domicílios; *de 25% a 50%* dos domicílios; e *mais de 50%* dos domicílios. As variáveis dependentes (A_{it}^s) são os já apontados indicadores municipais de acesso total e de desigualdade de acesso.

QUADRO 3
Resumo das especificações adotadas nas estimações

Especificações/características	I	II	III	IV	V	VI
Método de diferenças em diferenças com <i>matching</i> (DDM)	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
Pareamento por <i>kernel</i>	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
Pareamento por <i>nearest neighbour</i>	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim
Método de diferenças em diferenças “tradicional” (DD)	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não
Período: 1991, 2000 e 2010	Sim	Não	Não	Não	Sim	Não
Período: apenas 1991 e 2000	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim
Municípios com concessão privada	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Variável <i>privada após</i> (placebo)	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim
Municípios com concessão híbrida	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Variável <i>híbrida após</i> (placebo)	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim
Municípios com provedores públicos (grupo de controle)	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
Covariadas, constantes e <i>dummies</i> anuais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fontes: IBGE (1991); Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON SINDCON (2023).

Elaboração dos autores.

Com essa segmentação, é avaliado se os efeitos da privatização são heterogêneos segundo a situação inicial (que pode ser um indicativo da capacidade do município de investir em saneamento). Conforme a magnitude (e a significância) dos coeficientes em cada segmento, pode-se proceder a inferências em relação aos efeitos da privatização na desigualdade de acesso aos serviços entre os municípios. Em síntese, se a privatização for associada a efeitos de aumento (ou redução) do acesso nos municípios com piores condições prévias e a efeitos pouco relevantes naqueles com melhores condições, trata-se de uma evidência de que a provisão privada reduz (ou aumenta) a desigualdade de acesso intermunicipal.

Nessas estimações, como o pareamento entre os tratados e não tratados é realizado apenas por uma dimensão (acesso em 1991), é usado o método de DD “tradicional” para as quatro primeiras especificações do quadro 3 (substituindo-se o DDM pelo DD nas duas primeiras). Nota-se uma limitação na tabela A.5 do apêndice A: os municípios com dado provedor privado (antes ou após 2000), em algumas faixas de acesso de 1991, são poucos ou inexistentes, o que pode afetar as significâncias ou inviabilizar algumas regressões.

Para a amostra completa (*especificação I*) e as subamostras segundo as situações iniciais, são feitos outros testes de robustez para garantir maior confiança na atribuição de causalidade aos possíveis efeitos estimados. O primeiro teste consiste na estimação, por DD, de modelos baseados na equação (4), nos quais constam

dummies privatizações “defasadas” (*lags*), que assumem o valor 1 no município i no momento imediatamente anterior ($t - 1$) à concessão (Clarke e Schythe, 2020). Com a vantagem de não ter que segmentar o período, este teste cumpre papel semelhante ao do teste de placebo: avaliar se atributos variantes entre os municípios e no tempo já não determinavam tendências distintas do acesso e da desigualdade de acesso anteriormente às mudanças das provisões. Temos então que:

$$A_{it}^s = \gamma_0^s + \gamma_1^s \text{Concessão Privada}_{it}^s + \gamma_2^s \text{Concessão Híbrida}_{it}^s + \gamma_3^s W_{it} + \gamma_6^s \text{Privada Defasada}_{it-1}^s + \gamma_7^s \text{Híbrida Defasada}_{it}^s + T_t + \mu_i + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

sendo:

- *privada defasada* $_{it-1}^s$: uma *dummy* igual a 1 em $t - 1$ se, em t , o serviço (s) em análise (abastecimento de água ou coleta de esgoto) passou a ser provido no município i por uma concessão privada; e
- *híbrida defasada* $_{it-1}^s$: uma *dummy* igual a 1 em $t - 1$ se, em t , o serviço (s) em discussão (abastecimento de água ou coleta de esgoto) passou a ser provido no município i pela concessão híbrida.

Ademais, é implementado um teste de falsificação (Gertler *et al.*, 2018): estimações de modelos baseados na equação (2), por DD, nos quais as variáveis dependentes (A_{it}^s) passam a ser indicadores municipais de acesso total e desigualdade de acesso à coleta de lixo. Os dados também são oriundos dos Censos do IBGE, sendo considerado como acesso se o domicílio tem seu lixo coletado regularmente por serviços de limpeza, diretamente ou via caçambas. A coleta de lixo é um dos serviços de manejo de resíduos sólidos, que, tal como o abastecimento de água e o esgotamento sanitário, é classificado como um serviço de saneamento básico, sendo a titularidade também municipal (Brasil, 2007). Tais fatores justificam a escolha da coleta de lixo para o teste proposto. Assim, é averiguado se os possíveis efeitos aqui encontrados ocorrem somente nos serviços privatizados ou decorrem de atributos não observados que impactam o acesso a saneamento em geral.

O último teste de robustez é o de randomização da variável *tratamento*, que consiste na escolha aleatória de um grupo de municípios para comparar as evoluções médias das variáveis dependentes nestes e nos municípios efetivamente tratados. Se forem distintas, é uma evidência favorável à atribuição de causalidade. Considerando-se que as privatizações dos serviços de saneamento analisados ocorreram em pouco menos de 4% dos municípios brasileiros entre 1991 e 2010 (tabelas 1 e 2), opta-se por selecionar, de forma aleatória, 2% dos municípios em 2000 e outros 2% em 2010. Desse modo, em estimações baseadas na equação (2), por DD, nos primeiros 2% selecionados, a *dummy tratamento* é igual a 1 em 2000 e em 2010; nos 2% adicionais, a mesma *dummy* é igual a 1 apenas em 2010.

4 ANÁLISES DOS RESULTADOS: EFEITOS DAS PRIVATIZAÇÕES SOBRE O ACESSO A SANEAMENTO

A seguir, são analisados os resultados de interesse para este estudo; ou seja, aqueles que permitem averiguar efeitos da privatização no acesso a saneamento básico no Brasil.²¹ De um modo geral, como se nota nas tabelas 4 e 5, a concessão privada está associada a um efeito positivo e robusto no acesso à coleta de esgoto e a um efeito negativo, porém não robusto, no acesso ao abastecimento de água. Na *especificação I*, que avalia o período de 1991 a 2010 por DDM-K, a concessão privada tem efeito negativo e significativo no acesso total à rede de água – o que também é constatado na *especificação V* (DDM-NN).

TABELA 4
Efeitos das privatizações sobre o acesso total a abastecimento de água

Variáveis/especificações	Abastecimento de água					
	I	II	III	IV	V	VI
Concessão privada	-8,199* (2,421)	-15,017* (3,313)	-5,042 (4,186)	-	-8,499* (2,337)	-14,521* (3,761)
Privada após	-	-10,728** (4,399)	-	-	-	-11,852** (4,574)
Concessão híbrida	8,164* (2,845)	4,397 (3,664)	-	-2,298 (4,43)	8,068* (2,734)	4,683 (3,774)
Híbrida após	-	8,725 (5,558)	-	-	-	11,991** (5,654)
Observações	8.361	5.574	104	138	531	354
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024);

SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorical/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

Contudo, tal efeito não é robusto, uma vez que é também observado no respectivo placebo, ou seja, na variação do acesso ao serviço entre 1991 e 2000 nos municípios que realizaram concessões privadas após 2000 – *especificações II* (DDM-K) e *VI* (DDM-NN). Verifica-se, ainda, um coeficiente negativo, mas não significativo, com o grupo de controle composto apenas por municípios com provisão privada após 2000 (*especificação III*). Portanto, considerando-se estes testes de robustez, os resultados sugerem que o efeito médio negativo pode não decorrer (ou, pelo menos, não apenas) da concessão privada.

21. Para fins de exposição, estão omitidos, nas tabelas de resultados, os coeficientes estimados associados às covariadas. Estes podem ser solicitados aos autores.

Na coleta de esgoto, o efeito médio positivo e significativo da concessão privada no nível de acesso total, observado para o período de 1991 a 2010 – *especificações I e V* (DDM-K e DDM-NN, respectivamente) –, é robusto pelos testes de robustez reportados. Isto porque, de 1991 a 2000, também é observado um efeito médio positivo e significativo no acesso total ao serviço e um coeficiente negativo para os municípios que adotaram a provisão privada após 2000, que são usados como placebo – *especificações II* (DDM-K) e *VI* (DDM-NN). Também quando apenas estes municípios formam o grupo de controle, o efeito da concessão privada permanece positivo e significativo (*especificação III*).

TABELA 5
Efeitos das privatizações sobre o acesso total a coleta de esgoto

Variáveis/especificações	Coleta de esgoto					
	I	II	III	IV	V	VI
Concessão privada	6,188** (2,622)	10,671** (4,493)	17,311* (5,080)	-	5,705*** (3,201)	9,762* (5,361)
Privada após	-	-3,232*** (1,858)	-	-	-	-3,413 (2,922)
Concessão híbrida	-3,95* (1,526)	-4,015* (1,421)	-	-0,159 (0,405)	-4,976** (2,512)	-5,233*** (3,151)
Híbrida após	-	-4,258* (1,613)	-	-	-	-5,683 (3,532)
Observações	8.370	5.580	112	132	537	358
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

Para os municípios que concederam o abastecimento de água na forma híbrida (em que o controle da empresa é privado, mas o Estado retém participação acionária e direitos de veto e de indicação de diretoria de planejamento), não existem evidências robustas de desempenho distinto daqueles observados na provisão pública. Para o período de 1991 a 2010 – *especificações I* (DDM-K) e *V* (DDM-NN) –, há um efeito positivo e significativo no acesso ao abastecimento de água e um efeito negativo na coleta de esgoto. Contudo, ambos os efeitos não sobrevivem a dois dos testes de robustez reportados (*especificações II, III, IV e VI*), seja por perderem significância, seja pela variação semelhante no placebo (municípios com provisão híbrida depois de 2000). Assim, pelos resultados já apontados, não é robusta a interpretação do coeficiente da concessão híbrida como um efeito causal.

Em síntese, o resultado mais robusto é o efeito médio positivo da concessão privada no acesso total a coleta de esgoto: é da ordem de 6,1 p.p. em comparação aos demais municípios para o período todo (*especificação I*) e de 17,3 p.p., de 1991 a 2000, em relação àqueles que também passaram a ter concessão privada, mas após 2000 (*especificação II*). A média do indicador municipal de acesso total a esgoto no período é de 23,83%, de modo que 6,1 p.p. correspondem a um aumento médio de 25,60% no acesso total ao serviço. Os outros resultados das tabelas 4 e 5, se não refutam integralmente a atribuição de causalidade, não a reforçam, sugerindo que outras variações significativas podem decorrer de atributos municipais não observados que influenciam a dinâmica do acesso total, independentemente do tipo de provisão.

O segundo grupo de resultados, apresentado nas tabelas 6 e 7, corresponde aos efeitos heterogêneos das concessões dos serviços de saneamento básico conforme a renda dos usuários (quintis de rendimento domiciliar *per capita*), o que permite inferências mais precisas sobre os efeitos distributivos que pautam o debate sobre privatização de serviços de utilidade pública. Nota-se, na tabela 6, que a concessão privada é associada a efeitos médios negativos e significativos no acesso ao abastecimento de água em todos os quintis, tanto de 1991 a 2010 como de 1991 a 2000 (*especificações I e II*, respectivamente).

Porém, pelos testes de robustez, os efeitos podem não decorrer da provisão privada, pois os coeficientes dos municípios que a adotaram após 2000 também são negativos e significativos (*especificação II*) e, quando somente eles formam o grupo de controle, são não significativos (*especificação III*). Ainda assim, verifica-se que o coeficiente associado ao placebo (*especificação II*) é consideravelmente menor para o quintil de maior renda, o que é uma evidência, ainda que pouco robusta, de que a privatização está associada a um menor acesso nos segmentos de alta renda na comparação com o provimento público.

Em relação à concessão híbrida no abastecimento de água, há efeitos positivos e significativos nos 3º, 4º e 5º quintis (*especificações I e II*). Porém, do mesmo modo que no total, tais resultados não sobrevivem aos testes de robustez. Os coeficientes dos municípios que adotaram tal privatização após 2000 também são positivos, e alguns deles significativos (*especificação II*); e, com apenas estes no grupo de controle, as variações nos municípios com privatização antes e depois de 2000 não diferem estatisticamente (*especificação IV*).

TABELA 6
Abastecimento de água: efeitos das privatizações sobre o acesso, por quintis de rendimento domiciliar

Variáveis/ quintis/ especificações	1º quintil		2º quintil		3º quintil		4º quintil		5º quintil	
	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
Concessão privada	-8,226** (3,359)	-12,566* (4,775)	-10,897* (3,955)	-20,419* (5,673)	-9,708* (3,079)	-18,273* (4,265)	-6,778** (2,888)	-11,324* (3,734)	-6,500** (2,596)	-12,952* (3,579)
Privada após	-	-12,851** (5,972)	-	-19,369* (7,456)	-	-14,540** (5,792)	-	-4,773*** (2,649)	-	-2,579*** (1,282)
Concessão híbrida	3,055 (4,407)	-2,395 (6,098)	4,805 (5,336)	-2,367 (7,435)	8,752** (3,895)	4,455 (5,253)	13,353* (3,375)	12,852* (3,901)	10,778* (3,221)	9,640* (3,647)
Híbrida após	-	-1,750 (7,478)	-	5,264 (9,382)	-	8,816 (7,230)	-	15,613** (6,074)	-	16,009** (6,281)
Especificações	III		IV		III		IV		III	
Concessão privada	-3,043 (4,688)	-	-3,901 (3,911)	-	-4,754 (4,555)	-	-5,485 (4,699)	-	-7,815 (4,910)	-
Concessão híbrida	-	5,665 (4,478)	-	-4,018 (5,629)	-	-4,932 (5,885)	-	-3,391 (5,983)	-	-4,822 (6,811)

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 7
Coleta de esgoto: efeitos das privatizações sobre o acesso, por quintis de rendimento domiciliar

Variáveis/ quintis/ especificações	1º quintil		2º quintil		3º quintil		4º quintil		5º quintil	
	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
Concessão privada	5,081** (2,364)	9,796** (3,806)	5,645** (2,542)	9,134** (4,369)	5,911** (2,768)	10,128** (4,796)	6,433** (2,828)	11,075** (4,867)	7,463** (3,274)	13,197** (5,170)
Privada após	-	-1,733*** (1,006)	-	-3,836** (1,942)	-	-3,288*** (1,918)	-	-3,281*** (1,858)	-	-3,838*** (2,231)
Concessão híbrida	-7,053* (1,954)	-4,759* (1,435)	-4,760* (1,526)	-4,401* (1,440)	-4,004* (1,549)	-4,061* (1,386)	-3,134** (1,553)	-3,460** (1,400)	-2,857*** (1,393)	-3,700** (1,558)
Híbrida após	-	2,978 (8,075)	-	-4,483* (1,708)	-	-3,981** (1,643)	-	-4,214* (1,535)	-	-3,830** (1,833)
Especificações	III		IV		III		IV		III	
Concessão privada	14,118* (4,870)	-	16,688* (5,140)	-	16,967* (5,569)	-	17,483* (5,314)	-	21,176* (5,896)	-
Concessão híbrida	-	-11,695 (8,401)	-	-0,624 (0,840)	-	-0,487 (0,464)	-	0,532 (0,471)	-	0,108 (0,910)

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

No caso dos efeitos da concessão privada sobre o acesso à rede de esgoto (tabela 7), o efeito positivo e robusto constatado no acesso total (tabela 5) é também observado em todos os cinco quintis. Ademais, esses efeitos são robustos pelos testes de robustez (*especificações II e III*). Já aqui se nota um resultado importante em termos dos efeitos distributivos da modalidade de privatização em análise. De um lado, ela está associada a um aumento médio substancial do acesso à rede de esgoto para todas os grupos de renda, o que tem impacto especialmente relevante nas populações mais pobres, cujas habitações tendem a ser mais sujeitas aos problemas derivados da exposição ao esgoto não tratado. De outro, o efeito de aumento médio do acesso à rede de esgoto é crescente conforme o grupo de renda, chegando a um acréscimo de 13,2 p.p. no quintil mais rico.

No caso da concessão híbrida, os resultados para todos os quintis, no geral, reforçam aqueles já observados no acesso total à coleta de esgoto. São observados efeitos negativos na coleta de esgoto nos cinco quintis, tanto na *especificação I* (1991 a 2010) como na *II* (1991 a 2000). Contudo, apenas no 1º quintil de rendimento domiciliar esses coeficientes diferem daqueles observados para o placebo (municípios com concessão híbrida depois de 2000), indicando que somente no caso dos mais pobres há uma evidência de que a concessão híbrida teria efeito de reduzir o acesso em comparação à provisão pública. Não se trata, porém, de resultado plenamente robusto, pois o efeito não é significativo apenas com os municípios com tal concessão após 2000 no grupo de controle (*especificação IV*).

Portanto, no geral, não há diferenças relevantes no acesso à água e ao esgoto entre a concessão híbrida e a provisão pública, o que não chega a surpreender, dado que o Estado compartilha a propriedade e direitos nessa forma de concessão. O resultado mais evidente e robusto, então, é o aumento do acesso à rede de esgoto quando há concessão privada, de aproximadamente 10 p.p. para todos os grupos de renda. Este efeito é, ademais, crescente conforme a renda, com um acréscimo de 3,4 p.p. entre o quintil mais rico e o mais pobre, uma evidência de que neste serviço a seletividade hierárquica pode ser maior na concessão privada do que no provimento estatal. Esta pode decorrer de uma cobrança mais efetiva nos serviços privados, que restringe os acessos dos pobres.

O terceiro grupo de resultados traz os efeitos da privatização do saneamento sobre indicadores de desigualdade de acesso. Conforme se nota nas tabelas 8 e 9, não há, no geral, evidências relevantes e robustas de que a privatização tenha afetado a desigualdade de acesso a saneamento. No caso do abastecimento de água, as concessões privadas e híbridas não são associadas a efeitos significativos em nenhuma das especificações.

TABELA 8
Efeitos das privatizações sobre a desigualdade de acesso a abastecimento de água

Variáveis/especificações	Abastecimento de água					
	I	II	III	IV	V	VI
Concessão privada	-1,726 (4,248)	-0,386 (5,902)	-4,772 (3,901)	-	-3,971 (4,004)	-1,626 (5,729)
Privada após	-	-10,272 (7,312)	-	-	-	-11,781*** (6,735)
Concessão híbrida	7,723 (5,909)	12,034 (7,801)	-	-10,487 (7,180)	9,665*** (5,442)	14,405*** (7,374)
Híbrida após	-	17,759*** (9,122)	-	-	-	19,697** (9,034)
Observações	8.361	5.574	104	138	531	354
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1^o maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1^o maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 9
Efeitos das privatizações sobre a desigualdade de acesso a coleta de esgoto

Variáveis/especificações	Coleta de esgoto					
	I	II	III	IV	V	VI
Concessão privada	2,381 (2,001)	3,401 (2,674)	7,058*** (4,209)	-	2,286 (2,269)	4,424 (3,150)
Privada após	-	-2,105 (2,118)	-	-	-	-1,256 (2,462)
Concessão híbrida	4,195* (1,382)	1,058 (0,821)	-	11,804 (8,758)	4,014** (1,642)	1,075 (1,658)
Híbrida após	-	-6,808 (8,000)	-	-	-	-7,593 (7,878)
Observações	8.370	5.580	112	132	537	358
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1^o maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1^o maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

Na desigualdade de acesso à coleta de esgoto, o coeficiente associado à concessão híbrida é positivo e significativo nas *especificações I* (DDM-K) e *V* (DDM-NN), mas não é robusto para ser interpretado como um efeito causal, dada a não significância nas demais especificações – testes de robustez (placebo). Por seu turno, a concessão privada é associada a um coeficiente médio positivo. Este, apesar de não significativo, pode decorrer da provisão privada, uma vez que o coeficiente dos municípios que a adotaram após 2000 é negativo, mas não significativo (*especificação II*) e, principalmente, com somente eles no grupo de controle, o coeficiente da privatização é positivo e significativo (*especificação III*).

Ademais, tal evidência de aumento da desigualdade de acesso à coleta de esgoto na concessão privada, embora pouco robusta pelos testes de robustez, é consistente com os resultados observados para cada um dos quintis de rendimento domiciliar (tabela 7), os quais sugerem impactos relevantes de crescimento do acesso em todos os quintis, mas ainda maior nos domicílios mais ricos (5º quintil). Em síntese, a provisão privada está associada a uma melhoria do acesso à rede coletora de esgoto em todas as faixas de renda, mas com sinais leves de aumento da desigualdade de acesso dentro de cada município.

O próximo conjunto de exercícios investiga os efeitos da privatização conforme a situação prevalecente antes da política, ou seja, a condição inicial de acesso às redes de água e esgoto (faixas de acesso em 1991). As tabelas 8 e 9 apresentam esses resultados para, respectivamente, os acessos totais e as desigualdades de acesso. Ao segmentar os municípios segundo a condição inicial, pretende-se averiguar efeitos heterogêneos das concessões na desigualdade de acesso intramunicipal, assim como na intermunicipal, o que é identificado se forem heterogêneos os efeitos estimados dos tipos de privatização.

O resultado mais evidente e interessante a destacar é o efeito positivo e robusto da concessão privada nos níveis de acessos totais, tanto ao abastecimento de água como à coleta de esgoto, para os municípios com piores condições iniciais, ou seja, situados na faixa inferior a 25% (tabela 10). Trata-se de efeito de elevada magnitude (em geral, superior a 10 p.p.) nos dois serviços de saneamento básico e justamente nos municípios mais desfavorecidos. Os coeficientes variam em magnitude nas diferentes especificações, mas são sempre elevados e significativos, atendendo aos dois testes de robustez; ou seja, ao teste de placebo e à comparação direta entre os municípios com concessão privada e aqueles que viriam a privatizar após 2000 (*especificações II e III*).

Os resultados do efeito médio da concessão privada para as faixas de municípios mais favorecidos (entre 25% e 50% e acima de 50%) são negativos, mas pouco robustos. Note-se que apenas na faixa de 25% a 50% os efeitos da concessão privada são negativos e confirmados pelo teste de placebo (*especificação II*), mas não são significantes quando apenas as concessões privadas posteriores compõem o controle (*especificação III*).²²

Tal resultado é especialmente interessante para a discussão dos efeitos distributivos da concessão privada de serviços de saneamento. Como o efeito é positivo e robusto para os municípios mais desfavorecidos e não positivo para os municípios mais favorecidos, a privatização de saneamento está associada a uma redução da desigualdade de acesso entre estes municípios. O mecanismo que está

22. Por insuficiência de municípios com situação inicial elevada de acesso a coleta de esgoto, os testes de robustez ficam comprometidos para esse serviço nas faixas de municípios relativamente mais favorecidos.

por trás do efeito parece ser mais decorrente da capacidade de atração de capital para municípios mais desfavorecidos, do que de uma mudança de incentivos, este um aspecto mais importante para os efeitos intramunicipais.

Confrontando-se os resultados da concessão privada nas tabelas 4, 5 e 10, é sugerido que os efeitos na amostra total são afetados pelos estágios de consolidação das coberturas, já que são similares (sinais) nos dois serviços nas mesmas situações iniciais. Na primeira faixa de acesso em 1991, os efeitos são positivos e atribuíveis com robustez à concessão. Nas demais faixas, os efeitos são negativos, sendo que na última pode não decorrer desta provisão. Tais evidências também estão de acordo com a hipótese da literatura, apontada na introdução deste texto, de que a situação do serviço anterior à privatização influencia seus efeitos.

Os resultados da concessão híbrida seguem o padrão já observado nas estimações anteriores, sem evidências robustas de um desempenho significativamente diferente da provisão pública. Ainda que a concessão híbrida, no caso do abastecimento de água, esteja associada a coeficientes positivos e significativos sobre o acesso total em todos os grupos de municípios segundo a situação inicial (*especificações I e II* da tabela 10), estes podem não ser efeitos decorrentes da privatização híbrida, pois os coeficientes do correspondente placebo também são positivos e significativos (*especificação II*). Além disso, se apenas estes compõem o grupo de controle, os efeitos não são significativos (*especificação IV*).

Um resultado semelhante também é observado no caso do acesso à coleta de esgoto. Como todos os municípios que concederam este serviço na forma híbrida possuíam, em 1991, acessos inferiores a 25%, só é possível realizar estimações para tal situação inicial. Na tabela 11, verifica-se que o coeficiente da concessão híbrida é negativo e significativo (*especificações I e II*). Porém, este pode não ser um efeito da provisão híbrida, dado que o coeficiente dos municípios que a adotaram após 2000 também é negativo e significativo (*especificação II*) e, com apenas estes no controle, não é significativo (*especificação IV*).

Quanto à desigualdade de acesso à rede de água, a tabela 11 mostra que a concessão privada é associada a coeficientes negativos em todas as situações iniciais. Estes, quando significativos, são apenas no período mais restrito de 1991 a 2000. Para a atribuição de causalidade, há apenas uma evidência favorável na faixa de acesso em 1991 intermediária (25% a 50%): nos municípios que adotaram tal concessão, reduziu-se de modo significativo a desigualdade de acesso à rede de água, não ocorrendo o mesmo naqueles com privatizações posteriores (*especificação II*). Ademais, com somente estes no controle, o coeficiente também é negativo, mas não é significativo (*especificação III*).

TABELA 10
Situações iniciais: efeitos das privatizações sobre o acesso total, segundo os serviços e o acesso (1991)

Variáveis/ acesso em 1991/ especificações	Abastecimento de água				Coleta de esgoto							
	Menos de 25%		Mais de 50%		Menos de 25%		Mais de 50%					
	I	II	I	II	I	II	I	II				
	De 25% a 50%		De 25% a 50%		De 25% a 50%		De 25% a 50%					
Concessão privada	8,087** (3,996)	23,049* (3,054)	-7,451** (3,342)	-15,514* (4,514)	-5,092* (1,238)	-5,434* (1,625)	4,870** (2,041)	10,273** (4,012)	-11,259* (1,662)	-11,232* (1,533)	-3,397* (1,200)	-5,602** (2,304)
Privada após	-	-3,509*** (2,374)	-	5,081 (11,239)	-	-3,672* (1,239)	-	-8,095* (1,810)	-	-	-	-6,684* (1,968)
Concessão híbrida	11,700* (2,798)	13,720* (3,353)	9,767* (1,579)	10,167* (2,002)	9,237* (1,880)	9,398* (2,148)	-11,045* (0,782)	-11,055* (0,586)	-	-	-	-
Híbrida após	-	17,571** (8,819)	-	17,666* (4,497)	-	10,094* (3,868)	-	-12,041* (0,480)	-	-	-	-
Especificações	III	IV	III	IV	III	IV	III	IV	III	IV	III	IV
Concessão privada	16,492** (5,839)	-	-2,702 (7,457)	-	-4,742*** (2,037)	-	24,938* (6,738)	-	-	-	4,138*** (2,383)	-
Concessão híbrida	-	-8,077 (9,495)	-	0,588 (6,667)	-	-2,089 (2,617)	-	-0,159 (0,405)	-	-	-	-

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>); acesso em: 1^a maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorical/>, acesso em: 1^a maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 11
Situações iniciais: efeitos das privatizações sobre a desigualdade de acesso, segundo os serviços e o acesso (1991)

Variáveis/acesso em 1991/ especificações	Abastecimento de água				Coleta de esgoto							
	Menos de 25%		Mais de 50%		Menos de 25%		Mais de 50%					
	I	II	I	II	I	II	I	II				
Concessão privada	-3,894 (3,384)	-36,663* (3,295)	-5,397 (5,888)	-14,644*** (7,731)	-0,083 (1,449)	-0,487 (1,806)	2,696 (2,198)	0,401 (2,650)	6,211* (1,029)	3,587** (1,461)	0,273 (1,373)	2,046 (3,000)
Privada após	-	-3,259 (5,649)	-	13,490 (9,271)	-	-3,603 (2,957)	-	-2,772** (1,224)	-	-	-	1,484 (2,702)
Concessão Híbrida	-0,072 (3,152)	-4,450 (4,449)	-3,048 (3,416)	-4,029 (3,993)	-10,891* (3,795)	-12,535* (4,360)	-3,111* (1,072)	-5,248* (0,601)	-	-	-	-
Híbrida após	-	7,375*** (4,093)	-	-9,218*** (5,442)	-	-4,411 (3,923)	-	-13,455*** (8,076)	-	-	-	-
Especificações	III	IV	III	IV	III	IV	III	IV	III	IV	III	IV
Concessão privada	-29,555 (32,092)	-	-54,913 (33,067)	-	3,242 (3,150)	-	2,713 (3,568)	-	-	-	-0,797 (4,334)	-
Concessão híbrida	-	-25,031** (11,367)	-	5,395 (11,608)	-	0,997 (9,336)	-	11,804 (8,758)	-	-	-	-

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>); acesso em: 1^a maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorical/>, acesso em: 1^a maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

A concessão híbrida também é associada a coeficientes negativos na desigualdade de acesso ao abastecimento de água, independentemente da situação inicial; contudo, o coeficiente é significativo apenas na maior faixa de acesso em 1991. Desconsiderando-se a significância, devido à limitação de observações, o coeficiente só poderia ser interpretado, com certa robustez, como um provável efeito causal na primeira faixa de acesso inicial (menos de 25%), na qual o coeficiente dos municípios que adotaram a provisão híbrida depois de 2000 é positivo e significativo (*especificação II*) e, com apenas estes municípios formando o grupo de controle, o coeficiente é negativo e significativo (*especificação IV*).

Na coleta de esgoto, a concessão privada é associada a coeficientes positivos sobre a desigualdade nas três situações iniciais. O coeficiente é significativo apenas na faixa intermediária de acesso em 1991 (*especificações I e II*), na qual, devido à ausência de casos após 2000, não é possível utilizar os testes de robustez para averiguar se é um efeito decorrente da provisão privada. Sem se considerar a significância, na primeira faixa, existe uma evidência de que possa ser um efeito advindo desta forma de provisão: o coeficiente dos municípios que a adotaram após 2000 é negativo (*especificação II*). Porém, com apenas estes no grupo de controle, o coeficiente não é significativo (*especificação III*).

Ainda na desigualdade de acesso a coleta de esgoto, a concessão híbrida é associada a coeficientes negativos e significativos na única faixa de situação inicial com casos desta privatização (*especificações I e II* para menos de 25%). Contudo, pode não ser um efeito decorrente da provisão híbrida, pois: i) o coeficiente dos municípios que a adotaram após 2000 também é negativo e significativo (*especificação II*); e ii) com apenas estes no grupo de controle, o coeficiente obtido é positivo e não significativo (*especificação IV*).

Resumidamente, os resultados da tabela 11 sinalizam, portanto, que a desigualdade de acesso a abastecimento de água se reduziu, em todas as situações iniciais (faixas de acesso de 1991), nos municípios que adotaram uma das duas formas de privatização. Embora alguns dos resultados não sejam significativos ou não sejam atribuíveis exclusivamente à mudança da provisão pública para privada ou híbrida, eles sinalizam que a seletividade hierárquica das ações no setor não é uma motivação determinante nas modalidades de concessão privada ou híbrida, ao contrário de indícios da literatura e deste estudo para a provisão pública (segunda seção). Caso tal racionalidade fosse mais forte nas provisões privada e híbrida, deveriam ter sido observados efeitos destas na desigualdade de acesso (água e esgoto) positivos nas menores faixas de acesso em 1991 e negativos nas maiores.

Os resultados dos últimos testes de robustez reforçam as evidências obtidas nas especificações anteriores. As tabelas 12 e 13 reportam os resultados referentes ao teste da defasagem do tratamento, ou seja, das regressões com *dummies* privatizações “defasadas”. No acesso total à coleta de esgoto para a amostra completa, assim como

na situação inicial mais desfavorecida (acesso em 1991 inferior a 25%), a provisão privada é associada a efeitos médios positivos e significativos e as tendências anteriores a esta privatização (coeficientes da variável *privada defasada*) são distintas (sinais) ou não significativas. Na análise da desigualdade de acesso, não há evidências robustas para interpretar que as concessões privadas e híbridas possam ser mais orientadas que a provisão pública por uma seletividade hierárquica de suas ações.

As tabelas 14 e 15 mostram os resultados para o teste de falsificação, ou seja, a avaliação de efeitos das privatizações de água e esgoto em indicadores de acesso a coleta de lixo (total e desigualdade), outro serviço de saneamento básico com titularidade municipal. Os efeitos positivos e significantes que haviam sido observados para o caso da concessão privada no abastecimento de água e coleta de esgoto, para a amostra completa e para os municípios situados na menor faixa de acesso em 1991, não são observados para o caso da coleta de lixo. Ou seja, os efeitos são específicos e não gerais quanto aos serviços de saneamento.

Por último, na tabela 16 são expostos os resultados de interesse referentes ao teste de randomização da variável de tratamento. Observa-se que, em uma amostra aleatória de 4% dos municípios brasileiros, as variações médias dos indicadores de acesso (total e desigualdade) não diferem estatisticamente das dos demais municípios, com exceção do caso de acesso ao abastecimento de água, para a amostra completa. Como esperado, esses resultados do teste de randomização contrastam com aqueles observados para especificação original do modelo, o que reforça as conclusões obtidas nas análises anteriores. No todo, o conjunto de análises de robustez confere maior confiabilidade à imputação de causalidade entre a privatização dos serviços de saneamento básico e seus efeitos sobre a equidade de acesso.

TABELA 12

Teste do tratamento defasado: efeitos das privatizações sobre o acesso total, segundo os serviços e o acesso (1991)

Variáveis/ especificações	Abastecimento de água				Coleta de esgoto			
	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%
Concessão privada	-9,069** (3,789)	13,074** (6,222)	-11,915** (4,996)	-5,047* (1,700)	2,934*** (1,295)	10,771** (3,838)	-12,587 (9,877)	-5,416* (1,879)
Privada defasada	-1,314 (3,074)	-9,714 (6,229)	-3,591 (4,987)	0,710 (1,585)	-5,020** (2,056)	-0,188 (3,834)	-	-3,334*** (1,751)
Concessão híbrida	17,362* (6,595)	27,433* (7,649)	22,678* (4,754)	15,044* (4,645)	-6,820** (2,833)	-10,252*** (5,317)	-	-
Híbrida defasada	9,214*** (5,333)	16,561** (3,655)	14,298** (4,738)	6,344 (4,634)	-2,324 (1,547)	-2,478 (4,979)	-	-

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 13

Teste do tratamento defasado: efeitos das privatizações sobre a desigualdade de acesso, segundo os serviços e o acesso (1991)

Variáveis/ especificações	Abastecimento de água				Coleta de esgoto			
	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%
Concessão privada	4,961 (6,581)	-6,927 (5,263)	-6,201 (7,723)	-1,896 (3,297)	1,389 (2,765)	1,669 (2,357)	6,563 (14,596)	0,519 (3,179)
Privada defasada	4,257 (3,828)	-6,209 (5,271)	-1,064 (0,890)	-2,554 (3,075)	-1,152 (1,916)	-1,466 (2,364)	-	0,429 (2,963)
Concessão híbrida	14,654 (9,876)	13,695** (6,466)	-10,092 (7,349)	-9,866 (9,010)	2,771 (3,930)	-9,277* (3,033)	-	-
Híbrida defasada	7,005 (6,265)	8,164*** (3,999)	-7,738 (7,324)	1,131 (8,989)	-1,597 (4,873)	-6,764** (3,024)	-	-

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 14

Teste de falsificação: efeitos das privatizações do abastecimento de água e da coleta de esgoto sobre o acesso total a coleta de lixo, segundo o acesso – água e esgoto (1991)

Variáveis/ especificações	Privatizações do abastecimento de água				Privatizações da coleta de esgoto			
	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%
Concessão privada	-0,103** (0,009)	0,009 (0,082)	-0,004 (0,057)	-0,035*** (0,011)	-0,078* (0,025)	-0,006 (0,032)	-0,017*** (0,010)	-0,029 (0,019)
Concessão híbrida	-0,009 (0,074)	0,085* (0,028)	0,096* (0,025)	0,206* (0,039)	0,072** (0,028)	0,118* (0,019)	-	-

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024.); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 15

Teste de falsificação: efeitos das privatizações do abastecimento de água e da coleta de esgoto sobre a desigualdade de acesso a coleta de lixo, segundo o acesso – água e esgoto (1991)

Variáveis/especificações	Privatizações do abastecimento de água				Privatizações da coleta de esgoto			
	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%
Concessão privada	-0,185* (0,041)	-0,121*** (0,065)	-0,095 (0,058)	-0,014 (0,026)	-0,138* (0,033)	-0,090* (0,027)	-0,134* (0,012)	0,023 (0,027)
Concessão híbrida	-0,030 (0,064)	0,069*** (0,040)	0,065 (0,048)	0,053 (0,090)	0,016 (0,040)	0,078** (0,031)	-	-

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 16

Teste da randomização da variável tratamento: efeitos no acesso total e na desigualdade de acesso ao abastecimento de água e à coleta de esgoto, segundo os serviços e o acesso (1991)

Variáveis dependentes/ especificações	Abastecimento de água				Coleta de esgoto			
	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%
Acesso total	-2,331* (0,888)	-0,792 (3,425)	1,976 (1,757)	-0,036 (0,687)	0,992 (2,883)	3,740 (3,633)	0,791 (1,838)	-0,507 (1,160)
Desigualdade de acesso	-2,263 (2,135)	0,092 (3,504)	-0,285 (2,243)	-2,060*** (1,099)	1,515 (3,307)	-0,105 (0,846)	-3,121 (3,898)	-1,185 (1,695)

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A privatização é uma política que pode viabilizar o aporte de investimentos em infraestrutura, em particular em setores com elevados déficits de atendimento, como é o caso dos serviços de saneamento básico no Brasil. Contudo, uma preocupação que frequentemente acompanha debates acerca da privatização desses serviços diz respeito a seus possíveis efeitos sobre as populações mais desfavorecidas e sobre a desigualdade de acesso.

A análise aqui empreendida revela que tal preocupação não encontra respaldo na experiência brasileira de privatização do abastecimento de água e da coleta de esgoto, que pode ser dividida em duas modalidades de concessão: privada e híbrida. A primeira ocorre naqueles municípios que concederam os serviços para operadores privados isoladamente ou em pequenos consórcios públicos. A segunda refere-se ao caso da companhia estadual do Tocantins, que se tornou empresa de economia mista com controle privado, mas tendo o governo estadual mantido poderes de indicação da diretoria de planejamento e uma *golden share* com poder de veto em matérias diversas, como aquelas referentes a investimentos.

Em estimações por diferenças em diferenças em painel com efeitos fixos e variados testes de robustez, constatou-se que a concessão privada da coleta de esgoto apresenta resultados positivos sobre o acesso total, o acesso dos domicílios mais desfavorecidos e o nível de desigualdade do acesso entre os municípios, ainda que haja alguns sinais menos robustos de aprofundamento da desigualdade de acesso intramunicipal. No abastecimento de água, não há evidências de que a provisão privada aprofunde a desigualdade de acesso intramunicipal, e esta não se distingue da provisão pública na maior parte dos resultados.

Em linhas gerais, a concessão privada está associada a um aumento no acesso a coleta de esgoto superior ao dos demais provedores em 6,1 p.p., o que representa um crescimento médio de 25,6% no acesso total ao serviço. Efeitos médios positivos no acesso a coleta de esgoto são observados em todos os quintis de renda, sendo que tais efeitos tendem a crescer conforme o nível de renda domiciliar. Além disso, não há evidências robustas de aprofundamento da desigualdade intramunicipal do acesso ao serviço, quando comparados os acessos dos 1º e 5º quintis de rendimentos domiciliares.

A concessão privada tem também efeitos positivos e de elevada magnitude nos níveis de acesso dos dois serviços de saneamento nos municípios mais desfavorecidos (isto é, aqueles que apresentavam menor nível de acesso em 1991, antes das privatizações), o que reduz a desigualdade do acesso intermunicipal. Esse resultado pode estar associado à capacidade de os provedores privados atraírem investimentos em casos em que havia elevados déficits de infraestrutura, possivelmente pela incapacidade de os provedores públicos fazerem frente a demandas de investimentos que se apresentam aos municípios mais desfavorecidos. É plausível que este seja o principal mecanismo por meio do qual a concessão privada de serviços de saneamento gerou resultados positivos na equidade de acesso intermunicipal, tanto em abastecimento de água, quanto em esgotamento sanitário.

A despeito desse resultado comum para os dois serviços de saneamento, é notável como o efeito da concessão privada é distinto entre os serviços em outras dimensões. Enquanto na coleta de esgoto há evidências muito fortes de expansão de acesso para todos os quintis de renda domiciliar, o mesmo não ocorre no abastecimento de água, no qual, embora menos robustas, as evidências são de redução da desigualdade de acesso nos municípios menos favorecidos em termos de cobertura previamente às privatizações, mas sem clara expansão do acesso total. Essa diferença entre os serviços pode ser imputada a características da provisão pública e ao modo como ela se distingue da concessão privada.

Conforme revelado pela análise descritiva, em consonância com outros indícios da literatura, os provedores públicos de saneamento básico no Brasil tendem a privilegiar o abastecimento de água, em detrimento da coleta de esgoto. Essa característica pode decorrer dos benefícios político-eleitorais derivados da ampliação do acesso a água potável, pois estes são diretamente imputados à autoridade pública que realiza o investimento, ao contrário da ampliação da rede coletora de esgoto, cujos benefícios sociais são de natureza difusa e, assim, mais difíceis de serem diretamente imputáveis à autoridade pública. Nota-se também que o nível de acesso é mais elevado nos domicílios de renda mais alta, o que é consistente com a hipótese de seletividade das políticas públicas para o saneamento.

Esta é a base de comparação para a avaliação dos efeitos da privatização dos serviços de saneamento básico no Brasil. As evidências de que a concessão privada tenha aumentado o acesso à coleta de esgoto em todas as faixas de renda, mas não no acesso ao abastecimento de água, mostra que esta modalidade de provisão está menos propensa ao viés observado na provisão pública. Do mesmo modo, não se notam diferenças substanciais quanto à seletividade hierárquica de políticas entre as duas modalidades de provimento, havendo leve evidência de redução de desigualdade no abastecimento de água e alguns sinais não robustos de aumento da desigualdade no acesso no caso da coleta de esgoto.

A concessão híbrida, por sua vez, não está associada a resultados substancialmente distintos em relação à provisão pública. Vale lembrar que, nessa modalidade de concessão, o Estado reteve direitos de controle, como a indicação do diretor de planejamento e poderes de veto. Além disso, entre 1998 e 2002, a gestão privada da concessão híbrida tinha apenas participação minoritária, o que a aproxima da modalidade de provisão pública. Posteriormente ao período analisado por este trabalho, no início da década de 2010, essa modalidade de concessão foi reestruturada, sendo os serviços de saneamento básico em alguns municípios revertidos à operação pública e, em outros, ofertados por concessão privada. A análise dos efeitos dessa reestruturação, contudo, somente poderá ser realizada quando dados mais recentes forem disponibilizados, o que permitirá o aprofundamento dos resultados obtidos na presente pesquisa.

Portanto, a experiência brasileira na privatização do abastecimento de água e da coleta de esgoto revela que não são fundadas, para os casos em pauta, as preocupações quanto aos seus efeitos na equidade de acesso a esses serviços. A desigualdade de acesso é uma característica observada também na provisão pública, não sendo aprofundada pela concessão desses serviços aos operadores privados. Ao contrário, trata-se de política que está associada à ampliação de acesso em todas as faixas de renda, no caso da coleta de esgoto, e à redução da desigualdade de acesso entre os municípios, na água e no esgoto.

REFERÊNCIAS

- ABAR – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE AGÊNCIAS DE REGULAÇÃO. **Saneamento básico**: regulação 2013. Fortaleza: Expressão Gráfica e Editora, 2013.
- ABCON SINDCON – ASSOCIAÇÃO E SINDICATO NACIONAL DAS CONCESSIONÁRIAS PRIVADAS DE SERVIÇOS PÚBLICOS DE ÁGUA E ESGOTO. **Panorama da participação privada no saneamento**. São Paulo: ABCON Sindcon, 2023.
- AMES, B. Electoral strategy under open-list proportional representation. **American Journal of Political Science**, v. 39, n. 2, p. 406-433, maio 1995.

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J.-S. **Mostly harmless econometrics**: an empiricist's companion. Princeton: Princeton University Press, 2009.

AZEVEDO, P. F. de; TONETO JÚNIOR, R.; SAIANI, C. C. S. Diagnóstico e propostas para o setor de saneamento. *In*: GIAMBIAGI, F.; ALMEIRA JUNIOR, M. F. de (Org.). **Retomada do crescimento**: diagnóstico e propostas. 1. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017. v. 1, p. 313-336.

BICHIR, R. M. Determinantes do acesso à infraestrutura urbana no município de São Paulo. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 24, n. 70, p. 75-89, jun. 2009.

BONSOI, Z. *et al.* Serviços de saneamento básico: níveis de atendimento. **Informes Infraestrutura**, Rio de Janeiro, n. 8, p. 1-4, mar. 1997.

BRASIL. **Constituição da República Federativa do Brasil de 1988**. Brasília: Congresso Nacional, 1988.

BRASIL. Lei Federal nº 8.987, de 13 de fevereiro de 1995. Dispõe sobre o regime de concessão e permissão da prestação de serviços públicos previsto no art. 175 da Constituição Federal, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 13 fev. 1995a.

BRASIL. Ministro do Planejamento e Orçamento. **Diagnóstico do setor de saneamento**: estudo econômico e financeiro. Brasília: SPU, 1995b. v. 7.

BRASIL. Lei Federal nº 11.079, de 30 de dezembro de 2004. Institui normas gerais para licitação e contratação de parceria público-privada no âmbito da administração pública. **Diário Oficial da União**, Brasília, 30 dez. 2004.

BRASIL. Lei Federal nº 11.445, de 5 de janeiro de 2007. Estabelece as diretrizes nacionais para o saneamento básico; cria o Comitê Interministerial de Saneamento Básico; altera as leis nºs 6.766, de 19 de dezembro de 1979, 8.666, de 21 de junho de 1993, e 8.987, de 13 de fevereiro de 1995; e revoga a Lei nº 6.528, de 11 de maio de 1978. **Diário Oficial da União**, Brasília, 5 jan. 2007.

BRASIL. Lei Federal nº 14.026, de 15 de julho de 2020. Atualiza o marco legal do saneamento básico e altera a Lei nº 9.984, de 17 de julho de 2000, para atribuir à Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico (ANA) competência para editar normas de referência sobre o serviço de saneamento, a Lei nº 10.768, de 19 de novembro de 2003, para alterar o nome e as atribuições do cargo de Especialista em Recursos Hídricos. **Diário Oficial da União**, Brasília, 15 jul. 2020.

BRISCOE, J.; FEACHEM, R. G.; RAHAMAN, M. M. **Evaluating health impact**: water supply, sanitation, and hygiene education. Ottawa: IDRC, 1986.

BRYSON, A.; DORSETT, R.; PURDON, S. **The use of propensity score matching in the evaluation of labour market policies**. Londres: Department for Work and Pensions, 2002. (Working Paper, n. 4).

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. **Some practical guidance for the implementation of propensity score matching**. Bonn: IZA, maio 2005. (Discussion Paper, n. 1588).

CAMERON, A. C.; GELBACH, J. B.; MILLER, D. L. Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. **Review of Economics and Statistics**, v. 90, n. 3, p. 414-427, ago. 2008.

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, out. 1993.

CLARKE, D.; SCHYTHE, K. T. **Implementing the panel event study**. Bonn: IZA, jul. 2020. (Discussion Paper, n. 13524).

CLARKE, G. R. G.; KOSEC, K.; WALLSTEN, S. **Has private participation in water and sewerage improved coverage?** Empirical evidence from Latin America. Washington: World Bank, nov. 2004. (Working Paper, n. 3445).

CLEVELAND, W. S.; DEVLIN, S. J. Locally weighted regression: an approach to regression analysis by local fitting. **Journal of the American Statistical Association**, v. 83, n. 403, p. 596-610, set. 1988.

CVJETANOVIC, B. Health effects and impact of water supply and sanitation. **World Health Statistics Quarterly**, v. 39, p. 105-117, 1986.

DEMUTH, J.; FRIEDERISZICK, H. W.; REINHOLD, S. **Reverse privatization as a reaction to the competitive environment**: evidence from solid waste collection in Germany. Berlin: ESMT, 23 abr. 2018. (Working Paper, n. 18-02).

DWECK, R. H. O movimento de privatização dos anos oitenta: reais motivos. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 10, n. 2, p. 145-170, dez. 2000.

ESREY, S. A.; FEACHEM, R. G.; HUGHES, J. M. Interventions for the control of diarrheal diseases among young children: improving water supplies and excreta disposal facilities. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 63, n. 4, p. 757-772, 1985.

ESTACHE, A.; GOMEZ-LOBO, A.; LEIPZIGER, D. Utilities privatization and the poor: lessons and evidence from Latin America. **World Development**, v. 29, n. 7, p. 1.179-1.198, 2001.

ESTACHE, A.; FOSTER, V.; WODON, Q. **Accounting for poverty in infrastructure reform**: learning from Latin America's experience. Washington: WBI Development Studies, 2002.

FARIA, R. C. de; FARIA, S. A. de; MOREIRA, T. B. S. A privatização no setor de saneamento tem melhorado a *performance* dos serviços? **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 28, p. 7-21, jun.-dez. 2005.

FIZSON, J. T. **A política nacional de saneamento de 1968 a 1984**: o caso do Planasa. 1990. Dissertação (Mestrado) – Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, 1990.

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, n. 1, p. 83-120, fev. 2005.

GERTLER, P. J. *et al.* **Avaliação de impacto na prática**. 2. ed. Washington: Banco Mundial; BID, 2018.

GOMES, G. M.; MAC DOWELL, M. C. **Descentralização política, federalismo fiscal e criação de municípios**: o que é mau para o econômico nem sempre é bom para o social. Brasília: Ipea, fev. 2000. (Texto 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**. Amsterdã: Elsevier, 1999. p. 205-222.

GRANADOS, C.; SÁNCHEZ, F. Water reforms, decentralization and child mortality in Colombia: 1990-2005. **World Development**, v. 53, p. 68-79, 2014.

HAILU, D.; OSORIO, R. G.; TSUKADA, R. Privatization and renationalization: what went wrong in Bolivia's water sector? **World Development**, v. 40, n. 12, p. 2564-2577, dez. 2012.

HART, O.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. The proper scope of government: theory and an application to prisons. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 112, n. 4, p. 1127-1161, 1997.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. E. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. **Review of Economic Studies**, v. 64, n. 4, p. 605-654, out. 1997.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator. **Review of Economic Studies**, v. 65, n. 2, p. 261-294, abr. 1998.

HEFETZ, A.; WARNER, M. Privatization and its reverse: explaining the dynamics of the government contracting process. **Journal of Public Administration Research and Theory**, v. 14, n. 2, p. 171-190, abr. 2004.

HELLER, L. **Saneamento e saúde**. Brasília: Opas/OMS, 1997.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 1991**. Rio de Janeiro: IBGE, 1991.

IBOPE – INSTITUTO BRASILEIRO DE OPINIÃO PÚBLICA E ESTATÍSTICA; ITB – INSTITUTO TRATA BRASIL. **Percepções sobre saneamento básico**. São Paulo: ITB; Ibope Inteligência, 2009.

JONES, M. C.; DAVIES, S. J.; PARK, B. U. Versions of kernel-type regression estimators. **Journal of the American Statistical Association**, v. 89, n. 427, p. 825-832, set. 1994.

KISHIMOTO, S.; PETITJEAN, O. (Ed.). **Reclaiming public services: how cities and citizens are turning back privatization**. Amesterdã; Paris: Transnational Institute, 2017.

LEE, W.-S. Propensity score matching and variations in the balancing test. **Empirical Economics**, v. 44, p. 47-80, 2013.

LEVIN, J.; TADELIS, S. Contracting for government services: theory and evidence from U.S. cities. **The Journal of Industrial Economics**, v. 58, n. 3, p. 507-541, set. 2010.

LOADER, C. **Local regression and likelihood**. Nova York: Springer, 1999.

MARQUES, E. C. **Estado e redes sociais: permeabilidade e coesão nas políticas urbanas no Rio de Janeiro**. Rio de Janeiro: Revan/Fapesp, 2000.

MARQUES, E. C.; BICHIR, R. M. Investimentos públicos, infraestrutura urbana e produção da periferia em São Paulo. **Espaço e Debates**, v. 17, n. 42, p. 1-34, 2001.

MCDONALD, D. A. Remunicipalization: the future of water services? **Geoforum**, n. 91, p. 47-56, 2018.

MCKENZIE, D.; MOOKHERJEE, D. The distributive impact of privatization in Latin America: evidence from four countries. **Economía Journal**, v. 3, n. 2, p. 161-234, 2003.

MEGGINSON, W. L.; NETTER, J. M. From state to market: a survey of empirical studies on privatization. **Journal of Economic Literature**, v. 39, n. 2, p. 321-389, jun. 2001.

MELLO, M. F. Privatização do setor de saneamento no Brasil: quatro experiências e muitas lições. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 3, p. 495-517, jul.-set. 2005.

MÉNARD, C.; SAUSSIÉ, S. Contractual choice and performance: the case of water supply in France. **Revue d'Économie Industrielle**, v. 92, n. 1, p. 385-404, 2000.

MENDONÇA, M. J. C. de; MOTTA, R. S. da. Saúde e saneamento no Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, v. 30, p. 15-30, jun.-dez. 2007.

MENDONÇA, M. J. C. de *et al.* Demanda por saneamento no Brasil: uma aplicação do modelo logit multinomial. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 31., 2003, Porto Seguro, Bahia. **Anais...** Bahia: Anpec, 2003.

MOTTA, R. S. da; MOREIRA, A. R. B. Efficiency and regulation in the sanitation sector in Brazil. **Utilities Policy**, v. 14, n. 3, p. 185-195, mar. 2006.

OKTEN, C.; ARIN, K. P. The effects of privatization on efficiency: how does privatization work? **World Development**, v. 34, n. 9, p. 1.537-1.556, set. 2006.

OLIVEIRA, W. T. de; SAIANI, C. C. S. Inequality of access to public services of basic sanitation in Brazilian municipalities: analysis of kuznets curve and selectivity of public policies hypothesis. **Modern Economy**, v. 12, n. 1, p. 17-45, jan. 2021.

PARLATORE, A. C. Privatização do setor de saneamento no Brasil. *In: PINHEIRO, A. C.; FUKASAKU, K. (Ed.). A privatização no Brasil: o caso das utilidades públicas.* Rio de Janeiro: BNDES, 2000. p. 280-320.

PICAZO-TADEO, A. J. *et al.* Do ideological and political motives really matter in the public choice of local services management? Evidence from urban water services in Spain. **Public Choice**, v. 151, n. 1, p. 215-228, 2012.

PRASAD, N. Privatisation results: private sector participation in water services after 15 years. **Development Policy Review**, v. 24, n. 6, p. 669-692, nov. 2006.

REZENDE, S. C. (Coord.). **Investimentos em saneamento básico: análise histórica e estimativa de necessidades.** Brasília: Ministério das Cidades, 2011.

REZENDE, S. C. *et al.* 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, p. 90-101, jan.-mar. 2007.

ROBLES, R. R. (Coord.). **Exame da participação do setor privado na provisão dos serviços de abastecimento de água e de esgotamento sanitário no Brasil.** São Paulo: Ministério das Cidades, out. 2008.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. **The American Statistician**, v. 39, n. 1, p. 33-38, fev. 1985.

ROY, A. D. Some thoughts on the distribution of earnings. **Oxford Economic Papers**, v. 3, n. 2, p. 135-146, jun. 1951.

RUBIN, D. B. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. **Journal of Educational Psychology**, v. 66, n. 5, p. 688-701, 1974.

RUBIN, P. H. The theory of the firm and the structure of the franchise contract. **Journal of Law and Economics**, v. 21, n. 1, p. 223-233, 1978.

SAIANI, C. C. S.; TONETO JÚNIOR, R. Evolução do acesso a serviços de saneamento básico no Brasil (1970 a 2004). **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 19, n. 1, p. 79-106, abr. 2010.

SAIANI, C. C. S.; AZEVEDO, P. F. Is privatization of sanitation services good for health? **Utilities Policy**, v. 52, p. 27-36, 2018.

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**, Belo Horizonte, v. 23, n. 3, p. 657-691, set.-dez. 2013.

SALLES, M. J. **Política nacional de saneamento: percorrendo caminhos em busca da universalização**. 2008. Tese (Doutorado) – Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, jun. 2008.

SCRIPTORE, J. S.; AZZONI, C. R.; MENEZES FILHO, N. A. **Saneamento básico e indicadores educacionais no Brasil**. São Paulo: FEA/USP, 2015. (Working Paper, n. 2015-28).

SHIRLEY, M. M.; WALSH, P. P. **Public versus private ownership**. Washington: World Bank Publications, 2000.

SOARES, R. *et al.* **Privatização de companhia estadual de saneamento: a experiência única do Tocantins – lições para novos arranjos com a iniciativa privada**. Rio de Janeiro: Ceri/FGV, 2021. Disponível em: <https://repositorio.fgv.br/server/api/core/bitstreams/46d44c86-4f12-4995-8300-5c9f3de547cc/content>.

TAN, J. The pitfalls of water privatization: failure and reform in Malaysia. **World Development**, v. 40, n. 12, p. 2552-2563, dez. 2012.

TONETO JÚNIOR, R.; SAIANI, C. C. S. Restrições à expansão dos investimentos no saneamento básico brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 37, n. 4, p. 572-591, out.-dez. 2006.

TUPPER, H. C.; RESENDE, M. Efficiency and regulatory issues in the Brazilian water and sewage sector: an empirical study. **Utilities Policy**, v. 12, n. 1, p. 29-40, 2004.

TUROLLA, F. A. **Política de saneamento básico: avanços recentes e opções futuras de políticas públicas**. Brasília: Ipea, dez. 2002. (Texto para Discussão, n. 922).

WENNEMO, I. Infant mortality, public policy and inequality: a comparison of 18 industrialized countries. **Sociology of Health and Illness**, v. 15, n. 4, p. 429-446, 1993.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Determinantes da privatização: resultados das estimações (*probit*), segundo os serviços de saneamento básico

Serviços/estatísticas/ variáveis	Abastecimento de água		Coleta de esgoto	
	Coefficientes	Erros-padrão	Coefficientes	Erros-padrão
Acesso água	-1,320*	0,500		
Acesso esgoto			-0,110	0,303
Renda <i>per capita</i>	1,693*	0,395	1,611*	0,384
Automóvel	-7,403*	1,736	-6,316*	1,665
Energia e geladeira	5,536*	1,743	5,050*	1,695
Telefone	-5,290*	1,954	-5,886*	1,888
Taxa de urbanização	1,591**	0,742	1,092	0,688
População	0,312*	0,078	0,360*	0,077
Jovens	-9,148*	3,443	-9,311*	3,323
Idosos	-4,781	7,646	-8,048	7,259
Capital	-1,559**	0,662	-1,371**	0,579
Região metropolitana	-1,126*	0,317	-1,226*	0,319
Tocantins	4,711*	0,420	4,222*	0,372
Mato Grosso	0,893*	0,261	0,900*	0,257
Constante	-8,668*	3,026	-8,417*	2,942
Pseudo-R ²		0,646		0,603
Prob > chi ²		0,000		0,000
Observações		2.790		2.790

Fontes: IBGE (1991); Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA A.2

Abastecimento de água (PSM): testes de diferenças de médias entre os grupos de tratamento e de controle

Métodos/grupos/ variáveis/médias	Grupo de tratamento	Grupo de controle		
		Não pareados	Pareados	
			Kernel	<i>Nearest neighbour</i>
Acesso água	0,409	0,534*	0,471	0,500**
Renda <i>per capita</i>	4,930	4,856	4,981	5,028
Automóvel	0,128	0,149*	0,128	0,145
Energia e geladeira	0,452	0,552*	0,492	0,519***
Telefone	0,443	0,593*	0,490	0,518***
Taxa de urbanização	0,653	0,569*	0,654	0,681
População	9,552	9,475	9,327	9,439
Jovens	0,478	0,444*	0,478	0,473
Idosos	0,382	0,038*	0,038***	0,042**
Capital	0,016	0,003**	0,008	0,016
Região metropolitana	0,024	0,086**	0,030	0,040
Tocantins	0,664	0,003*	0,596	0,550
Mato Grosso	0,145	0,029*	0,152	0,548

Fontes: IBGE (1991); Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA A.3

Coleta de esgoto (PSM): testes de diferenças de médias entre os grupos de tratamento e de controle

Métodos/grupos/ variáveis/médias	Grupo de tratamento	Grupo de controle		
		Não pareados	Pareados	
			Kernel	<i>Nearest neighbour</i>
Acesso esgoto	0,149	0,237*	0,164	0,181
Renda <i>per capita</i>	4,987	4,853*	4,900	5,078
Automóvel	0,141	0,182*	0,145	0,160
Energia e geladeira	0,480	0,551*	0,492	0,530
Telefone	0,471	0,591*	0,480	0,513
Taxa de urbanização	0,673	0,568*	0,662	0,702
População	9,732	9,467*	9,771	9,927
Jovens	0,473	0,444*	0,468	0,462
Idosos	0,039	0,051*	0,038	0,039
Capital	0,024	0,003*	0,022	0,041
Região metropolitana	0,025	0,086**	0,029	0,040
Tocantins	0,625	0,005*	0,506	0,467
Mato Grosso	0,148	0,028*	0,188	0,205

Fontes: IBGE (1991); Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA A.4

Evolução das médias dos indicadores de acesso a abastecimento de água e a coleta de esgoto, segundo o tipo de prestador no final do período – Brasil (1991-2010)

Indicadores	Tipos de provedores	Abastecimento de água				Coleta de esgoto			
		Médias (%)			$\Delta 91-10^1$	Médias (%)			$\Delta 91-10^1$
		1991	2000	2010		1991	2000	2010	
Acesso total	Público	53,38	66,33	73,25	19,87	23,65	38,32	43,09	19,44
	Concessão privada	60,61	68,30	77,02	16,41	32,47	44,16	49,46	16,99
	Concessão híbrida	26,95	57,58	68,67	41,72	0,00	1,14	3,88	3,88
Acesso no 1º quintil	Público	40,26	55,81	65,27	25,01	15,67	31,35	37,91	22,24
	Concessão privada	57,84	67,06	70,98	13,14	20,44	45,38	40,99	20,55
	Concessão híbrida	16,50	43,84	57,26	40,76	0,00	1,02	2,85	2,85
Acesso no 2º quintil	Público	47,88	61,83	71,04	23,16	20,14	34,77	41,70	21,56
	Concessão privada	66,66	71,50	75,53	8,87	24,50	48,48	43,50	19,00
	Concessão híbrida	19,76	52,51	66,31	46,55	0,00	0,95	2,83	2,83
Acesso no 3º quintil	Público	54,16	67,10	74,27	20,11	23,68	37,93	44,20	20,52
	Concessão privada	72,40	74,43	77,73	5,33	27,72	51,40	45,77	18,05
	Concessão híbrida	24,80	58,59	69,74	44,94	0,00	0,84	3,33	3,33
Acesso no 4º quintil	Público	59,84	70,59	76,18	16,34	27,31	40,72	46,14	18,83
	Concessão privada	77,86	77,74	79,43	1,57	30,36	54,12	48,22	17,86
	Concessão híbrida	31,92	62,10	71,99	40,07	0,00	1,13	3,76	3,76
Acesso no 5º quintil	Público	64,84	75,79	78,97	14,13	31,31	45,16	49,51	18,20
	Concessão privada	82,04	82,53	83,07	1,03	32,46	57,88	51,23	18,77
	Concessão híbrida	43,44	68,77	78,27	34,83	0,00	1,19	4,67	4,67
Desigualdade de acesso	Público	24,58	19,98	13,70	-10,88	15,64	13,81	11,60	-4,04
	Concessão privada	24,20	12,47	10,08	-14,12	12,03	12,49	10,25	-1,78
	Concessão híbrida	26,94	24,93	21,00	-5,94	0,00	0,18	1,82	1,82

Fontes: IBGE (1991); Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>. Acesso em: maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ $\Delta 91-10$: variação percentual de 1991 a 2010.

Obs.: Municípios dentro do suporte comum.

TABELA A.5

Número de municípios, segundo os serviços, as formas de provisão e o acesso em “situação inicial” (1991)

Serviços/acesso em 1991/ formas de privatização	Abastecimento de água			Coleta de esgoto		
	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%
Concessão privada	7	8	18	10	9	11
Privada após	6	5	19	20	0	17
Concessão híbrida	57	28	9	84	0	0
Híbrida após	20	6	5	28	0	0
Públicos	844	1.482	1.973	3.225	477	605

Fontes: SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1ª maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).
Elaboração dos autores.

QUADRO A.1

Municípios com privatização no saneamento básico, segundo os serviços e as modalidades – Brasil (1991-2010)

Serviços	Modalidades	Municípios/estados
Parcial – água	Concessão híbrida	Almas-TO; Arapoema-TO; Bernardo Sayão-TO; Chapada da Natividade-TO; Divinópolis do Tocantins-TO; Jaú do Tocantins-TO; Lagoa do Tocantins-TO; Lajeado-TO; Rio da Conceição-TO; Santa Maria do Tocantins-TO; Santa Rosa do Tocantins-TO; Santa Tereza do Tocantins-TO; Taipas do Tocantins-TO
	Concessão privada	Birigui-SP; Cajamar-SP; Marília-SP; Ourinhos-SP; São Carlos-SP
Plena – água e esgoto	Concessão híbrida	Abreulândia-TO; Aliança do Tocantins-TO; Alvorada-TO; Angico-TO; Aparecida do Rio Negro-TO; Aragominas-TO; Araguaçema-TO; Araguaçu-TO; Araguaína-TO; Araguañã-TO; Arraias-TO; Augustinópolis-TO; Aurora do Tocantins-TO; Babaçulândia-TO; Bandeirantes do Tocantins-TO; Barra do Ouro-TO; Barrolândia-TO; Brasilândia do Tocantins-TO; Brejinho de Nazaré-TO; Buriti do Tocantins-TO; Campos Lindos-TO; Cariri do Tocantins-TO; Carmolândia-TO; Carrasco Bonito-TO; Caseara-TO; Centenário-TO; Colinas do Tocantins-TO; Colméia-TO; Combinado-TO; Conceição do Tocantins-TO; Couto Magalhães-TO; Cristalândia-TO; Crixás do Tocantins-TO; Dianópolis-TO; Dois Irmãos do Tocantins-TO; Dueré-TO; Esperantina-TO; Fátima-TO; Figueirópolis-TO; Filadélfia-TO; Formoso do Araguaia-TO; Fortaleza do Tabocão-TO; Goianorte-TO; Goiatins-TO; Guaraí-TO; Gurupi-TO; Ipeixas-TO; Itapiratins-TO; Itaporã do Tocantins-TO; Juarina-TO; Lagoa da Confusão-TO; Lizarda-TO; Luzinópolis-TO; Marianópolis do Tocantins-TO; Maurilândia do Tocantins-TO; Miracema do Tocantins-TO; Miranorte-TO; Monte do Carmo-TO; Monte Santo do Tocantins-TO; Mucilândia-TO; Natividade-TO; Nazaré-TO; Nova Olinda-TO; Nova Rosalândia-TO; Novo Acordo-TO; Novo Alegre-TO; Novo Jardim-TO; Oliveira de Fátima-TO; Palmas-TO; Palmeirante-TO; Palmeiras do Tocantins-TO; Palmeirópolis-TO; Paraíso do Tocantins-TO; Paranã-TO; Pau D'Arco-TO; Peixe-TO; Pequizeiro-TO; Pindorama do Tocantins-TO; Piraquê-TO; Pium-TO; Ponte Alta do Bom Jesus-TO; Ponte Alta do Tocantins-TO; Porto Alegre do Tocantins-TO; Porto Nacional-TO; Praia Norte-TO; Presidente Kennedy-TO; Pugmil-TO; Recursolândia-TO; Riachinho-TO; Rio dos Bois-TO; Rio Sono-TO; Sampaio-TO; Sandolândia-TO; Santa Rita do Tocantins-TO; Santa Terezinha do Tocantins-TO; São Bento do Tocantins-TO; São Félix do Tocantins-TO; São Miguel do Tocantins-TO; São Salvador do Tocantins-TO; São Sebastião do Tocantins-TO; São Valério-TO; Silvanópolis-TO; Supucira-TO; Taguatinga-TO; Tocantínia-TO; Tocantinópolis-TO; Tupirama-TO; Tupiratins-TO; Wanderlândia-TO; Xambioá-TO
	Concessão Privada	Manaus-AM; Cachoeiro de Itapemirim-ES; Alta Floresta-MT; Barra do Garças-MT; Campo Verde-MT; Canarana-MT; Carlinda-MT; Cláudia-MT; Colider-MT; Guarantã do Norte-MT; Juara-MT; Marcelândia-MT; Matupá-MT; Nobres-MT; Nortelândia-MT; Pedra Preta-MT; Peixoto de Azevedo-MT; Pontes e Lacerda-MT; Primavera do Leste-MT; Santa Carmem-MT; Sorriso-MT; União do Sul-MT; Vera-MT; Campo Grande-MS; Nova Lima-MG; Curionópolis-PA; Eldorado do Carajás-PA; Novo Progresso-PA; Tucumã-PA; Xinguaçu-PA; Paranaguá-PR; Araruama-RJ; Armação dos Búzios-RJ; Arraial do Cabo-RJ; Cabo Frio-RJ; Campos dos Goytacazes-RJ; Guapimirim-RJ; Iguaba Grande-RJ; Niterói-RJ; Nova Friburgo-RJ; Petrópolis-RJ; Resende-RJ; Santo Antônio de Pádua-RJ; São Pedro da Aldeia-RJ; Saquarema-RJ; Silva Jardim-RJ; Itapema-SC; Guará-SP; Itu-SP; Jaú-SP; Limeira-SP; Mairinque-SP; Mineiros do Tietê-SP; Mirassol-SP; Palestina-SP

Fontes: SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1ª maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).
Elaboração dos autores.

Obs.: AM – Amazonas; ES – Espírito Santo; MG – Minas Gerais; PA – Pará; PR – Paraná; RJ – Rio de Janeiro; SC – Santa Catarina; SP – São Paulo; TO – Tocantins; MS – Mato Grosso do Sul; e MT – Mato Grosso.

REFERÊNCIAS

ABCON SINDCON – ASSOCIAÇÃO E SINDICATO NACIONAL DAS CONCESSIONÁRIAS PRIVADAS DE SERVIÇOS PÚBLICOS DE ÁGUA E ESGOTO. **Panorama da participação privada no saneamento**. São Paulo: ABCON Sindcon, 2023.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 1991**. Rio de Janeiro: IBGE, 1991.

Originais submetidos em: jul. 2020.

Última versão recebida em: maio 2022.

Aprovada em: maio 2022.