V-294 – DEMANDA DE ÁGUA NO BRASIL: UMA ANÁLISE EM PAINEL DINÂMICO DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Felipe Ponciano da Cruz[(1)]
Mestre em Economia Aplicada da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ).

Bruno Ferreira de Oliveira
Mestre em Economia pela Universidade Cândido Mendes (UCAM).

Enzo Matheus Fernandez Barreira Accioly
Economista formado pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ).

Igor Masullo Soares
Graduando em Economia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)

Endereço[(1)]:): Rua Einstein 155 – Barra da Tijuca – Rio de Janeiro - RJ - CEP: 22.611-240 - País - Tel: +55 (21) 99180-9982 - e-mail: f1ponciano@gmail.com

RESUMO

O objetivo do trabalho é estimar a função de demanda municipal por água por meio da estrutura de dados em painel dinâmico. Os dados utilizados são dos municípios brasileiros entre 2010 e 2015. O principal resultado demonstra que a elasticidade de longo prazo é maior do que a de curto de prazo em valores absolutos, o que indica a persistência dos hábitos do consumidor. Assim, somente no longo prazo é que os impactos da política de preços no consumo são observados.

PALAVRAS-CHAVE: Demanda de água. Elasticidade Preço. Elasticidade Renda.

INTRODUÇÃO

A água é um bem escasso fundamental à vida humana e ao equilíbrio do meio ambiente. O seu preço deve indicar ao usuário o seu real valor e incentivar o uso racional. Assim, estudar o impacto preço sobre o consumo de água é essencial para entender a alocação desse recurso tão precioso.

Os estudos sobre a demanda por água começaram na década de 60 nos Estados Unidos, influenciados, sobretudo, nos estudos sobre a demanda por eletricidade (MILUTINOVIC, 2006). A grande maioria dos modelos tem como objetivo estimar as elasticidades preço e renda, ou seja, visam mensurar a intensidade da variação na demanda por água diante da variação do preço cobrado e da renda do consumidor (ARBUÉS et al., 2003).

A elasticidade-preço da demanda residencial encontrada é, em geral, negativa e, em módulo, inferior a unidade, indicando que a demanda por água é inelástica (RIBEIRO; LANNA; PEREIRA,1999; WORTHINGTON, HOFFMANN, 2007). A mesma inelasticidade é encontrada na renda, onde os resultados costumam ser positivos e menores do que a unidade (WORTHINGTON; HOFFMANN, 2007).

Quanto ao método de estimação os mais utilizados são o de mínimos quadrados ordinários (OLS) e de variáveis instrumentais (VI). Outros métodos alternativos são utilizados e procuram enfrentar as limitações dos métodos OLS e VI, sobretudo no que concerne à endogeneidade dos preços e a simultaneidade entre o preço pago e a quantidade consumida.

O modelo estrutural de escolha discreta contínua (DCC) com função de verossimilhança, por exemplo, foi utilizado por Cardoso, Melo e Arturo (2018) que estimaram as elasticidades preço e renda da demanda para Cuiabá e Recife e por Melo e Jorge Neto (2007) que utilizaram como amostra municípios do Nordeste e do Norte do estado de Minas Gerais.

Outros trabalhos brasileiros relevantes sobre a demanda por água, além dos já citados - Melo e Jorge Neto (2007) e Cardoso, Melo e Arturo (2018) - são: i) Andrade et. al (1995) realizado a partir de dados residenciais no Paraná; ii) Ruijs, Zimmermann e van den Berg (2008), que utilizaram um modelo de preços em bloco na região metropolitana de São Paulo; e iii) Mattos (1998), que por meio dos métodos de variável instrumental e mínimos quadrados em dois estágios (2OLS) em uma amostra do município de Piracicaba, estimou a demanda por água. Vale observar que os trabalhos nacionais que utilizaram o DCC com função de verossimilhança encontraram a elasticidade preço da demanda próxima a unitária, enquanto que os demais encontraram uma demanda inelástica por água.

Existe literatura estrangeira com a base de dados agregados por região como o presente trabalho. Os métodos são variados: Musolesi e Nosvelli (2007) utilizam o Método dos Momentos Generalizados (S-GMM) que se adapta ao modelo com variável explicativa de consumo defasado. Schleich e Hillenbrand (2007) utilizam o modelo OLS, enquanto Romano, Salvati e Guerrini (2014), Jia, Bao (2014) e Romano Salvati e Guerrini (2015) empregam o modelo em painel. Já Statzu e Strazzera (2008) utilizaram o modelo de decomposição vetorial de efeitos fixos (FEVD) que não demanda a seleção de regressores "endógenos".

O objetivo do trabalho é estimar a função de demanda municipal por água por meio da estrutura de dados em painel dinâmico. Os dados utilizados são dos municípios brasileiros entre 2010 e 2015 provenientes, sobretudo, do Sistema Nacional de Informação sobre Saneamento (SNIS). O presente trabalho se insere na literatura brasileira ao utilizar a estrutura de dados em painel dinâmico em dois estágios (S-GMM) e com isso calcular elasticidades de curto prazo (anual) e de longo prazo, ademais são levadas em consideração as diferentes regiões hidrográficas e características operacionais de cada município.

O trabalho estima que a elasticidade de longo prazo é consideravelmente maior, em valor absoluto, do que a de curto prazo, o que indica que somente no longo prazo são verificados os impactos da política de preços na quantidade consumida de água.

DADOS E METODOLOGIA

O período em análise é de 2010 a 2015 com periodicidade anual. O período foi escolhido por ser após o decreto nº 7.217/10 que regulamentou a Lei nº 11.445/07, a Lei Nacional do Saneamento Básico, instituindo a obrigatoriedade das Agências Reguladoras de Saneamento Básico reajustes e controles tarifários (BRASIL, 2007, Artigo 23, IV) mudando as bases do setor no Brasil.

Variável	Definição	Fonte
C	Consumo médio per capita de água (l/hab./dia)	SNIS
P	Tarifa média de água (R$/m³)	SNIS
R	Produto Interno Bruto per capita (R$ 1,00)	IBGE
X_1	*Dummies* para Regiões Hidrográficas (a Amazônica foi utilizada com base)	ANA
X_2	Gestão – Pública ou Privada	SNIS
X_3	Densidade de economias de água por ligação (econ./lig.)	SNIS
X_4	Índice de hidrometração (%)	SNIS
X_5	Índice de perdas na distribuição (%)	SNIS
X_6	Participação das economias residenciais de água no total das economias de água (%)	SNIS

A justificativa de usar o município como base, além de ser o menor nível de agregação disponível no SNIS, é que, segundo a Lei Nacional do Saneamento Básico, a titularidade do serviço de abastecimento de água é municipal.

Sobre a utilização do consumo per capita estamos de acordo com os modelos que estimam a demanda municipal como Schleich e Hillenbrand (2007), Romano, Salvati e Guerrini (2014), Jia e Bao (2014) e Romano, Salvati e Guerrini (2015). Entretanto, vale a observação que a informação do SNIS agrega todo o consumo de água do município e não apenas o consumo residencial, como no caso dos trabalhos citados. Assim, devido à disponibilidade da base de dados, o trabalho não procura determinar a demanda residencial por água, mas sim a municipal.

A tarifa média é largamente utilizada na literatura e é a única disponível na base de dados utilizada. A utilização da tarifa média é uma simplificação, já que a cobrança de água costuma ser por bloco de consumo, ainda existem as tarifas sociais e as cobranças fixas por estimativa.

Já o Produto Interno Bruto per capita é utilizado como medida de renda do município, o indicador é disponível anualmente, por exemplo, em 2015 é acessível para todos os municípios .

As Regiões Hidrográficas representam a disponibilidade hídrica e foram definidas por meio da Resolução n° 32, de 15 de outubro de 2003, do Conselho Nacional de Recursos Hídricos (CNRH) e a informação da região a que pertence cada município foi obtida por meio de consulta ao portal de transparência da Agência Nacional de Águas (ANA). A Figura 1 abaixo indica as doze regiões hidrográficas do Brasil.

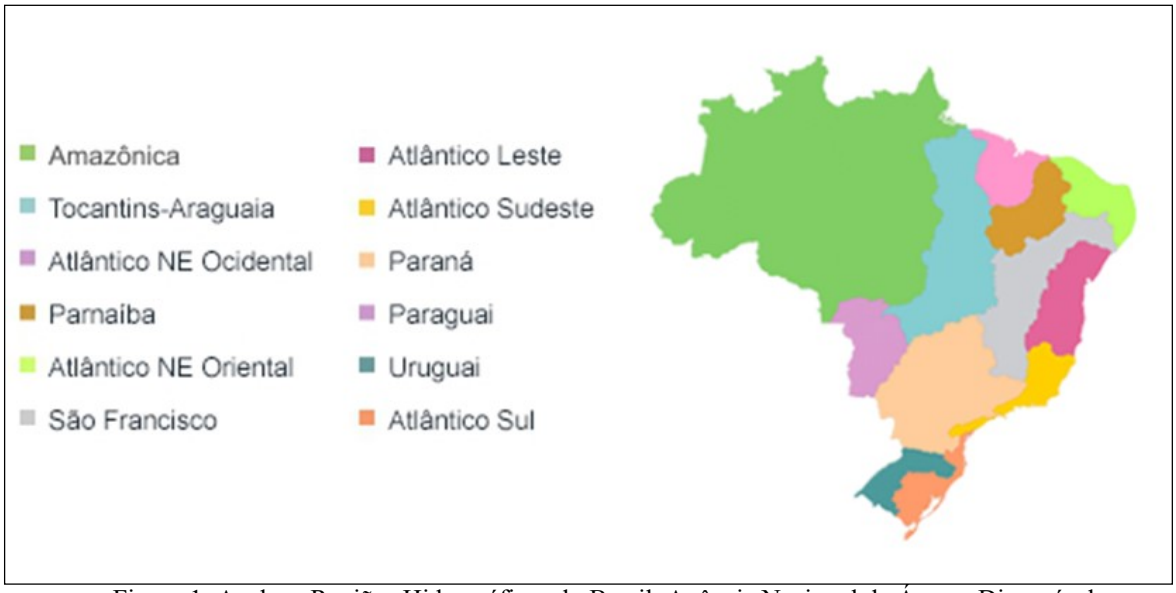

Figura 1: As doze Regiões Hidrográficas do Brasil. Agência Nacional de Águas. Disponível em:<http://www3.ana.gov.br/portal/ANA/panorama-das-aguas/divisoes-hidrograficas>.

As empresas privadas atuam no setor desde a década de 90 e apresentam estímulos econômicos diferentes das públicas que dominam o setor. Assim, foi acrescentada uma dummy que representa a gestão privada para verificar esse efeito no consumo municipal de água.

Já os indicadores operacionais, densidade de economias de água por ligação e índice de hidrometração, não foram encontrados na literatura e será testada no presente trabalho sua influência na demanda por água O interessante é que esse conhecimento pode ser utilizado para políticas específicas visando metas para esses indicadores tendo em perspectiva seu impacto na demanda por água do município.

Cada imóvel é integrado à rede de abastecimento de água por meio de uma ligação. Em edifícios, essa ligação atende a várias unidades independentes de consumo, as economias . Muitas vezes a cobrança é feita por ligação, ou seja, um conjunto de economias paga a mesma conta. Assim, qualquer consumo marginal de água

de uma economia tem o custo dividido por todas as demais, o que pode incentivar o desperdício de água. Portanto é esperado que o coeficiente calculado para esse indicador seja positivo, ou seja, quanto maior o número de economias por ligação maior o consumo de água do município. A observação que a medição individual em apartamentos diminui o desperdício é constatada por trabalhos de outras áreas com em Lima et al. (2016) e Coelho (2002).

Para as ligações sem hidrômetros, em geral, é cobrado um valor fixo mensal independente da quantidade de água consumida, assim não há incentivo financeiro para a economia de água. Dessa maneira, é esperado que o consumo de água diminua quanto maior o índice de hidrometração do município. Outra possibilidade é que como a quantidade consumida de água das ligações sem hidrômetros é estimada, um consumo menor com o maior índice de hidrometração pode indicar uma sobre estimativa por parte das prestadoras.

Quanto às demais variáveis de controle, elas indicam características importantes do sistema de abastecimento, Participação das economias residenciais de água no total das economias de água e Índice de perdas na distribuição. O modelo ainda conta com uma variável dummy para cada ano a partir de 2011. O trabalho utiliza a função demanda log-linear dinâmica (AR1)

O modelo apresenta o viés de endogeneidade devido ao consumo defasado presente na equação. O método proposto por Arellano e Bond (1991) realiza a estimação de dados em painel por primeiras diferenças (D-GMM) que pode obter estimadores eficientes assintoticamente para lidar com o problema. No entanto, quando a quantidade de séries de tempo é pequena, o D-GMM apresenta viés e baixa precisão (ALONSO-BORREGO e ARELLANO, 1996), além disso, conforme Staiger e Stock (1997), a utilização de defasagens pode gerar instrumentos fracos.

Com o objetivo de atenuar as fraquezas do D-GMM, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) propõe o S-GMM que inclui a condição de momentos. Desse modo, o S-GMM apresenta um único sistema que combina equações de regressão nas diferenças e nos níveis e utiliza como instrumentos as diferenças e níveis defasados.

Com o intuito de evitar o excesso de instrumentos nas regressões, o que diminui o poder do teste, o número de instrumentos dividido pelo número de cross-sections deve ser menor do que a unidade. A validade dos instrumentos é testada por meio do teste Sargan de sobre-identificação. Também são realizados os testes de primeira ordem (AR1) e segunda ordem (AR2) para correlação serial. O software utilizado para a estimação do modelo foi o GRETL. Quanto a utilização do vetor de instrumentos, está em consonância com a metodologia explicitada por Wooldridge (2001).São utilizados três modelos com o número crescente de variáveis, em todos os casos também foram acrescentadas dummies de tempo. As variáveis explicativas do Modelo 1 são apenas o consumo defasado, a tarifa média e o PIB per capita. A utilização do consumo defasado visa captar a influência dos hábitos de consumo, conforme Musolesi e Nosvelli (2007). No Modelo 2 são acrescentadas as dummies das regiões hidrográficas, tendo a Amazônica como base. No Modelo 3 são inseridas características operacionais do sistema de abastecimento, inclusive o município ser atendido por prestadora privada.

RESULTADOS

A Tabela 1 expõe os resultados encontrados. Em todos os modelos o teste de Sargan aponta que as restrições de sobreidentificação são válidas. Já a hipótese de autocorrelação serial é rejeitada pelos testes AR(1) e AR(2). É relevante observar que se empregou o teste conjunto de Wald para testar a hipótese nula de que não existem efeitos temporais.

É interessante notar que os modelos com mais variáveis atribuem menores valores ao coeficiente do consumo defasado, que representa os hábitos de consumo. Assim, ao acrescentar mais variáveis, menos poder explicativo é atribuído aos hábitos de consumo e mais a características da oferta: disponibilidade de água (região hidrográfica) e sistema operacional.

Conforme o esperado, os três modelos apresentam resultados significativos que indicam que a demanda por água é inelástica ao preço. Assim, um aumento da tarifa diminui muito pouco a quantidade consumida, ou seja, um aumento da tarifa tende a aumentar a receita total da prestadora.

Quanto à elasticidade preço de longo prazo, conforme Musolesi e Nosvelli (2007) utilizaremos a seguinte fórmula: ε_p= β_p/(1-δ), onde: β_pé o coeficiente do preço e δ é o coeficiente do consumo defasado. Os resultados para os Modelos 1, 2 e 3 são respectivamente: -0,2116, -0,1977 e -0,1655. Percebe-se assim que a elasticidade preço de longo prazo é consideravelmente maior do que a de curto prazo, resultado semelhante ao encontrado em Musolesi e Nosvelli (2007).

Desse modo, é considerável a persistência nos hábitos de consumo, mensurada a partir do consumo defasado presente na equação. Os resultados indicam que qualquer política de preços que pretenda impactar significantemente o consumo de água deve ser de longa duração. A dificuldade em influenciar o consumo no curto prazo é capaz de explicar a necessidade de aplicar racionamento em situações de crise hídrica.

Os três modelos apresentam coeficientes significativos com relação à elasticidade renda da demanda. Os resultados indicam inelasticidade, ou seja, o crescimento do PIB per capita representa um baixo impacto no consumo de água.

Já os resultados das regiões hidrográficas são relativos à Amazônica que foi tomada como base, por exemplo, de acordo com o Modelo 3, um município da região hidrográfica Paraná, tudo o mais constante, tem o consumo per capita de água, em média, 8% menor do que um da Região Hidrográfica Amazônica. É interessante notar, que em relação à Região Hidrográfica Amazônica, que possui a maior disponibilidade hídrica do país, todas as demais apresentam coeficiente negativo.

Analisando o coeficiente encontrado para a natureza da gestão, verifica-se no Modelo 3 que, tudo o mais constante, os Municípios atendidos por prestadoras privadas consomem, em média, cerca de 6% menos do que os atendidos por prestadoras públicas, que pode indicar melhor alocação do recurso.

Quanto às demais características operacionais, somente Densidade de Economias de Água por Ligação e o Índice de Perdas na Distribuição apresentaram coeficientes significativos, contribuindo, respectivamente, de maneira positiva e negativa para o consumo municipal de água. Já o índice de hidrometração e a proporção de economias residenciais de água no total de economias de água não apresentaram coeficientes significativos.

Tabela 1: Estimações utilizando o S-GMM - Variável Dependente: Log do Consumo Médio per Capita de Água.

Variável	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão
Log do Consumo Médio per Capita Defasado	0,6630***	0,0771	0,6201***	0,0835	0,5403***	0,0708
Log da Tarifa Média	-0,0713***	0,0153	-0,0751***	0,0152	-0,0761***	0,0133
Log do PIB per Capita	0,0846***	0,0165	0,0613***	0,0122	0,0779***	0,0111
Região Hidrográfica						
Paraná	-	-	-0,0208**	0,0083	-0,0823***	0,0121
Atlântico Leste	-	-	-0,1408***	0,0250	-0,2118***	0,0239
Atlântico Norte Ocidental	-	-	-0,0377**	0,0163	-0,0146	0,0178
Atlântico Norte Oriental	-	-	-0,1293***	0,0201	-0,1612***	0,0184
Atlântico Sudeste	-	-	0,0057	0,0102	-0,0429***	0,0124
Atlântico Sul	-	-	-0,0024	0,0107	-0,0739***	0,0137
Paraguai	-	-	-0,0163	0,0164	-0,0444**	0,0193
Paranaíba	-	-	-0,0373**	0,0149	-0,0390***	0,0149
São Francisco	-	-	-0,0678***	0,0136	-0,1169***	0,0164
Tocantins Araguaia	-	-	-0,0379***	0,0105	-0,0670***	0,0124
Uruguai	-	-	-0,0609***	0,0179	-0,1318***	0,0194
Densidade de Economias de Água por Ligação (%)	-	-	-	-	0,0172***	0,0045
Índice de Hidrometração (%)	-	-	-	-	-0,0002	0,0002
(%) de Economias Residenciais de Água no Total de Economias de Água	-	-	-	-	-0,0013	0,0008
Índice de Perdas na Distribuição	-	-	-	-	-0,0026***	0,0002
Empresa Privada	-	-	-	-	-0,0589***	0,0113
2011	0,9181***	0,2284	1,3954***	0,3082	1,8756***	0,2925
2012	0,9223***	0,2309	1,4033***	0,3113	1,8833***	0,2949
2013	0,8900***	0,2330	1,3748***	0,3140	1,8529***	0,2963
2014	0,8972***	0,2321	1,3840***	0,3135	1,8584***	0,2958
2015	0,8574***	0,2327	1,3459***	0,3142	1,8201***	0,2967
Nº de observações	23.550		23.550		23.193	
Nº de Instrumentos/ Nº de Cross Sectional	0,0043		0,0065		0,0076	
Estatística do Teste de Sargan/(p-valor)	10.8558/(0.6229)		10.9814/(0.6124)		11.605/(0.5603)	
AR(1)/(p-valor)	-7.52595/(0.00)		-6.89646/(0.0000)		-7.06198/(0.0000)	
AR(2)/(p-valor)	-1.09141/(0.2751)		-1.1721/(0.2412)		-0.7045/(0.4811)	

CONCLUSÕES

O presente estudo estimou a função de demanda municipal por água por meio da estrutura de dados em painel dinâmico (S-GMM). O principal resultado encontrado indica que a elasticidade preço da demanda por água é maior no longo prazo do que no curto prazo.

Assim, qualquer política de preços que pretenda impactar significantemente o consumo de água deve ser de longa duração. Essa percepção sugere mandatos de longo prazo para as agências reguladoras que são as responsáveis pelos reajustamentos de preços de acordo com o marco regulatório.

Quanto à elasticidade renda da demanda, os resultados indicam que o crescimento do PIB per capita representa um baixo impacto no consumo de água. Ademais, as regiões hidrográficas, representando a disponibilidade de água, e as características operacionais do sistema foram levadas em consideração na análise.

É interessante perceber que todos os coeficientes das regiões hidrográficas são negativos em relação à Amazônica, que possui maior disponibilidade hídrica. Já as empresas privadas parecem alocar melhor os recursos, no sentido de proporcionar maior economia de água. Em relação às demais características operacionais, somente Densidade de Economias de Água por Ligação e o Índice de Perdas na Distribuição influenciam significantemente o consumo de água municipal.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. ALONSO-BORREGO, C., ARELLANO, M. Symmetrically Normalized Instrumental Variable Estimation Using Panel Data. Journal of Business & Economic Statistics, v. 17 n. 1, p. 36-49, 1999.
2. ANDRADE, T. A. et al. Saneamento urbano: a demanda residencial por água. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 25, n. 3, p. 427-448, 1995.
3. ARBÚES F., BARBERAN R., VILLANUA I. Price impact on urban residential water demand: A dynamic panel data approach. Water Resources Research, v. 40, n. 11, 2004.
4. ARELLANO, M., BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. The Review of Economic Studies, v. 58 n. 2, 1991.
5. ARELLANO, M., BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of errorcomponents models. Journal of Econometrics, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.
6. BLUNDELL, R., BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
7. BRASIL. Lei nº 11.445, de 5 de janeiro de 2007. Estabelece diretrizes nacionais para o saneamento básico; altera as Leis n° 6.766, de 19 de dezembro de 1979, 8.036, de 11 de maio de 1990, 8.666, de 21 de junho de 1993, 8.987, de 13 de fevereiro de 1995; revoga a Lei no6.528, de 11 de maio de 1978; e dá outras providências. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/lei/l11445.htm>. Acesso em: 13 abr. 2018.
8. CARDOSO, E. R.; MELO A. S. S. de A.; ARTURO A. Z. Z. Demanda Residencial Urbana de Água sob uma Estrutura de Preços não Lineares para Recife-Pe e Cuiabá-Mt. Em: Anais do XLIV Encontro Nacional de Economia. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2018.
9. COELHO, A. C. Medição Individual de Água em Apartamentos. Seminário hispanobrasileiro sobre sistemas de abastecimento de água, 2002.
10. JIA, L.; BAO, C. Residential fresh water demand in China: A panel data analysis. ZEF Working Paper Series, n. 126, 2014.
11. LIMA, B. C. et al. Sistema de medição individualizada de água: Estudo de caso de edifício comercial em São Paulo. REEC-Revista Eletrônica de Engenharia Civil, v. 11, n. 3, 2016.
12. MATTOS, Z. P. de B. Uma análise da demanda residencial por água usando diferentes métodos de estimação. Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE), Rio de Janeiro, v. 28, n. 1, p. 207-224, abr. 1998.
13. MELO, J. A. M. de; JORGE NETO, P. de M. Estimação de funções de demanda residencial de água em contextos de preços não lineares. Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE), v.37, n.1, p.149-173, 2007.
14. MILUTINOVIC, M. Literature Review of Water Demand. The IPSI BgD Transactions on Advanced Research, p. 55, 2006.
15. MUSOLESI, A.; NOSVELLI, M. Dynamics of residential water consumption in a panel of Italian municipalities. Applied Economics Letters, v. 14, n. 6, p. 441-444, 2007.
16. RIBEIRO, M. M. R.; LANNA, A. E.; PEREIRA, J. S. Elasticidade-preço da demanda e a cobrança pelo uso da água. Anais do XIII Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, Belo Horizonte: ABRH, 1999.

17. ROMANO, G; SALVATI, N.; GUERRINI, A. Estimating the determinants of residential water demand in Italy. Water, v. 6, n. 10, p. 2929-2945, 2014.
18. _____. An empirical analysis of the determinants of water demand in Italy. Journal of Cleaner Production, n. 130, p. 74-81, 2015.
19. RUIJS, A.; ZIMMERMANN, A.; VAN DEN BERG, M. Demand and distributional effects of water pricing policies. Ecological Economics, v. 66, p. 506-516, 2008.
20. SCHLEICH, J.; HILLENBRAND, T. Determinants of residential water demand in Germany. Working paper sustainability and innovation, n. S3/2007, 2007. Disponível em: <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:0011-n-609963>. Acesso em: 13 abr. 2018.
21. STAIGER, D., STOCK, J. H. 1997. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. Econometrica, v. 65, n. 3, p. 557-586, 1997.
22. STATZU, V.; STRAZZERA, E. Water demand for residential uses in a mediterranean region: Econometric analysis and policy implications. Working paper, University of Cagliari, 2009. Disponível em: <http://www.cide.info/conf/2009/iceee2009_submission_88.pdf> Acesso em: 13 abr. 2018.
23. WORTHINGTON A. C.; HOFFMANN M. A. State of the art review of residential water demand modelling. Accounting & Finance Working Paper 07/06, School of Accounting & Finance, University of Wollongong, 2007.
24. WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Applications of generalized method of moments estimation. Journal of Economic perspectives, v. 15, n. 4, p. 87-100, 2001.