

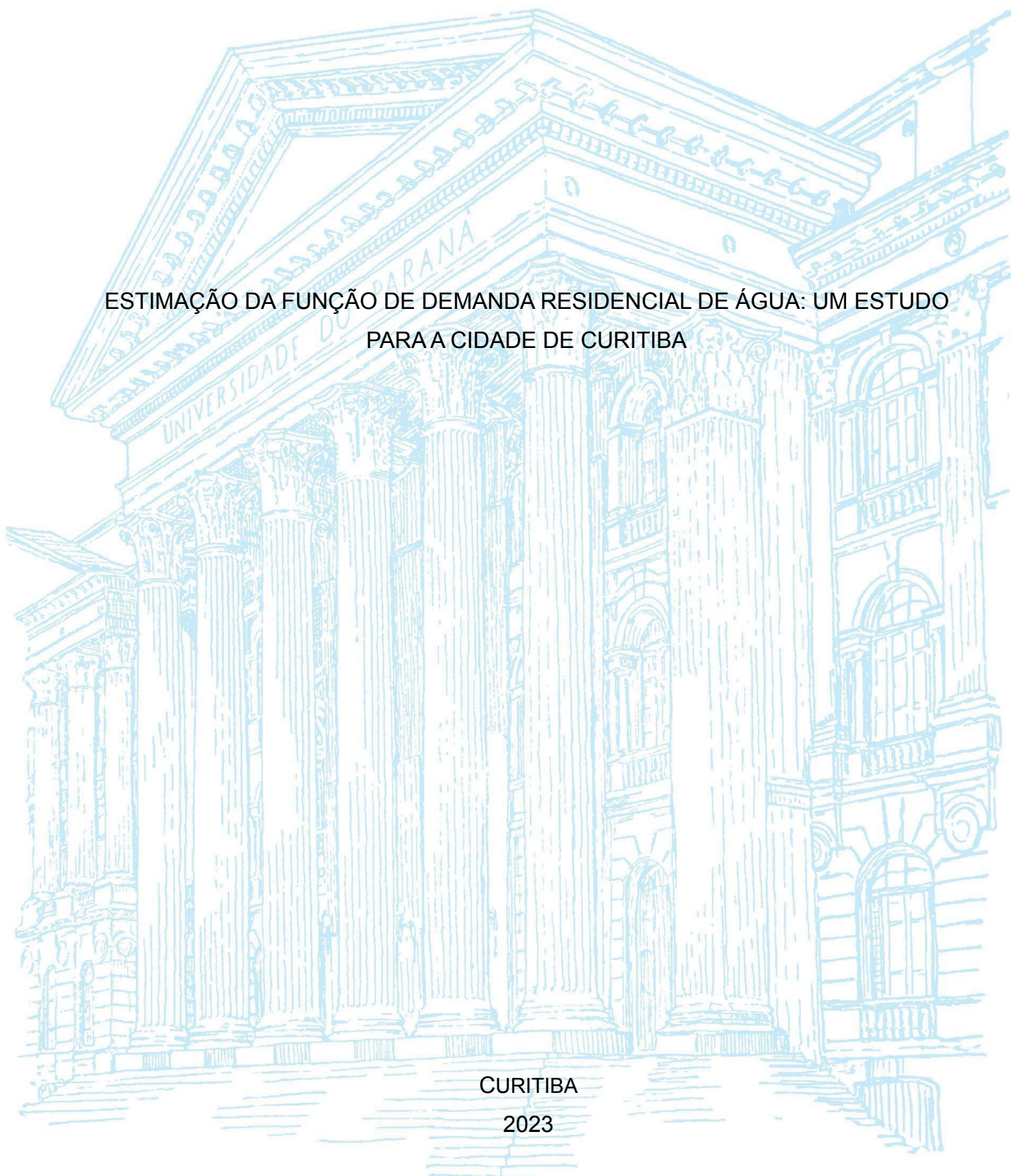
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

MATHEUS FIUZA DE ALENCASTRO

ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE DEMANDA RESIDENCIAL DE ÁGUA: UM ESTUDO  
PARA A CIDADE DE CURITIBA

CURITIBA

2023



MATHEUS FIUZA DE ALENCASTRO

ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE DEMANDA RESIDENCIAL DE ÁGUA: UM ESTUDO  
PARA A CIDADE DE CURITIBA

Monografia apresentada ao curso de Graduação em Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Alexandre Alves Porsse

CURITIBA

2023

## **TERMO DE APROVAÇÃO**

MATHEUS FIUZA DE ALENCASTRO

### ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE DEMANDA RESIDENCIAL DE ÁGUA: UM ESTUDO PARA A CIDADE DE CURITIBA

Monografia apresentada ao curso de Graduação em Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Economia.

---

Prof. Dr. Alexandre Alves Porsse

Orientador – Departamento de Economia, Universidade Federal do Paraná

---

Profa. Dra. Kênia Barreiro de Souza

Departamento de Economia, Universidade Federal do Paraná

---

Dr. Joel de Jesus Macedo

Companhia de Saneamento do Paraná, Sanepar

Curitiba, 27 de fevereiro de 2023.

Durante a minha graduação, o mundo se deparou com a pandemia de Covid-19. Perdemos mais de 690 mil brasileiras e brasileiros e mais de 6 milhões e 800 mil pessoas no mundo. Este trabalho é dedicado a essas pessoas. Em especial, ao meu tio, Antônio Alencastro, e à professora do Departamento de Economia, Denise Maia.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço a minha família pelo amor incondicional e todo o suporte. Obrigado Claudia, Flávio, Lucca e João. Amo vocês. Agradeço aos meus amigos por todos os momentos bons e pelos difíceis também. Obrigado Alexandre, Isabela e Sofia, meus companheiros da vida. Obrigado Vinícius e Igor, irmãos de Curitiba. Obrigado também a todos aqueles os quais não citei nominalmente mas que foram e são essenciais para a minha existência. Também agradeço aos meus colegas do PET, sem os quais a minha caminhada até aqui não teria sido tão rica. Agradeço ao Professor Demian com quem aprendi lições valiosas.

Também agradeço ao meu orientador, Professor Alexandre Porsse, por ter tido a paciência e a disposição para me guiar. Finalmente, agradeço a todos professores do Departamento de Economia que tão bem me prepararam. Em especial os professores Júnior Garcia, Huáscar Pessali e Vinícius Vale.

Por último, agradeço à Companhia de Saneamento do Paraná pela disponibilização da base de dados que foi utilizada nesta pesquisa.

## RESUMO

Por meio de técnicas de dados em painel, este estudo estima uma função de demanda residencial empírica por água para a cidade de Curitiba. Para isso, foi utilizada uma base de dados exclusiva com informações individuais que permitiu a condução do experimento por meio do Modelo de Efeitos Fixos (MEF) e do Modelo de Efeitos Aleatórios (MEA). Desse modo, foram estimadas funções de demanda para três amostras, uma contendo os endereços residenciais de Curitiba e outras duas segregando esse grupo conforme a divisão tarifária estabelecida (residencial normal e tarifa social). Assim, para além da amostra geral, foram obtidas estimativas para as elasticidades-preço da demanda e elasticidades-renda da demanda para os beneficiários da tarifa social e os consumidores residenciais regulares. Os resultados encontrados sugerem que o consumo de água é inelástico aos preços e renda para todos os grupos estudados e indica diferentes entendimentos sobre essas classes de consumidores. A elasticidade-preço estimada para a amostra geral foi de -0,672, tanto na regressão por efeito fixo como por efeito aleatório. Para a categoria residencial normal, os valores dessas elasticidades foram de -0,717 (MEF) e -0,749 (MEA). Já para a categoria social as elasticidades foram -0,258 (MEF) e -0,264 (MEA). Dessa maneira, foi possível concluir que os consumidores do primeiro grupo são mais sensíveis às variações no preço do aqueles que estão sujeitos à tarifa social.

Palavras-chave: 1. Função de demanda 2. Água 3. Dados em painel 4. Modelo de Efeitos Aleatórios 5. Elasticidade-preço da demanda 6. Domicílios Residenciais 7. Modelo de Efeitos Fixos

## ABSTRACT

Using panel data techniques, this study estimates an empirical residential water demand function for the city of Curitiba. For this, an exclusive database was used with individual information that allowed conducting the experiment through the Fixed Effects Model (FEM) and the Random Effects Model (REM). Thus, demand functions were estimated for three samples, one containing residential addresses in Curitiba and the other two segregating this group according to the established tariff division (normal residential and social tariff). Specifically, in addition to the general sample, estimates were obtained for the price elasticities of demand and income elasticities of demand for beneficiaries of the social tariff and regular residential consumers. The results found suggest that water consumption is inelastic to prices and income for all groups studied and indicates different understandings about these classes of consumers. The estimated price elasticity for the general sample was -0.672, both in the regression by fixed effect and by random effect. For the normal residential category, the values of these elasticities were -0.717 (MEF) and -0.749 (REM). As for the social category, the elasticities were -0.258 (MEF) and -0.264 (REM). Thus, it was possible to conclude that consumers in the first group are more sensitive to price variations than those who are subject to the social tariff.

Keywords: 1. Demand Function 2. Water 3. Panel Data 4. Random Effects Model 5. Price Elasticity of Demand 6. Household 7. Fixed Effects Model

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – CONJUNTO DE RESTRIÇÕES SOB PREMISSE DOS PBC

24

## LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – ESQUEMATIZAÇÃO DAS VARIÁVEIS

30

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS PARA AS VARIÁVEIS DA AMOSTRA GERAL	34
TABELA 2 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS PARA AS VARIÁVEIS DA SUB-AMOSTRA RESIDENCIAL NORMAL	34
TABELA 3 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS PARA AS VARIÁVEIS DA SUB-AMOSTRAL TARIFA SOCIAL	34
TABELA 4 - RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO EM PAINEL EFEITO FIXO	36
TABELA 5 - RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO EM PAINEL EFEITO ALEATÓRIO	37

## LISTA DE ABREVIATURAS OU SIGLAS

ANA -	Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico
CEP -	Código de Endereçamento Postal
GIRH -	Gestão Integrada de Recursos Hídricos
GWP -	<i>Global Water Partnership</i>
IBGE -	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
MEA -	Modelo de Efeitos Aleatórios
MQG -	Mínimos Quadrados Generalizados
MQO -	Mínimos Quadrados Ordinários
ODS -	Objetivos de Desenvolvimento Sustentável
ONU -	Organização das Nações Unidas
PBC -	Preços em Blocos Crescente
PBD -	Preços em Blocos Decrescente
PMU -	Preço Marginal Uniforme
Sanepar -	Companhia de Saneamento do Paraná
UGRH -	Unidade de Gestão de Recursos Hídricos

## LISTA DE SÍMBOLOS

- $\Sigma$  - somatório de números
- $\ln$  - logaritmo natural
- $\bar{x}$  - média amostral
- $s$  - desvio padrão amostral

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b>	<b>13</b>
<b>2. REVISÃO DE LITERATURA</b>	<b>20</b>
2.1. TEORIA DO CONSUMIDOR	21
2.2. MODELOS E DISCUSSÃO DOS MÉTODOS	23
<b>DADOS E MÉTODOS</b>	<b>27</b>
2.3. DADOS	28
2.4. MÉTODO DE ESTIMAÇÃO	31
<b>3. RESULTADOS</b>	<b>34</b>
<b>4. CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	<b>38</b>
<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>40</b>

## 1. INTRODUÇÃO

Dentre os Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) da Organização das Nações Unidas (ONU) está o de garantir a disponibilidade e a gestão sustentável da água potável e do saneamento para todos. Trata-se do objetivo de número seis dos 17 elencados para a Agenda de 2030, estabelecida pela instituição "para acabar com a pobreza, proteger o meio ambiente e o clima e garantir que as pessoas, em todos os lugares, possam desfrutar de paz e de prosperidade" (ONU, 2022, não paginado). O referido tópico, é segmentado em 8 objetivos específicos sendo que o quinto destes indica o compromisso de "implementar a gestão integrada dos recursos hídricos em todos os níveis, inclusive via cooperação transfronteiriça, conforme apropriado" (ONU, 2022, não paginado).

Sabe-se que com o avanço das atividades produtivas humanas surgem externalidades negativas que prejudicam o clima, o meio ambiente e, em última análise, a vida no planeta Terra. Uma das consequências diretas que já se impõe sobre a condução do modo de viver atual é a recorrência de crises de abastecimento de água em centros urbanos. Segundo o relatório de Conjuntura dos Recursos Hídricos no Brasil (ANA, 2021, não paginado), "a maior parte da população urbana brasileira (68%) vive com segurança hídrica média ou baixa no abastecimento de água, devido a fragilidades na produção ou na distribuição de água (ou em ambas)." Assim, a maior parte da população que vive nas cidades corre algum risco de não ter água em quantidade e qualidade suficientes "para o atendimento às necessidades humanas, à prática das atividades econômicas e à conservação dos ecossistemas aquáticos" (ANA, 2021, não paginado). Esses problemas vêm em parte como consequência direta do processo de mudanças climáticas, mas também são resultado do aumento populacional, alterações no uso da terra, ocupação desordenada do solo e poluição hídrica e insuficiência de investimentos em infraestrutura no setor (ANA, 2021, não paginado).

Apesar disso, o balanço hídrico brasileiro, um indicador do comprometimento hídrico, é baixo na maior parte das Unidades de Gestão de Recursos Hídricos (UGRHs)<sup>1</sup>. Isto é, mais de 90% das UGRHs são classificadas por terem baixo nível

---

<sup>1</sup> Trata-se de um modelo de organização do território nacional com vistas a "representar a diversidade de realidades frente aos recursos hídricos nas bacias hidrográficas" (ANA, 2020).

de comprometimento, o que coloca o país numa posição relativamente confortável quanto a disponibilidade de água. Contudo, eventos de crise hídrica ocorreram 14 vezes nos anos compreendidos entre 2013 e 2020 nas diferentes unidades de gestão do território nacional.

Adicionalmente, a partir de uma miríade de projeções de cenários futuros de aumento ou redução da disponibilidade hídrica, a ANA observou uma preponderância de cenários de diminuição da disponibilidade hídrica, com destaque para as regiões Norte e Nordeste. Já para a região Sul, a preponderância de cenários é de aumento da disponibilidade hídrica. Entretanto, na avaliação de um cenário crítico de redução da oferta e aumento da demanda por recursos hídricos, a Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico (2021, não paginado) avalia que haverá

[...] um possível comprometimento da segurança hídrica do País, sendo necessária a definição de estratégias de adaptação que mitiguem de forma adequada os potenciais impactos sobre os setores usuários de água no Brasil.

Assim, dadas as características de frágil gestão do abastecimento de água nos centros urbanos brasileiros e o potencial recrudescimento de eventos climáticos extremos de seca, urge a necessidade do desenvolvimento de ferramental que possibilite aos gestores públicos a implementação de políticas de gestão desse recurso, indo ao encontro do recomendado pela Organização das Nações Unidas como uma das prioridades de toda a humanidade. Por Gestão Integrada dos Recursos Hídricos (GIRH) entende-se o processo de viés multidisciplinar em que é promovida a exploração coordenada da água e recursos relacionados e a sua gestão, buscando a satisfação humana em suas esferas econômica e social de forma equitativa e compatível com a sustentabilidade de ecossistemas vitais, conforme definido pela *Global Water Partnership* (2020). Portanto, o conceito estabelece a água enquanto um recurso escasso que deve ser reconhecida a partir das dimensões ambientais e socioeconômicas. Assim, a GWP (2020) indica que a GIRH deve ser pautada pela eficiência econômica no uso da água, equidade social e sustentabilidade ecológica e ambiental.

Do ponto de vista da eficiência econômica avalia-se que o mercado de água e esgotamento sanitário é muitas vezes caracterizado por falhas de mercado, isto é, a eficiência é limitada na medida em que surgem barreiras à competitividade. Segundo Pindyck e Rubinfeld (2006), há quatro razões básicas para a ocorrência de falhas: poder de mercado, informações incompletas, externalidades e bens públicos. Nesse sentido, nota-se que o mercado de água geralmente pode ser descrito como um monopólio, uma vez que os elevados custos fixos de instalação da rede impedem a existência de mais de um ofertante, ou tornam esse processo altamente custoso, no mínimo. Além disso, há assimetria de informações porque os consumidores não conseguem por si próprios aferir a qualidade da água que consomem. Também verifica-se que há externalidades positivas na provisão desse bem, dado que o acesso à rede de água e esgoto é um fator preventivo de doenças além de ser benéfico ao meio-ambiente também podem ser identificadas externalidades negativas ligadas à poluição nos casos em que o serviço de saneamento inexistente. Finalmente, a água pode ser considerada um recurso comum, uma vez que não é possível impedir o acesso a todas as fontes. Deste modo, as atividades de produção e distribuição de água e esgotamento são normalmente reguladas pelo Estado.

A minoração dessas falhas, passa pela definição da tarifa ótima que deve ser estabelecida de modo a maximizar o bem-estar dos agentes. Segundo Nogueira e Cavalcanti (1996), o problema da alocação eficiente para bens de utilidade pública se dá a partir da constatação da impossibilidade de precificação ocorrer ao nível do custo marginal, impedindo, portanto, o resultado competitivo de mercado. Isso se dá em função dos ganhos de escala crescentes, muitas vezes verificados em serviços desse tipo. Assim, foram desenvolvidas diversas abordagens do tipo de segundo melhor para fornecer respostas ao setor público.

Nesse sentido, para estruturas tarifárias lineares, surge o conceito de preços de Ramsey, que resolve o problema por meio da maximização de uma função de bem-estar total sujeita à restrição de que a empresa opere sem prejuízos. Surge dessa relação, segundo Nogueira e Cavalcanti (1996), "a regra fundamental de preços de Ramsey: o *markup* dos preços sobre o custo marginal deveria ser estabelecido de maneira inversamente proporcional às elasticidades-preço da demanda de cada serviço". Além disso, também para o caso de tarifas multipartes,

ou tarifas de duas partes de Coase, os resultados de segundo melhor se apoiam no conhecimento da função de demanda para encontrar um resultado que minore as ineficiências alocativas (NOGUEIRA; CAVALCANTI, 1996).

Já do ponto de vista da sustentabilidade ambiental, por vezes torna-se necessário que o regulador estatal seja capaz de implementar medidas de controle da demanda pelo serviço. Ou seja, conforme as populações e a atividade econômica aumentam, aumenta também as necessidades de uso da água, seja para uso doméstico, industrial, energético ou agrícola, enquanto a oferta de água global se mantém constante (DZIEGIELEWSKI, 2003). Nesse cenário, geralmente não ocorrem políticas de realocação do consumo (e.g. diminuição do uso agrícola para o abastecimento urbano) mas busca-se por novas fontes de água, o que pode não ser o mais desejável em função da necessidade de preservar a água para os ecossistemas naturais.

Olmstead e Stavins (2008) apresentaram uma compilação de estudos com a finalidade de mensurar, do ponto de vista do custo, se o uso de estratégias de conservação de água que se baseiam em incentivos via preços são mais efetivos do que medidas de comando e controle (e.g. limitação de consumo ou racionamento). Os autores, além de concluírem pela maior efetividade do primeiro, apontaram que medidas baseadas na gestão de demanda por meio dos preços também têm vantagens importantes em termos de monitoramento e fiscalização. Entretanto nenhuma das abordagens se mostrou mais vantajosa em termos de previsibilidade ou de equidade.

Desse modo, tanto do ponto de vista da maximização do bem-estar social - isto é, a definição de uma tarifa ótima para os serviços de saneamento - quanto da preservação de água - por meio de medidas mercadológicas de desincentivo ao consumo -, é indispensável conhecer a elasticidade-preço da demanda por água e a função de demanda inversa. Por conseguinte, esse é o principal objetivo deste trabalho, estimar o parâmetro de elasticidade-preço da função empírica de demanda por água no município de Curitiba por meio da aplicação do método de regressão com dados em painel de efeitos variáveis. Para isso, valeu-se de base de dados exclusiva no nível domiciliar que perfaz 12 meses de observação do comportamento de consumo de água, a qual foi disponibilizada pela Sanepar.

Na próxima seção estão compilados os principais conceitos referentes aos aspectos teóricos da estimação da demanda assim como uma revisão da bibliografia das principais contribuições para o problema. Na sequência está delineada a metodologia empregada e os resultados encontrados. Ao fim, estão tecidas as conclusões do estudo, suas limitações e sugestões para novas contribuições.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

Este capítulo apresenta uma breve revisão bibliográfica que pretende resgatar as contribuições nacionais e internacionais para o problema de estimação da demanda por água, assim como estruturar as premissas teóricas assumidas nos termos da teoria microeconômica. Por conseguinte, primeiro está apresentada a teoria do consumidor e suas implicações metodológicas e, na sequência, são resumidos os estudos empíricos que suportam a presente pesquisa.

### 2.1. TEORIA DO CONSUMIDOR

O problema da estimação da demanda de um bem ou serviço perpassa pelo que se denomina Função de Demanda Inversa. Segundo Varian (2015, p. 106), a função de demanda inversa é aquela que toma o preço como função da quantidade, desta maneira, "mede o preço ao qual certa quantidade será demandada. A altura da curva de demanda num determinado nível de consumo mede a propensão marginal a pagar por uma unidade adicional do bem nesse nível de consumo" (VARIAN, 2015, p. 107).

Entretanto, faz-se necessário rememorar os conceitos básicos que permitem alcançar o nível de abstração pressuposto pela ideia da curva da demanda inversa. Assumindo que a decisão de consumo envolve a escolha de dois bens, sabe-se que a decisão ótima de um consumidor é aquela que resolve o problema de maximização da utilidade dada a restrição orçamentária. Isto é, o consumidor se depara com a restrição orçamentária definida por  $m = p_1x_1 + p_2x_2$  em que  $m$  é a sua renda,  $p_1$  é o preço do bem 1 e  $x_1$  é a quantidade desse mesmo bem e  $p_2$  é o preço do bem  $x_2$ . Além disso, o consumidor tem as suas preferências definidas pela correspondente função de utilidade  $u(x_1, x_2)$ , que delimita os variados níveis de utilidade para cada combinação de bens 1 e 2 (VARIAN, 2015). Desta forma, a questão se resume a encontrar o ponto de máximo da função de utilidade restrita à reta de restrição orçamentária. Para o caso particular, assume-se que o bem 2 é representativo de todos os outros bens da cesta de consumo do indivíduo com

exceção do bem 1, o qual deseja-se estudar, nesse caso, a água . Destarte, assume-se que  $p_2$  é igual à unidade.

Para que a solução do problema seja única, ou seja, para que seja possível identificar a escolha do consumidor, as curvas de indiferença devem seguir duas propriedades: monotonicidade e convexidade estrita. Nesse sentido, "se  $(x_1, x_2)$  for uma cesta de bens e  $(y_1, y_2)$  uma cesta de bens com pelo menos o mesmo número de ambos os bens e mais de um, então  $(y_1, y_2) > (x_1, x_2)$ " (VARIAN, 2015, p. 43). Ou seja, a cesta com maior número de bens é estritamente preferida à cesta com o menor número de bens, de modo que se trata de preferências monotônicas. Adicionalmente, admitida a premissa da monotonicidade, incute-se às curvas de indiferença a inclinação negativa. (VARIAN, 2015, p. 43). Além disso, considera-se a convexidade estrita dessas curvas de forma que "a média ponderada de duas cestas indiferentes é estritamente preferida às duas cestas extremas" (VARIAN, 2015, p. 45).

Uma vez em que se torna possível descrever matematicamente as demandas individuais, a estimação da demanda de mercado é definida pela soma das quantidades demandadas de todos os consumidores a cada par de preços. Isto é, se  $x_i^1(p_1, p_2, m_i)$  é quantidade demandada pelo consumidor  $i$  pelo bem 1 e  $x_i^2(p_1, p_2, m_i)$  é a quantidade demandada pelo bem 2, a demanda de mercado do bem um pode ser definida, conforme Varian (2015, p. 260), por:

$$X^1(p_1, p_2, m_1, \dots, m_n) = \sum_{i=1}^n x_i^1(p_1, p_2, m_i) \quad (1)$$

Finalmente, convém definir o conceito de elasticidade-preço da demanda. Segundo Varian (2015, p. 264), trata-se de medir a variação percentual na quantidade demandada dividida pela variação percentual no preço. Matematicamente tem-se:

$$\varepsilon = \frac{\frac{\Delta q}{q}}{\frac{\Delta p}{p}} = \frac{p}{q} \frac{\Delta q}{\Delta p} \quad (2)$$

O conceito fornece um índice que explica a variação da demanda dada uma variação no preço, portanto é um número que ajuda a compreender o comportamento do consumidor. Define-se como inelástico o bem que tem uma elasticidade-preço da demanda menor do que 1 (em valores absolutos). Já os bens elásticos detêm uma elasticidade-preço da demanda maior do que a unidade. Assim, nota-se que, no geral, os bens inelásticos são aqueles que não há muitos substitutos próximos e, portanto, a quantidade demandada é insensível às variações de preços (VARIAN, 2015). Por sua vez, a elasticidade-renda da demanda que "é utilizada para descrever como a quantidade demandada reage à variação na renda" (VARIAN, 2015, p. 274) e é dada pela razão entre o percentual de variação na quantidade e o percentual de variação na renda.

## 2.2. MODELOS E DISCUSSÃO DOS MÉTODOS

Conforme a literatura referente ao tópico da estimação da demanda (OLMSTEAD; HANEMANN; STAVINS, 2007; MELO; JORGE, 2007; CARDOSO; MELO; ZAVALA, 2016; HAUSMANN, 1985), existem diferenças teóricas relevantes a serem consideradas ao se estimar a demanda por água. Essas diferenças surgem na medida em que por vezes se nota na economia alguns bens e serviços em que há uma variação no preço conforme a quantidade demandada varia. Hausmann (1985) identifica algumas situações, dentre elas as tarifas em duas partes dos serviços de telefonia e as tarifas decrescentes da eletricidade<sup>2</sup>. Sabe-se que a precificação do serviço de saneamento básico pode seguir uma lógica semelhante.

Olmstead, Hanemann e Stavins (2007) apontam para duas principais formas de precificação dos serviços de água urbana residencial. A primeira forma é aquela que adota uma estrutura de preço único para o metro cúbico de água consumido, denominada de estrutura de Preço Marginal Uniforme (PMU). Já a segunda estrutura pode ser formalmente dividida em outras duas, são elas, a estrutura de

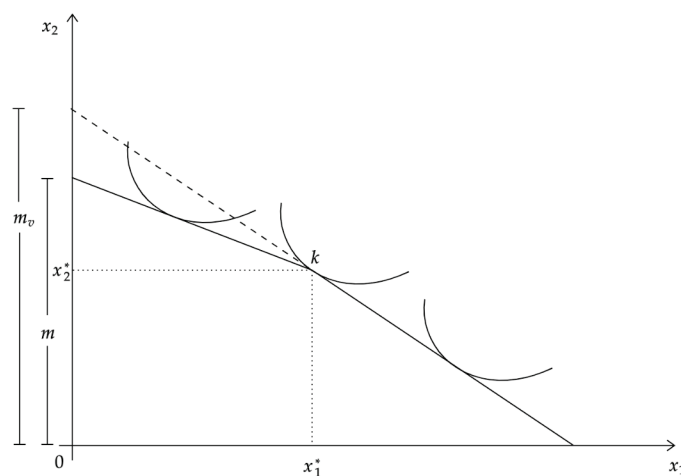
---

<sup>2</sup> Conforme o autor, o preço marginal da eletricidade era decrescente à medida em que se aumentava o consumo.

Preços em Blocos Decrescentes (PBD) e de Preços em Blocos Crescentes (PBC). Isto é, trata-se de uma diferenciação no preço do metro cúbico a depender da quantidade consumida. Isso significa, para o caso dos PBD, que há uma variação negativa do preço marginal à medida em que se aumenta o consumo. Para os PBC o comportamento é o oposto. O resultado prático disso, conforme Melo e Jorge (2005, p. 3), é que o preço se torna uma variável dependente da quantidade consumida, o que tem implicações estatísticas no caso de estimação da função de demanda pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). No contexto nacional, a maior parte da população brasileira se defronta com o último tipo de estrutura, a de blocos com preços crescentes. Fato que se repete para os consumidores atendidos pela Companhia de Saneamento do Paraná (Sanepar).

Conforme a teoria do consumidor, a consequência de uma estrutura de preços que é função da quantidade consumida é a readequação da função de restrição orçamentária. Ou seja, abandona-se a ideia de uma restrição linear e adota-se uma restrição *piecewise-linear*. Na figura abaixo está representada esta ideia, em que o eixo horizontal ( $x_1$ ) indica a quantidade do bem um, por exemplo, consumo residencial de água, e o eixo vertical ( $x_2$ ) representa todos os outros bens da cesta de consumo.

FIGURA 1 – CONJUNTO DE RESTRIÇÕES SOB PREMISA DOS PBC.



FONTE: Elaboração própria com base em Moffitt (1986).

A FIGURA 1 ilustra um exemplo com apenas dois blocos de consumo. Conforme depreende-se, a inclinação da reta de restrição muda à medida em que se muda de bloco. Trata-se de uma consequência matemática da mudança do preço marginal conforme os blocos de consumo, uma vez que a inclinação é igual ao preço (em módulo). O ponto  $k$ , também chamado de *kink*, é o que marca a transição de blocos de consumo. Em consonância, com o exposto acima,  $m$  é a renda do consumidor no primeiro bloco de consumo e  $m_v$  é o que convencionou-se denominar renda virtual. O resultado disso é que a curva de demanda torna-se extremamente não linear (MOFFITT, 1986, p. 319).

Fornecidas as premissas teóricas de conceituação da demanda sob a perspectiva dos PBD, compete resgatar alguns pontos referentes à forma funcional do modelo e suas variáveis abordados pela literatura. Conforme exposto por Andrade *et al.* (1995), no contexto das discussões a respeito do consumo de água, a variável preço é objeto de intenso debate. Isso porque alguns defendem o uso do preço médio enquanto outros o uso do preço marginal, o que termina por indicar um dissenso. Nesse sentido, é sabido que no primeiro caso surge um problema de simultaneidade entre o preço médio e a quantidade, assim, alguns autores apontam para a violação da hipótese de que os termos de erro são não correlacionados com as variáveis explanatórias, premissa essencial para a estimação por meio dos MQO. Concomitantemente, outro problema que surge é que, conforme a literatura neoclássica, o preço marginal seria a variável a qual os consumidores observaram ao fazer a sua escolha e não o preço médio. Os autores ainda indicam que há na literatura estimações que utilizam ambas as variáveis de preço, bem como variáveis instrumentais que busquem dirimir os vieses.

Assim, Andrade *et al.* (1995) contornam o problema ao empregarem o método McFadden de variáveis instrumentais, que "consiste na geração de uma variável *proxy* para o preço marginal, não correlacionada ao erro aleatório e, conseqüentemente, gerando estimativas de MQO com boas propriedades." Esse é um dos trabalhos pioneiros na estimação da demanda por água no Brasil e utilizou dados da Sanepar para o ano de 1986. Os autores apresentam estimativas para um modelo de demanda que leva em consideração as variáveis preço marginal,

diferença<sup>3</sup>, renda e número de pessoas. Os resultados obtidos indicam uma elasticidade de -0,2404 para o preço estimado, 0,0574 para a diferença na amostra geral do estudo e 0,0192 para a renda. Já para o recorte de até dois salários mínimos a elasticidade-preço foi de -0,6247 e a da diferença de -0,7963. Já a elasticidade-renda da demanda para essa sub-amostra não foi estatisticamente relevante. Na classe de renda entre 2 e 10 salários mínimos os resultados foram -0,1652 e 0,0197 para a elasticidade preço e renda, respectivamente. Finalmente, para a classe acima de 10 salários, a elasticidade estimada para o preço marginal foi de -0,2163 e para a renda foi de foi não significativa.

Do ponto de vista da não linearidade que surge em função da variação da tarifa conforme o volume, Moffitt (1986) apresentou a generalização econométrica para o problema a partir da definição de uma função de demanda condicional em que a quantidade escolhida é descrita a partir da escolha de qual segmento se posicionar. Assim, o autor utilizou o método de Máxima Verossimilhança porque, assim como o método de Mínimos Quadrados não lineares, "geralmente fornece estimativas com as propriedades desejáveis de consistência, normalidade assintótica e eficiência assintótica" (MOFFITT, 1986, p. 320). Além disso, há a imputação de um termo de erro para capturar a heterogeneidade das preferências para além do termo de erro de medida.

No contexto nacional, ressalta-se os estudos de Melo e Jorge (2007) que utilizaram a abordagem da estimação de funções de demanda no contexto de não-linearidade dos preços e da renda. Os autores utilizaram o modelo de estimação de Máxima Verossimilhança com dois erros e a base de dados de alcance regional desenvolvida pelo Banco do Nordeste do Brasil (BNB) em 1997. Melo e Neto (2007) encontraram uma elasticidade-preço da demanda de -1,01 e -0,96 por meio da estimação com e sem intercepto. Além disso, Cardoso, Melo e Zavala (2016), também utilizam o mesmo método empregado por Melo e Neto (2007), todavia imputam características domiciliares na sua estimação, propostas por Olmstead, Hanemann e Stavins (2007). Os autores brasileiros estimaram a curva de demanda para os municípios de Recife (PE) e Cuiabá (MT). Para o primeiro, foi estimada uma elasticidade-preço da demanda de -1,17 e para o segundo, de -1,00.

---

<sup>3</sup> Note-se que a variável diferença é "definida como o resultado da diferença entre o valor da conta cobrado ao preço marginal e o valor da conta cobrado ao usuário" (ANDRADE *et al.*, 1995).

Maldonado-Devis e Almenar-Llongo (2021) indicam uma nova perspectiva metodológica e retomam a discussão sobre qual a melhor variável de preço utilizar. Os autores apontam evidências de que em um contexto de imperfeita ou incompleta informação, os consumidores podem reagir a uma medida diferente do preço marginal, como o preço médio, por exemplo, ou uma combinação de ambos. Segundo os autores,

Os consumidores de água geralmente desconhecem a estrutura tarifária aplicada e não estão dispostos a assumir os custos envolvidos em conhecê-la. Assim, é mais fácil para eles reagir às mudanças no preço médio do que no preço marginal. (MALDONADO-DEVIS; ALMENAR-LLONGO, 2021, p. 8-9).

Conforme a literatura apresentada pelo artigo (*ibidem*), há evidências que apontam para a hipótese de que os consumidores reagem ao preço médio e que o preço percebido por eles geralmente subestima o preço verdadeiro.

Além disso, Maldonado-Devis e Almenar-LLongo (2021) sugerem que, com uma base extensiva de microdados, a estimação utilizando a metodologia de dados em painel pode ter vantagens se comparada aos outros métodos. Além de a estimação por esse modo ser capaz de captar alguns efeitos que não podem ser identificados usando uma série temporal ou cortes transversais, as estimativas possuem mais graus de liberdade.

Desse modo, para o presente estudo será utilizada esta última especificação, uma vez que, conforme discutido no próximo capítulo, a estrutura da base de dados se adequa melhor à estimação dos parâmetros por meio de uma composição em painel. Além disso, o preço médio será a variável a qual terá o parâmetro estimado por meio desta técnica, bem como a renda média por setor censitário.

## DADOS E MÉTODOS

Resumidamente, o problema a ser resolvido é a estimação dos coeficientes de um modelo empírico para a de curva de demanda de água. Do ponto de vista teórico, Varian (2015, p.100) indica que a reprodução de todos os possíveis valores de maximização da utilidade de um indivíduo para determinado par de bens, isto é, os pares de quantidades dadas as preferências e a restrição orçamentária e mantidos constantes a renda e o preço de um dos bens, estrutura uma curva de preço-consumo. Da mesma maneira, caso se tome todas as quantidades de um dos bens para cada preço que este assume, mantidos igualmente fixos o preço do outro bem (para o nosso caso todos os outros bens) e a renda, obtém-se a curva de demanda. Desse modo, entende-se que a quantidade demandada de determinado bem é função do preço do próprio bem, mantido os demais preços constantes, e a da renda do indivíduo.

$$x_1 = (p_1, m) \quad (3)$$

A equação acima suprime a variável de preço dos outros bens, uma vez que esta é dada apenas pelo numerário.

Assim, a estimação dos parâmetros desta função deve fornecer uma medida de sensibilidade das variáveis independentes em tela, ou seja, refletirão as elasticidades-preço e elasticidade-renda da demanda. Para isso, faz-se necessário a apresentação dos dados utilizados e do método escolhido.

### 2.3. DADOS

A base de dados utilizada neste estudo foi disponibilizada pela Sanepar. Inicialmente, continha 5.317.296 observações que discriminavam os consumos mensais de água de 443.108 endereços do município de Curitiba durante o período dos doze meses compreendidos entre maio de 2018 e abril de 2019. Dentro dessa amostra, foram eliminados aqueles endereços que tinham contratos diferenciados com a empresa de saneamento (e.g. grandes consumidores) bem como todos os que estavam classificados fora das definições da companhia de "prédios ou

residência sem piscina e quitinetes" ou "habitações cadastradas com tarifa social" (SANEPAR, 2023). Essas primeiras modificações fizeram com que a amostra ficasse com 5.064.324 observações.

A tabela continha, além de outras variáveis, especificações de consumo mensal de água e o valor faturado de água, que foram utilizadas para estimação do modelo de demanda. Entretanto, não detinha informação para renda ou qualquer *proxy* para ela. Dessa forma, o tratamento da variável de renda envolveu a sua especificação por meio da identificação da renda média de cada setor censitário, seguindo os parâmetros definidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE) em seu censo de 2010. Isto é, considerando que o setor censitário é "a unidade territorial de controle cadastral da coleta" (IBGE, 2011) e que a pessoa responsável é "a pessoa, de 10 anos ou mais de idade, reconhecida pelos moradores como responsável pela unidade domiciliar" (*ibidem*), tomou-se a divisão do total do rendimento nominal mensal das pessoas responsáveis pelo número total de pessoas responsáveis com ou sem rendimento dentro do setor censitário. Assim, apurou-se o rendimento médio para cada uma das delimitações geográficas de coleta do município.

Em seguida, por meio de requisições ao serviço de georreferenciamento da companhia Google (GOOGLE, 2023), obteve-se as coordenadas de latitude e longitude aproximadas para cada CEP informado na base de dados da Sanepar. Desse modo, foi possível fazer o cruzamento dessas coordenadas com a malha censitária do IBGE, de maneira a se tornar possível atribuir a renda média do respectivo setor a cada endereço.

Na verificação dos endereços, algumas observações foram desclassificadas por não apresentarem um Código de Endereçamento Postal (CEP) factível ou dentro das delimitações do município de Curitiba. Desse modo, restaram 376.517 observações de unidades consumidoras ao final.

Convenientemente, compete destacar a pertinência das escolhas das sub-amostras (categorias de consumidores). Isto é, a estrutura tarifária da Sanepar é dividida em duas categorias: a residencial e a não-residencial. Por sua vez, a categoria residencial é composta da subcategoria residencial normal e a residencial social. Já a categoria não-residencial contém os consumidores industriais, entidades públicas, entidades assistenciais, comerciais dentre outros. Verifica-se que cada um desses tipos se depara com sua própria curva de preços, assim, para fins de

delimitação do estudo e compatibilização com a teoria da escolha do consumidor, optou-se por observar apenas aqueles endereços classificados como residenciais.

Compete apontar ainda que, em função da referida atribuição de um rendimento médio por meio dos dados do censo, alguns endereços com esse enquadramento social terminaram por figurarem com uma renda muito superior ao limite máximo estabelecido pelos critérios de elegibilidade da categoria. Desta forma, foi necessário excluir da amostra todos aqueles domicílios registrados como sociais mas que detinham renda superior a dois salários mínimos.

Nesse sentido, em linha com o discutido na seção teórica, a estimação é apresentada utilizando as três variáveis citadas e subdivida em três grupos: amostra geral, amostra dos consumidores residenciais normais e a amostra dos beneficiários da tarifa social. Mais especificamente, as três variáveis elencadas são a quantidade mensal consumida de água, o preço médio e a renda média por setor censitário. Note-se que a variável preço médio é apurada por meio da divisão entre o valor total faturado de água pela quantidade de metros cúbicos consumidos. O QUADRO 1 a seguir apresenta a esquematização da estrutura das variáveis.

QUADRO 1 - ESQUEMATIZAÇÃO DAS VARIÁVEIS

Variáveis	Amostra Geral	Sub-amostra Residencial Normal	Sub-amostra Tarifa Social
Dependentes (Q)	Quantidade mensal de água consumida (m <sup>3</sup> )	Quantidade mensal de água consumida (m <sup>3</sup> )	Quantidade mensal de água consumida (m <sup>3</sup> )
Independentes (Y, P)	Renda média da pessoa responsável por setor censitário (R\$/indivíduo) e preço médio do metro cúbico faturado (R\$/m <sup>3</sup> )	Renda média da pessoa responsável por setor censitário (R\$/indivíduo) e preço médio do metro cúbico faturado (R\$/m <sup>3</sup> )	Renda média da pessoa responsável por setor censitário (R\$/indivíduo) e preço médio do metro cúbico faturado (R\$/m <sup>3</sup> )

FONTE: Elaboração própria (2023).

Finalmente, compete clarear a maneira como a estrutura tarifária para essas categorias é elaborada. Para o caso daqueles endereços contidos dentro da sub-amostra Residencial Normal, o preço é dado conforme seis blocos de consumo: de 0 a 5 m<sup>3</sup>, de 6 a 10 m<sup>3</sup>, de 11 a 15 m<sup>3</sup>, de 16 a 20 m<sup>3</sup>, de 21 a 30 m<sup>3</sup> e acima de 31 m<sup>3</sup>. Sendo que a primeira faixa tem um preço fixo, independente de quanto foi consumido. Já os endereços contidos na Sub-amostra Social têm os mesmos dois primeiros blocos de consumo e, a partir do 11m<sup>3</sup> em diante, o preço da água é

constante. Note-se que o preço da categoria social é relativamente menor do que para a outra categoria mas algumas exigências para acesso ao benefício são exigidas: i) o imóvel deve ter área construída de até 70 m<sup>2</sup>; ii) o consumo mensal não deve exceder 10 m<sup>3</sup> ou 2,5 m<sup>3</sup> por residente; iii) a renda familiar deve ser de até meio salário mínimo por pessoa ou de até 2 salários mínimos para imóveis com até quatro ocupantes. (SANEPAR, 2023)

## 2.4. MÉTODO DE ESTIMAÇÃO

Conforme Batalgi (1995 *apud* Gujarati; Porter, 2011, p.588), a estimação por meio de dados em painel pode oferecer "dados mais informativos, maior variabilidade, menos colinearidade entre as variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência". Ainda, conforme a pesquisa feita por Maldonado-Devis e Almenar-LLongo (2021), as estimativas melhoram e capturam melhor as diferenças individuais no comportamento dos consumidores quando se usa dados em painel ao nível do domicílio.

Em suma, Gujarati e Porter (2011, p. 589-590) descrevem quatro possibilidades de estimação em painel: i) o modelo MQO para dados empilhados; ii) o modelo de mínimos quadrados com variáveis *dummies* para os efeitos fixos; iii) o modelo de efeitos fixos dentro de um grupo e; iv) o modelo de efeitos aleatórios (MEA). O primeiro deles desconsidera a diferenciação entre indivíduos e a diferenciação intertemporal de maneira que o termo de erro absorve a heterogeneidade. Assim, para este método é necessária a percepção de que os termos de erro sejam não correlacionados às variáveis, o que, na hipótese de violação dessa premissa, entende-se que "as estimativas de MQO não são apenas tendenciosas, mas também inconsistentes" (*ibidem*).

Já o modelo de mínimos quadrados com variáveis *dummies* para os efeitos fixos busca retratar a heterogeneidade a partir da estimação de variáveis binárias para os indivíduos da amostra de maneira que exista um intercepto para cada um deles. Também é possível incluir *dummies* para os efeitos variantes no tempo. Contudo, conforme indicam Gujarati e Porter (2011, p. 595), este modelo "pode não ser capaz de identificar o impacto das variáveis que não mudam ao longo do tempo" porque os interceptos específicos tratam de "toda a heterogeneidade que possa existir nas variáveis dependente e explanatória".

A terceira opção, o modelo de efeitos fixos dentro de um grupo, toma os desvios das variáveis em relação a sua média como maneira de eliminar o efeito fixo do intercepto. Todavia, dentre as suas desvantagens está o fato de que aquelas variáveis que eventualmente venham a ser invariantes no tempo serão eliminadas em função do processo de diferenciação no tempo (GUJARATI; PORTER, 2011, p. 597). Desconsiderando a variável de renda, esse é um método que, apesar de não estimar a elasticidade-renda da demanda, pode apresentar vantagens em termos de qualidade da estimação, uma vez que a variabilidade de renda é controlada no componente de efeito fixo.

Adicionalmente, em função da existência da variável independente que é fixa no tempo, o rendimento médio do setor censitário, entende-se que a última maneira pela qual os autores indicam enquanto possibilidade para estimar os parâmetros de uma estrutura de dados em painel, o método dos efeitos aleatórios, também é uma alternativa para o problema em tela. Por esse método, toma-se o intercepto como uma variável aleatória que é descrita por um valor médio mais um termo de erro com média zero e variância  $\sigma_{\varepsilon}^2$ . Assim, assume-se que os indivíduos da amostra são considerados enquanto participantes de um contingente maior de indivíduos e que todos tem um valor médio comum para o intercepto, ficando as diferenças individuais delegadas ao erro  $\varepsilon_i$  (GUJARATI; PORTER, 2011, p. 599).

Matematicamente, a equação generalizada para o método de efeitos fixos dentro de um grupo a ser estimada pode ser descrita conforme o que se vê abaixo:

$$Y_{it} = \beta_1 X_{it}^1 + \dots + \beta_n X_{it}^n + u_{it} \quad (4)$$

Já a formalização para o método dos efeitos aleatórios é dada por:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it}^1 + \dots + \beta_n X_{it}^n + \varepsilon_i + u_{it} \quad (5)$$

onde é possível distinguir dois tipos de erro, " $\varepsilon_i$ " que é o componente de corte transversal ou específico dos indivíduos, e  $u_{it}$ , que é o elemento de erro combinado da série temporal e corte transversal e às vezes chamado de **termo**

**idiossincrático**" (GUJARATI; PORTER, 2011, p. 599). Ainda, apesar de as premissas desse modelo serem da não correlação do termo de erro conjunto com as variáveis explicativas, da não correlação entre os termos de erro individuais e da não correlação dos mesmos com as unidades de corte transversal e de série temporal, existe uma correlação entre os termos de erro de uma unidade de corte transversal em dois momentos diferentes no tempo (*ibidem*). Assim, é recomendada a utilização do método dos mínimos quadrados generalizados (MQG).

Deste modo, assumindo essa configuração, é possível descrever os modelos empíricos utilizados para a estimação da demanda por água:

i) Para o caso dos efeitos fixos, com variáveis em desvios da sua média:

$$\ln Q_{it} = \beta_1 \ln P_{it} + u_{it} \quad (6)$$

ii) Para o caso dos efeitos aleatórios:

$$\ln Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln Y_i + w_{it} \quad (7)$$

onde,  $w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$

onde  $Q_{it}$  é a quantidade de água consumida em metros cúbicos no tempo t pelo domicílio i,  $P_{it}$  é o preço médio obtido pela razão entre o valor total faturado de água e a quantidade consumida e  $Y_i$  é o rendimento médio das pessoas responsáveis pelos domicílios naquele setor censitário no qual o endereço está enquadrado.

Note-se que, conforme a metodologia aplicada por Maldonado-Devis e Almenar-LLongo (2021), foi aplicada a técnica log-log que proporciona uma interpretação dos coeficientes da estimação como elasticidades. Além disso, essa técnica evita que a variável de renda, invariante no tempo, tenha de ser considerada no mesmo período temporal em função da variação do nível de preços. Sobre a variável renda, insta destacar que apesar de esta introduzir limitações na estimação, foi a melhor alternativa encontrada em função dos dados disponíveis. Assim, toma-se como premissa que não houve mudanças estruturais na distribuição de renda entre os setores censitários no período de 2010 e 2018/2019. Ainda, é

relevante apontar para o fato de que trata-se de um painel balanceado, em que todos os endereços têm o mesmo número de observações para cada mês.

Considerado o método aplicado, a seguir estão dispostas algumas estatísticas descritivas a fim de contextualizar melhor os dados, bem como os resultados da estimação e as discussões pertinentes em relação a eles.

### 3. RESULTADOS

O conjunto dos dados finais, com 4.518.204 observações, pode ser descrito por meio de três perspectivas, a que engloba todos os domicílios, e outras duas que separam os domicílios quanto ao seu enquadramento tarifário, em linha com as segmentações que estão propostas para as estimações. Além disso, compete apontar que a imputação da renda realizada atribuiu 2.395 rendas médias a 9.009 CEPs.

TABELA 1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS PARA A AMOSTRA GERAL

<b>Estatísticas</b>	<b>Q (m<sup>3</sup>)</b>	<b>P (R\$/m<sup>3</sup>)</b>	<b>Y (R\$/indivíduo)</b>
$\bar{x}$	12,113	5,174	1927,640
$s^2$	10,698	1,261	1216,137

FONTE: Elaboração própria (2023).

TABELA 2 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS PARA A SUB- AMOSTRA RESIDENCIAL NORMAL

<b>Estatísticas</b>	<b>Q (m<sup>3</sup>)</b>	<b>P (R\$/m<sup>3</sup>)</b>	<b>Y (R\$/indivíduo)</b>
$\bar{x}$	12,190	5,240	1951,302
$s$	10,743	1,170	1217,988

FONTE: Elaboração própria (2023).

TABELA 3 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS PARA A SUB- AMOSTRA TARIFA SOCIAL

<b>Estatísticas</b>	<b>Q (m<sup>3</sup>)</b>	<b>P (R\$/m<sup>3</sup>)</b>	<b>Y (R\$/indivíduo)</b>
$\bar{x}$	8,294	1,904	821,354
$s$	7,126	1,315	135,144

FONTE: Elaboração própria (2023).

Sob a ótica da amostra em sua completude, a média de consumo mensal de água foi de 12,11 m<sup>3</sup> e o desvio padrão de 10,70 m<sup>3</sup>. O preço médio ficou estabelecido em R\$ 5,17 com desvio padrão de R\$ 1,26. Finalmente, a renda média foi de R\$ 1.927,64 e desvio padrão de R\$ 1.216,14. A comparação desses valores

com os observados para aqueles endereços identificados enquanto beneficiários do desconto na tarifa dá uma dimensão da heterogeneidade entre grupos. Para os 8.043 domicílios contidos na amostra da categoria Tarifa Social, o consumo médio mensal de água foi aproximadamente 5 m<sup>3</sup> menor do que para a amostra total e apresentou um desvio padrão de 7,13 m<sup>3</sup>. A renda média foi de R\$ 821,35, menos do que a metade da média da amostra geral, e o desvio padrão foi de R\$ 393,88. O preço médio para os consumidores dessa tarifa foi de R\$ 1,90. Já as estatísticas apenas para aqueles da categoria Residencial Normal são bastante próximas ao que se pôde verificar para a amostra como um todo. Isto decorre do fato de que o número de observações da categoria social é cerca de 0,02% do número de observações para a categoria residencial normal.

Os resultados encontrados para a estimação vão ao encontro do que é apontado pela literatura, ou seja, as elasticidade-preço da demanda é negativa e seu valor é menor do que a unidade, indicando baixa sensibilidade do consumo às variações no preço, e as elasticidade-renda da demanda são positivamente inclinadas, salvo para a categoria social que se mostrou nula. A TABELA 4 traz esses valores para a estimação em painel de efeitos fixos.

TABELA 4 - RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO EM PAINEL EFEITO FIXO

Variáveis	Amostra Completa	Residencial Normal	Tarifa Social
$\ln P$	-0,672***	-0,717***	-0,258***
<b>R<sup>2</sup> - Total</b>	0,084	0,165	0,132
<b>R<sup>2</sup> - Dentro</b>	0,140	0,146	0,132
<b>R<sup>2</sup> - Entre</b>	0,077	0,183	0,140
$\chi^2$ (Hausmann)	1499,68***	12192,86***	196,59***
<b>N</b>	4.518.204	4.422.603	95.601

FONTE: Elaboração própria (2023).

NOTA: \*\*\* p < 0,001, \*\* p < 0,01, \* p < 0,05.

Já a TABELA 5 abaixo sumariza os principais resultados das regressões para o Modelo de Efeitos Aleatórios.

TABELA 5 - RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO EM PAINEL EFEITO ALEATÓRIO

Variáveis	Amostra Completa	Residencial Normal	Tarifa Social
$\ln P$	-0,672***	-0,749***	-0,264***
$\ln Y$	0,171***	0,121***	-0,014
<b>Efeito Fixo no Tempo</b>	Sim	Sim	Sim
<b>R<sup>2</sup> - Total</b>	0,106	0,180	0,132
<b>R<sup>2</sup> - Dentro</b>	0,141	0,148	0,132
<b>R<sup>2</sup> - Entre</b>	0,102	0,201	0,140
<b>N</b>	4.518.204	4.422.603	95.601

FONTE: Elaboração própria (2023).

NOTA: \*\*\*  $p < 0,001$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$ .

A partir dos resultados encontrados para o modelo de efeitos fixos, pode-se esperar que o deslocamento do preço médio em dez por cento deve provocar uma contrapartida em direção contrária de 6,72% da demanda por água. Se considerarmos apenas os consumidores da categoria residencial normal, o efeito esperado pode ser ainda maior, 7,17%. Contudo, entre os domicílios com menor poder aquisitivo, o impacto é bem mais restrito, indicando a essencialidade do bem. Isto é, o consumo é ainda menos sensível em função de variações do preço no contexto das pessoas com menores rendas quando comparadas aos outros consumidores. Note-se que a partir do teste Hausmann rejeita-se a hipótese nula de forma que o método dos efeitos aleatórios não produz resultados diferentes para essa forma funcional.

Para o MEA as conclusões são bastante parecidas quanto ao parâmetro de preço e permitem algumas observações do ponto de vista da sensibilidade da demanda com relação à renda, mesmo que os resultados tenham se mostrado parcialmente satisfatórios. Para o recorte geral e o recorte residencial normal, o comportamento segue dentro do esperado e os resultados são estatisticamente significativos. Ou seja, à medida que a renda aumenta, o consumo domiciliar também aumenta. Contudo, a variação esperada da renda indica uma possível mudança muito tímida da demanda, o que aponta para a confirmação da percepção de que não se trata de um bem de luxo. Entretanto, a estimação desse parâmetro

para o recorte da tarifa social não se mostrou significativa. Ou seja, o resultado sugere que alterações na renda não modificam o consumo de água para as camadas mais socioeconomicamente vulneráveis da população. De todo modo, compete indicar possíveis hipóteses para este quadro: i) é possível que haja incentivos à omissão da verdadeira renda a fim de garantir o benefício na tarifa de água; ii) pode haver vieses na estimação em função da imputação da variável de renda nas observações.

Na comparação com as publicações que também procuraram estimar as elasticidades-preço da demanda, algumas pontuações se fazem necessárias. Para o estudo apresentado por Andrade *et al.* (1995), que seguem a abordagem de preço marginal e método de variável instrumental, a elasticidade-preço da demanda da amostra geral foi de -0,24, o que é um resultado significativamente menor do que o demonstrado aqui e é comparável apenas ao que foi encontrado pelo nosso estudo para a Tarifa Social. Contudo, para a classe de renda de até dois salários mínimos, a elasticidade estimada por Andrade *et al.* foi de -0,625. Assim, à medida em que os autores apresentam os resultados para as classes de renda superiores, as elasticidades-preço da demanda tendem a se tornar cada vez menores. Essa comparação pode jogar luz sobre uma possível interpretação a ser melhor explorada: se antes as estimações indicavam que os mais vulneráveis eram bastante impactados com as alterações nos preços, atualmente, com a introdução da Tarifa Social (implementada por meio de decreto em 2004), essas camadas de renda tendem a ser bem menos flexíveis às mudanças de preço. Além disso, sob a perspectiva da amostra Residencial Normal, a partir dos dados expostos pelo nosso estudo, entende-se que o esquema tarifário está atualmente mais alinhado às questões desincentivo ao consumo excessivo porque aponta que há uma elasticidade-preço da demanda maior nos dias de hoje.

Adicionalmente, na comparação com aqueles estudos que usaram o método da Máxima Verossimilhança a partir de funções de demanda condicionadas pelo preço marginal, verifica-se que estes apresentaram elasticidades superiores às apresentadas aqui.

Além disso, vale mencionar que todas as regressões têm pouco poder explicativo da demanda, o que fica constatado pelo baixo  $R^2$ . Tal resultado evidencia que outros fatores não controlados na regressão podem influenciar o comportamento de consumo residencial de água. Ainda, é relevante apontar para o

fato de que é possível que haja viés nas estimativas uma vez que a não linearidade e a endogeneidade não foram tratadas na estimação.

#### 4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo apresenta contribuições para a estimação da função de demanda de água por utilizar uma base de dados individuais recente para a cidade de Curitiba mediante regressão em painel longitudinal. Além disso, o estudo fornece parâmetros de elasticidades tanto para a amostra geral quanto para a amostra segregada por tipos de consumidores, a saber, residencial normal e tarifa social. Considerando o melhor do nosso conhecimento sobre a literatura nacional, trata-se do primeiro estudo que provê estimativas de elasticidades da função de consumo residencial de água com essa segmentação, uma vez que o estudo anterior feito a partir dos dados da Sanepar opera com 4 segmentações baseadas na renda definida por meio de salários mínimos. Bem como não havia à época a Tarifa Social.

Além disso, foram abordadas na discussão algumas questões quanto à reação do consumidor quanto ao preço marginal ou ao preço médio. Não é incongruente sustentar que há razões para que o preço médio seja observado em detrimento do preço marginal, ou no mínimo, as duas medidas em conjunto sejam variáveis explicativas da demanda.

Avanços nesse tópico devem ir no sentido de buscar produzir a estimação pelo método descrito por Moffitt (1986) nos quais os problemas de endogeneidade e não linearidade são tratados com técnicas estatísticas mais específicas. Contudo, o presente estudo cumpre o papel de indicar possíveis resultados esperados para casos em que haja a necessidade de gestão da demanda por água por meio de incentivos nos preços. Desse modo, avança na perspectiva de cumprimento da Agenda 2030 dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável da ONU. Também serve de ferramenta a ser utilizada para a determinação da tarifa de segundo melhor para serviços públicos, de forma a buscar o equilíbrio entre a eficiência na prestação do serviço de saneamento básico e a sustentabilidade financeira do ente privado regulado.

## REFERÊNCIAS

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS E SANEAMENTO BÁSICO (ANA). **Conjuntura dos Recursos Hídricos no Brasil**. Brasília, 2021. Disponível em: <https://relatorio-conjuntura-ana-2021.webflow.io/>. Acesso em 5 nov. 2022.

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS E SANEAMENTO BÁSICO (ANA). Sistematização das Crises Hídricas ocorridas em UGRHs nos anos de 2013 a 2020. **Dados Abertos da Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico**, set. 2022. Disponível em: [https://dadosabertos.ana.gov.br/datasets/e0378cd901a547c9a0073abafc205b19\\_2/about](https://dadosabertos.ana.gov.br/datasets/e0378cd901a547c9a0073abafc205b19_2/about). Acesso em: 6 nov. 2022.

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS E SANEAMENTO BÁSICO (ANA). **Nota Técnica 4/2020/SPR**: Recorte territorial do Brasil para o Relatório Conjuntura dos Recursos Hídricos no Brasil – Informe 2020 e novo Plano Nacional de Recursos Hídricos (PNRH) 2020-2040. Brasília, 2020. Disponível em: [https://metadados.snirh.gov.br/geonetwork/srv/api/records/985f8821-2da3-4108-85a9-95985b37f3fe/attachments/RecorteTerritorial\\_Conjuntura2020\\_PNRH20202040.pdf](https://metadados.snirh.gov.br/geonetwork/srv/api/records/985f8821-2da3-4108-85a9-95985b37f3fe/attachments/RecorteTerritorial_Conjuntura2020_PNRH20202040.pdf). Acesso em: 5 nov. 2022.

CARDOSO, E. **Demanda Residencial de Água sob uma Estrutura de Preços Não Lineares e Efeitos de Políticas Públicas de Água no Brasil**. 2016. 97 f. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal de Pernambuco, Departamento de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Recife, 2016.

CARDOSO, E.; MELO, A.; ZAVALA, A. Demanda Residencial Urbana de Água sob uma Estrutura de Preços Não Lineares para Recife-PE e Cuiabá-MT. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 44, 2016, Foz do Iguaçu. **Anais...** Niterói: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2016.

COMPANHIA DE SANEAMENTO DO PARANÁ (SANEPAR). Levantamento dos consumos mensais de água e esgoto no município de Curitiba entre maio de 2018 e

abril de 2019. [conjunto de dados]. **Base de dados da Sanepar**. Acesso em: jan. 2023.

DZIEGIELEWSKI, B. Strategies for Managing Water Demand. **Water Resources Update**, Carbondale, n. 126, p. 29-39, nov. 2003.

GLOBAL WATER PARTNERSHIP (GWP). **The Need for an Integrated Approach**. Estocolmo, 2020. Disponível em: <https://www.gwp.org/en/About/why/the-need-for-an-integrated-approach/>. Acesso em 6 nov. 2022.

GOOGLE. Documentação. API Geocoding. Disponível em: [https://developers.google.com/maps/documentation/geocoding/?hl=pt\\_BR](https://developers.google.com/maps/documentation/geocoding/?hl=pt_BR). Acesso em: 28 jan. 2023.

GUJARATI, D.; PORTER, D. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HAUSMANN, J. The Econometrics of Nonlinear Budget Sets. **Econometrica**, v. 53, n. 6, p. 1255-1282, nov. 1985.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Base de Informações do Censo Demográfico 2010**: Resultados do Universo por setor censitário. Rio de Janeiro: Ministério de Planejamento, Orçamento e Gestão, 2011. Documentação do Arquivo.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Malha de Setores Censitários [conjunto de dados]. **Censo Demográfico 2010**. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/malhas-territoriais/2656-5-malhas-de-setores-censitarios-divisoes-intramunicipais.html?=&t=acesso-ao-produ-to>. Acesso em: 28 jan. 2023.

MALDONADO-DEVIS, M.; ALMENAR-LLONGO, V. A Panel Data Estimation of Domestic Water Demand with IRT Tariff Structure: The Case of the City of Valencia (Spain). **Sustainability**, Basel, v. 13, n. 3, p. 1-26, 2021.

MELO, J.; JORGE, P. Estimação de Funções de Demanda Residencial de Água em Contextos de Preços Não Lineares. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 33, 2005, Natal. **Anais...** Niterói: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2005.

MOFFITT, R. The Econometrics of Piecewise-Linear Budget Constraints: A survey and Exposition of the Maximum Likelihood Method. **Journal of Business & Economic Statistics**, Estados Unidos da América, v. 4, n. 3, p. 317-328, 1986.

NOGUEIRA, J.; CAVALCANTI, J. Determinação de tarifas em empresas de utilidade pública. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 50, n. 3, p. 328-350, jul./set. 1996.

OLMSTEAD, S.; HANEMANN, W. M.; STAVINS, R. Water demand under alternative price structures. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 54, p. 181-198, 2007.

OLMSTEAD, S.; STAVINS, R. Comparing price and non-price approaches to urban water conservation. **NBER Working Paper Series**. Cambridge, working paper 14147, jun. 2008. Discussão.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS (ONU). **Sobre o Nosso Trabalho para alcançar os Objetivos de Desenvolvimento Sustentável no Brasil**. Disponível em: <https://brasil.un.org/pt-br/sdgs>. Acesso em 2 nov. 2022.

PINDYCK, R.; RUBINFELD, D. **Microeconomia**. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2006.

SANEPAR, 2023. **Nossas Tarifas**. Disponível em: <https://site.sanepar.com.br/clientes/nossas-tarifas>. Acesso em 2 mar. 2023.

VARIAN, Hal. **Microeconomia: Uma Abordagem Moderna**. São Paulo: Grupo GEN, 2015. E-book. 9788595155107. Disponível em:

<https://integrada.minhabiblioteca.com.br/#/books/9788595155107/>. Acesso em: 04 set. 2022.