



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA

DIEGO DE MARIA ANDRÉ

DETERMINANTES ESPACIAIS E ECONÔMICOS DA DEMANDA RESIDENCIAL POR
ÁGUA EM FORTALEZA, CEARÁ

FORTALEZA
2012

DIEGO DE MARIA ANDRÉ

DETERMINANTES ESPACIAIS E ECONÔMICOS DA DEMANDA RESIDENCIAL POR
ÁGUA EM FORTALEZA, CEARÁ

Dissertação apresentada à Coordenação do
Curso de Pós-Graduação em Economia
(CAEN) da Universidade Federal do Ceará
(UFC), como requisito parcial para obtenção
do grau de Mestre em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof^o Dr^o José Raimundo de Araújo
Carvalho Júnior

FORTALEZA

2012

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca de Pós Graduação em Economia - CAEN

A64d André, Diego de Maria
Determinantes espaciais e econômicos da demanda residencial por água em Fortaleza, Ceará. –
2012.
74f.: il. color., enc. ; 30 cm.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Programa de Pós Graduação em
Economia, CAEN, Fortaleza, 2012.
Orientação: Prof. Dr. José Raimundo de Araújo Carvalho Júnior

1. Econometria espacial I. Título.

CDD 330.015195

DIEGO DE MARIA ANDRÉ

DETERMINANTES ESPACIAIS E ECONÔMICOS DA DEMANDA RESIDENCIAL POR
ÁGUA EM FORTALEZA, CEARÁ

Esta dissertação foi submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia (CAEN), como parte dos requisitos necessários à aprovação do título de Mestre em Ciências Econômicas, outorgado pela Universidade Federal do Ceará - UFC e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta dissertação é permitida, desde que feitas de acordo com as normas de ética científica.

Data de aprovação: 16 de Janeiro de 2012

Prof^o. Dr^o. José Raimundo de A. Carvalho Jr.
(Orientador)
CAEN-UFC

Prof^o. Dr^o. João Mário Santos de França
(Membro da Banca Examinadora)
CAEN-UFC

Prof^o. Dr^o. Francisco de Assis Soares
(Membro da Banca Examinadora)
CAEN-UFC

Agradecimentos

A Deus, por nos dar a oportunidade de vivenciar esse grande mistério que é a vida.

Aos meus pais, pelo carinho, amor e ensinamentos que nunca esquecerei.

À minha esposa Talita, pelos incentivos nos momentos difíceis.

Ao prof^o José Raimundo por orientar esta dissertação e por sua contribuição à minha formação acadêmica.

Aos Professores João Mário e Francisco Soares por disponibilizarem seu tempo para participar da banca de avaliação e por suas contribuições ao trabalho.

Aos demais professores do CAEN por suas contribuições à minha formação acadêmica.

A todos os funcionários do CAEN, em especial à Carmem e ao Cléber, por estarem sempre dispostos a ajudar.

Aos meus Colegas de Mestrado, por ser uma turma unida e sem vaidades, sempre dispostos a compartilhar conhecimentos.

Por fim, agradeço ao CAEN por disponibilizar sua estrutura para a realização deste trabalho e a CAPES pela bolsa concedida.

A todos, os meus sinceros agradecimentos.

Resumo

Esta dissertação tem como objetivo estimar uma função de demanda residencial por água para a cidade de Fortaleza (Ceará), considerando o provável impacto do efeito espacial no consumo de água. A análise se desenvolve a partir da investigação a respeito da presença de autocorrelação espacial no consumo residencial de água. Para tal, foram utilizadas as técnicas de análise exploratória espacial de dados (ESDA). Posteriormente, são realizados testes específicos para determinar as fontes da autocorrelação espacial, ou seja, identificar se a autocorrelação é causada pela distribuição espacial do consumo de água ou pelos efeitos não modelados. Identificadas as fontes de autocorrelação espacial, foram estimadas quatro funções de demanda de água, que tinham como variáveis explicativas o preço médio, a diferença, a renda, o número de residentes e o número de cômodos, sob diferentes especificações. Na primeira, utilizou-se um modelo sem efeitos espaciais; na segunda, utilizou-se a especificação do modelo de erros espaciais (SEM), que incorpora a autocorrelação espacial na forma de autocorrelação nos termos de erro; na terceira, utilizou-se o modelo espacial autorregressivo (SAR), onde a autocorrelação espacial é incorporada através da defasagem espacial da variável dependente; e por último, utilizou-se o modelo espacial autorregressivo de médias móveis (SARMA), que é a união dos dois modelos anteriores. Os resultados mostram que existe autocorrelação espacial nas duas formas (erro e defasagem), indicando que o modelo SARMA é o mais adequado para modelar a demanda residencial por água na cidade de Fortaleza, ao contrário do proposto por Chang et al. (2010), House-Peters et al. (2010), Franczyk e Chang (2008), Ramachandran e Johnston (2011), que utilizaram o modelo SEM. Conclui-se, portanto, que é importante levar em consideração a possibilidade de efeitos espaciais na estimação de uma função de demanda residencial por água, na medida que a não incorporação dos efeitos espaciais subestima o efeito das variáveis preço médio e número de residentes sobre a quantidade consumida de água, enquanto superestima o efeito das variáveis renda e número de cômodos.

Palavras-chave: Demanda por água, efeitos espaciais, regressão espacial

Abstract

This paper aims to estimate a residential water demand function for the city of Fortaleza (Ceará), considering the potential impact of the spatial effects on water consumption. The analysis is developed from the investigation of presence of spatial autocorrelation in residential water consumption. For this, the tools of exploratory spatial data analysis (ESDA) were utilized. Subsequently, specific tests are performed to determine the sources of spatial autocorrelation, i.e., if the autocorrelation is caused by the spatial distribution of water consumption or by effects not modeled. Identified the sources of spatial autocorrelation, four water demand functions were estimated, which had as explanatory variables the average price, the difference, income, number of residents and the number of rooms, under different specifications. At first, we estimated a model without special effects; in the second, we estimated the specification of the spatial error model (SEM), which incorporates the spatial autocorrelation in the form of autocorrelation in the error terms; in the third, we estimated the spatial autoregressive model (SAR), where the spatial autocorrelation is incorporated through the spatial lag of the dependent variable; and finally, we estimated the spatial model autoregressive moving average (SARMA), which is the union of the two previous models. The results show that spatial autocorrelation exists in two forms (error and lag), indicating that the SARMA model is the most indicated to model the residential water demand in the city of Fortaleza, in contrast to suggested by Chang et al. (2010), House-Peters et al. (2010), Franczyk e Chang (2008), Ramachandran e Johnston (2011), which used the SEM model. It is concluded that it is important to consider the possibility of spatial effects in the estimation of a residential water demand function, once that not incorporate spatial effects in the analysis underestimate the effect of the variables average price and number of residents on residential water demand, while overestimating the effect of the variables income and number of rooms.

Key-words: Water Demand, Spatial effects, Spatial regression

Sumário

Lista de Figuras

Lista de Tabelas

1	Introdução	p. 11
2	A Demanda Residencial por Água	p. 14
2.1	A água como bem econômico	p. 14
2.2	A função de demanda por água	p. 17
2.2.1	Sistema de tarifação não linear	p. 17
2.2.2	A estrutura tarifária da CAGECE	p. 20
2.2.3	A função demanda em um contexto de preços não lineares	p. 22
2.2.4	Literatura sobre estimação de micro demanda por água	p. 24
2.2.4.1	Determinantes da demanda por água e métodos de estimação utilizados	p. 24
2.2.4.2	A literatura internacional sobre a estimação de micro demanda de água	p. 27
2.2.4.3	Literatura nacional sobre a estimação de micro demanda de água	p. 30
2.2.5	Efeitos espaciais sobre a demanda residencial por água	p. 33
3	Base de Dados	p. 37
3.1	A amostra	p. 37
3.2	Análise exploratória dos dados	p. 41

3.3	Análise exploratória espacial dos dados	p.44
4	Modelo Econométrico	p.51
5	Resultados	p.58
6	Considerações Finais	p.65
	Referências	p.68
	Anexo A – Questionário da pesquisa de campo	p.72

Lista de Figuras

- 1 Distribuição espacial da amostra na cidade de Fortaleza p. 40
- 2 Diagrama de dispersão de Moran para o consumo de água na cidade de Fortaleza p. 48
- 3 Mapa de significância para o consumo de água na cidade de Fortaleza p. 49
- 4 Mapa de dispersão de Moran para o consumo de água na cidade de Fortaleza p. 50

Lista de Tabelas

1	Valores da estrutura tarifária por faixa de consumo	p. 21
2	Distribuição de frequências por unidade de negócio	p. 37
3	Distribuição de frequências da amostra em Fortaleza, por unidade de negócio	p. 38
4	Estatísticas descritivas do consumo de água (m^3) e das variáveis socioeconômicas e físicas do imóvel	p. 41
5	Matriz de correlação	p. 43
6	Estatística <i>I</i> de Moran para o consumo de água em Fortaleza	p. 45
7	Estatística <i>c</i> de Geary para o consumo de água em Fortaleza	p. 46
8	Demanda por água (ln) sem efeito espacial, estimado por OLS	p. 58
9	Elasticidade-preço da demanda estimada em alguns estudos realizados	p. 59
10	Estatística <i>I</i> de Moran para os resíduos do modelo OLS	p. 60
11	Demanda por água (ln) com efeito espacial, estimado pelo modelo SEM	p. 60
12	Demanda por água (ln) com efeito espacial, estimado pelo modelo SAR	p. 61
13	Testes dos multiplicadores de Lagrange	p. 63
14	Demanda por água (ln) com efeito espacial, estimado pelo modelo SARMA	p. 63
15	Variação percentual do impacto das variáveis explicativas nos modelos espaciais comparadas com o modelo sem efeito espacial	p. 64

1 Introdução

Estudos apontam que o desequilíbrio entre oferta e demanda (oferta menor do que a demanda) será o grande problema a ser enfrentado pela humanidade em um futuro não muito distante (GLENN et al., 2009; FAO, 2011). Estima-se que, no ano de 2025, cerca de três bilhões de pessoas não terão acesso à água potável, o que representará aproximadamente 60% da população mundial (GLENN et al., 2009).

Apesar de ser, indiscutivelmente, o bem natural mais importante para a manutenção da vida no planeta, o descaso com que o homem trata este recurso é histórico e assolador. Os economistas clássicos consideravam a água um recurso natural renovável e a tratavam como um bem comum, ou seja, que todos poderiam utilizá-la na quantidade que desejassem e sem incorrer em custos (BARROS; AMIN, 2008). No entanto, esta visão faz com que a água seja utilizada de forma irracional, havendo desperdício deste bem tão precioso. A água até poderia ser um recurso renovável, mas o desrespeito ao seu ciclo natural faz com que se torne um recurso escasso e, dessa forma, se transforme em um bem econômico, dotado de valor.

Com essa escassez iminente de água, surgiu a necessidade de implementar políticas que visassem combater essa possível falta de água no planeta. Essas políticas de combate à falta de água podem seguir duas vias: a primeira seria através do gerenciamento da oferta de água e a segunda, através do controle da demanda.

Até meados dos anos de 1950, as políticas de combate à escassez de água focavam no lado da oferta (ARBUÉS et al., 2003), com políticas que tinham como meta a criação e ampliação de reservatórios, com a finalidade de multiplicar a oferta de água potável. No entanto, com a crescente expansão da demanda por água, devido ao crescimento populacional e econômico, percebeu-se que a melhor forma de combater a escassez de água seria através de um controle sobre a demanda, como afirma Gonçalves (apud COHIM et al., 2009) “a caracterização do consumo numa residência é fundamental na determinação das ações prioritárias na busca pelo uso racional de água. Ou seja, quanto mais detalhado o conhecimento do consumo, mais eficiente a gestão da demanda”.

Nesse sentido, surgiram os primeiros estudos publicados por Gottlieb (1963) e Howe e Linaweaver (1967), que buscavam explicar os fatores determinantes para o consumo de água, onde o preço da água ganhou um papel importante para controlar a quantidade de água consumida. A partir de então, uma vasta literatura ¹ sobre a estimação de demanda residencial por água tem sido desenvolvida, apontando as principais variáveis que influenciam o consumo de água e as técnicas de estimação utilizadas.

Uma linha de pesquisa que tem sido pouco explorada na literatura é como os efeitos espaciais influenciam a demanda por água. Franczyk e Chang (2008) afirmam que “o padrão de consumo de água não pode ser explicado apenas pelo crescimento econômico e populacional, mas também por fatores biofísicos e socioeconômicos que, em geral, apresentam dependência espacial”. Nessa mesma linha de raciocínio, House-Peters et al. (2010) afirmam que “o consumo residencial de água não é afetado apenas pelas variáveis socioeconômicas, climáticas e físicas da residência, mas também pela localização geográfica da região e a sua interação com as regiões próximas”.

Nesse sentido, a incorporação dos efeitos espaciais na análise da demanda residencial por água fornece uma explicação mais abrangente e, potencialmente, mais precisa sobre as variações no consumo de água. Assim, pesquisadores como House-Peters et al. (2010), Guhathakurta e Gober (2007), Chang et al. (2010), Wentz e Gober (2007), Franczyk e Chang (2008), Ramachandran e Johnston (2011) incorporaram o efeito espacial em seus estudos, aumentando o poder de explicação de seus modelos em relação aos modelos que não incorporavam tais efeitos.

Dessa forma, como a referida linha de pesquisa é bastante incipiente na literatura internacional e inexistente na literatura nacional, justifica-se a realização deste trabalho no intuito de agregar novos procedimentos metodológicos para o estudo e compreensão dos fatores que influenciam a demanda residencial por água. Assim, este trabalho tem como objetivo geral analisar o impacto dos efeitos espaciais sobre a demanda residencial de água, através de técnicas de econometria espacial.

A pesquisa tem como região de estudo o Estado do Ceará, mais precisamente a cidade de Fortaleza. Quanto à base de dados, foram utilizadas informações provenientes de um estudo realizado para a CAGECE por um grupo de pesquisadores da UECE, UFC e NPTEC ², com a aplicação de um questionário, com a cobertura de informações socioeconômicas e características físicas da residência, e o acompanhamento do consumo mensal, através dos dados da

¹Para ver uma completa revisão sobre os principais estudos publicados ver Arbués et al. (2003) e Worthington e Hoffmann (2006)

²Ver UECE et al. (2006)

CAGECE.

Do ponto de vista metodológico, foram realizados testes para a detecção de possíveis dependências espaciais no consumo de água e no resíduo da função demanda estimada por mínimos quadrados ordinários (OLS), através das estatísticas I de Moran e c de Geary. Confirmada a presença de dependência espacial, foram estimadas novas funções de demanda com a incorporação destes efeitos e realizados testes específicos, como os testes de multiplicadores de Lagrange e o teste SARMA, para identificar a fonte da dependência espacial e, dessa forma, escolher a especificação correta do modelo a ser estimado.

Os resultados confirmam a importância de se considerar os efeitos espaciais, uma vez que a não inclusão superestima o impacto da renda e do número de cômodos sobre a demanda por água, enquanto subestima o impacto do preço médio e do número de residentes.

Além desta introdução e das considerações finais, este trabalho apresenta mais quatro seções. Na próxima seção, a seção 2, faz-se um breve histórico da água como bem econômico, apresenta-se a estrutura de tarifação não linear praticada pela CAGECE e como a função de demanda se comporta neste contexto. Ainda nesta seção, faz-se uma breve revisão da literatura nacional e internacional sobre a estimação de micro demanda residencial por água e, por fim, faz-se uma revisão de literatura sobre os trabalhos que incorporaram o efeito espacial na estimação de demanda por água. Na seção 3, são apresentados os dados utilizados na pesquisa e os resultados da análise exploratória espacial dos dados, que foi utilizada para verificar a existência de dependência espacial no consumo de água. Na seção 4, serão apresentados os modelos econométricos utilizados, mais notadamente os modelos de erros espaciais (SEM), o modelo espacial autorregressivo (SAR) e o modelo espacial autorregressivo e de médias móveis (SARMA). Por fim, a seção 5 apresenta os resultados das estimações dos modelos econométricos propostos.

2 A Demanda Residencial por Água

2.1 A água como bem econômico

Nos últimos anos, a perspectiva de uma escassez de água tem se tornado o grande problema a ser enfrentado pela humanidade. Estima-se que, no ano de 2025, três bilhões de pessoas não terão acesso à água potável, o que representará cerca de 60% da população mundial (GLENN et al., 2009). A carência deste recurso natural tão importante gera um efeito devastador sobre a humanidade. Segundo o Parlamento Europeu (2009), a propagação de doenças através de águas contaminadas representa 80% do número de doentes e de mortes nos países em desenvolvimento. Além disso, a falta de água para ser utilizada na agricultura poderá levar a uma situação de falta de alimentos, causando um cenário de insegurança alimentar no planeta (FAO, 2011).

Dentre as causas que podem levar o mundo a esse cenário sombrio de escassez de água potável, podemos citar o crescimento populacional, as mudanças climáticas, a má gestão dos recursos hídricos e, sobretudo, a poluição dos mananciais e o desperdício de água.

Durante séculos, e ainda hoje, muitas pessoas veem a água como um recurso natural inesgotável, o que os leva a utilizá-la de forma irracional, desperdiçando este recurso tão importante para a manutenção da vida no planeta. Segundo um relatório publicado pelo ISA (2007) (Instituto Sócio Ambiental), estima-se que no Brasil, no ano de 2004, o desperdício, seja por vazamentos na rede de distribuição, sub-medição nos hidrômetros ou por fraude, representou aproximadamente 45% do volume total de água retirada diariamente dos mananciais que abastecem as capitais brasileiras, ou seja, de cada 100 litros de água que é retirado dos mananciais e tratado, 45 litros são perdidos na rede de distribuição, um número extremamente alto quando comparado com os de países como os Estados Unidos e a França, onde os volumes de água desperdiçados atingem apenas 12 e 9 litros, respectivamente (MIRANDA; KOIDE, 2003). Para se ter ideia do tamanho deste desperdício, esses 45% correspondem a seis milhões de litros por dia, o que daria para abastecer 38 milhões de pessoas (ISA, 2007).

Mas o desperdício de água não ocorre apenas na rede de distribuição, ele ocorre também pelo uso irracional e ineficiente das pessoas em suas residências. Enquanto o consumo médio per capita recomendado pela ONU é de 110 litros de água por dia, no Brasil o consumo médio per capita de água é de 150 litros por dia, atingindo a marca de 220 litros por dia em capitais como Rio de Janeiro, Vitória e São Paulo (ISA, 2007).

O motivo que causa essa falsa sensação de que a água é inesgotável, e conseqüentemente o seu uso irracional por diversas pessoas, é a forma como o nosso planeta é constituído (cerca de 70% do planeta é constituído por água). Embora a água seja o elemento mais abundante na composição do planeta, uma grande parcela deste total é composta de água salgada (cerca de 97,5%), cujo uso só seria possível após passar por um processo de dessalinização. No entanto, a tecnologia atualmente disponível para a realização deste processo é bastante onerosa. Estima-se que o custo gire em torno de dois dólares por metro cúbico (PEREIRA JÚNIOR, 2005), o que torna o consumo desta água economicamente inviável.

Dessa forma restam, teoricamente, cerca de 2,5% de água doce para o consumo. No entanto, grande parte deste total está congelada nas geleiras e em lençóis subterrâneos de difícil acesso, restando apenas cerca de 1% de água disponível para o consumo. Tem-se, assim, que a oferta de água é limitada, no sentido de que ela não pode ser expandida. Porém, ela pode ser reduzida, principalmente pela degradação do meio ambiente e pelas mudanças climáticas.

O Brasil, apesar de possuir em seu território 12% das reservas mundiais de água doce, não deixa de enfrentar problemas com escassez de água. O principal motivo é a má distribuição deste recurso no território brasileiro. Para se ter uma ideia da má distribuição de água no Brasil, a região norte, que possui apenas 6,98% da população brasileira, detém em seu território 68,5% das reservas de água doce do Brasil, enquanto regiões populosas como o sudeste (42,65%) e o nordeste (28,91%) possuem apenas 6% e 3,3% das reservas de água doce brasileiras, respectivamente.

Para agravar o problema da escassez de água, o crescimento populacional e econômico ocorrido durante os últimos anos tem aumentado a demanda por água. Assim, essa interação entre oferta em contração e demanda em expansão aumenta a escassez deste recurso tão importante, e a tendência para o longo prazo é que, se nenhuma medida for tomada, pode haver escassez de água para boa parte da população mundial. Surgiu, então, a necessidade de implementar políticas que visem combater essa possível falta de água no planeta.

Até meados dos anos de 1950, as políticas de combate a uma possível escassez de água focavam o lado da oferta (ARBUÉS et al., 2003), com políticas que tinham como meta a criação e a ampliação de reservatórios, relegando a questão da demanda para o segundo plano. A

partir do início dos anos de 1960, com a publicação dos trabalhos de Gottlieb (1963) e Howe e Linaweaver (1967), percebeu-se que a melhor forma de combater a escassez de água seria através de um controle sobre a demanda, para acabar com o desperdício e utilizá-la de forma mais eficiente.

Segundo Milutinovic (2006), existem três formas de controlar a demanda por água. A primeira seria via preço, fazendo com que à medida que as pessoas pagassem mais pela água, elas iriam utilizá-la de forma mais racional; a segunda seria via políticas públicas, como conscientização da população, restrições ao uso, etc. E, por fim, via mudanças tecnológicas, desenvolvendo novos processos que aumentassem a eficiência no uso da água, e com isso, reduzissem o consumo. Aqui, enfocaremos o controle via preços.

No passado, a água não era precificada. Ela era tida como um bem comum e estava disponível para a utilização de todos. Na economia clássica, não só a água, mas todos os recursos naturais eram tidos como fatores determinantes da produção, que se apoiava em três pilares: trabalho, capital e terra (recursos naturais). Os economistas clássicos admitiam que a escassez dos recursos naturais restringiam o crescimento econômico e que o constante aumento da produção iria esgotar os recursos naturais e a economia iria convergir para o estado estacionário. No entanto, apesar de reconhecer que a escassez dos recursos naturais limitaria o crescimento econômico, a escola clássica via os recursos naturais como bens comuns de livre acesso (BARROS; AMIN, 2008).

Na economia neoclássica, os recursos naturais já não eram mais vistos como um entrave ao crescimento econômico. Para os economistas neoclássicos, a crescente incorporação da tecnologia nos processos produtivos contornaria o problema da escassez dos recursos naturais, fazendo com que o crescimento econômico fosse contínuo e indefinido. Além disso, eles consideravam que os recursos naturais eram abundantes e imutáveis, nunca havendo escassez. Por isso, eles eram considerados bens comuns sem valor econômico, disponível para o uso de todos, na quantidade que desejassem. Com isso, os recursos naturais, e é claro a água, estavam sujeitos a tragédia dos comuns, uma situação na qual um recurso é sobreutilizado (desperdiçado), causando ineficiência e, conseqüentemente, escassez do bem (BARROS; AMIN, 2008).

A partir da segunda metade do século XX, quando se percebeu o problema da escassez, a água começou a ser vista como um bem econômico, e desta forma, passou a ser valorada. Como cita Araújo (2007, p. 1), “O valor econômico da água decorre de sua escassez”. Assim, a precificação da água é vista como uma forma de conservação e proteção deste recurso natural, como ficou explicitado na declaração de Dublin (1992, apud ARAÚJO, 2007, p.1)

“A água tem valor econômico em todos os seus usos e deve ser reconhecida

como um bem econômico. (...) No passado, o não reconhecimento do valor econômico da água conduziu ao seu desperdício e a danos ambientais decorrentes do seu uso. A gestão da água, como bem econômico, é uma importante forma de atingir a eficiência e equidade no seu uso e de promover a sua conservação e proteção”.

No Brasil, a lei federal nº 9433/97 estabelece a política nacional dos recursos hídricos. Na referida lei fica determinado que “a água é um recurso natural limitado, dotado de valor econômico” e estabelece que a cobrança pelo uso da água deve atingir três objetivos: reconhecer a água como um bem econômico e dar ao usuário uma indicação de seu real valor; incentivar o uso racional da água; e obter recursos financeiros para o financiamento dos programas e intervenções contemplados nos planos de recursos hídricos (ARAÚJO, 2007). Portanto, o Brasil também reconhece que a cobrança pelo uso da água é um importante instrumento econômico de política ambiental, ao induzir a racionalização do consumo pela cobrança de uma tarifa.

Para se entender como a cobrança pelo uso da água afeta o seu consumo, é necessário conhecer os fatores que determinam a demanda por água. Como cita Gonçalves (apud COHIM et al., 2009) “a caracterização do consumo numa residência é fundamental na determinação das ações prioritárias na busca pelo uso racional da água. Ou seja, quanto mais detalhado o conhecimento do consumo, mais eficiente a gestão da demanda”. Nesse sentido, será analisado o comportamento da função de demanda residencial por água em um contexto de tarifação em blocos crescentes.

2.2 A função de demanda por água

2.2.1 Sistema de tarifação não linear

Com a nova percepção sobre o valor da água, surgiu a necessidade de se criar uma forma de cobrar pela água utilizada. Define-se como estrutura tarifária um conjunto de regras usadas para determinar as condições do serviço e a cobrança mensal dos usuários de água em várias categorias ou classes (BOLAND; WHITTINGTON, 2000). A tarifa de água é um instrumento poderoso e versátil, que é capaz de atingir uma série de objetivos, embora possa ocorrer um *trade-off* entre eles. Dentre os principais objetivos que podem ser alcançados, podemos citar a suficiência de receita das empresas fornecedoras de água, a eficiência econômica, equidade e justiça, a redistribuição de renda e a conservação do recurso natural.

No entanto, para implementar uma estrutura tarifária que atinja os objetivos propostos, o regulador deve estar atento a uma série de condições para que a estrutura tarifária proposta por ele obtenha sucesso. Dentre estas condições, uma estrutura tarifária deve ter aceitabilidade pública

e política, ser simples e transparente, ser de fácil implementação e, finalmente, fornecer uma estabilidade na receita líquida das empresas fornecedoras de água (BOLAND; WHITTINGTON, 2000).

Com relação ao tipo de tarifa, Whittington et al. (2002) afirmam que existem dois tipos principais de estruturas tarifárias utilizadas pelas empresas que ofertam água no mundo: a tarifação simples, onde o valor da conta é obtido a partir de um cálculo simples; e a tarifação em duas partes, onde o valor da conta é obtido a partir de um valor fixo acrescido de uma parte que depende da quantidade de água consumida. No mecanismo de tarifação simples há duas formas de se cobrar pelo uso da água: a primeira seria pelo pagamento de uma taxa fixa, onde o consumidor paga um determinado valor independente da quantidade de água consumida, enquanto que na segunda, ele paga uma taxa pelo volume de água consumido.

Nessa segunda forma de cobrança pelo uso da água, podemos dividir a tarifa em duas categorias: a tarifação linear e a tarifação não linear. Na tarifação linear, a tarifa cobrada é proporcional à quantidade do bem consumido. Neste mecanismo de cobrança temos que os preços médio e marginal são iguais e a restrição orçamentária é linear (DESALVO; HUQ, 2002). Como exemplos de mecanismos de tarifação linear, podemos citar: a tarifa volumétrica uniforme, onde o consumidor paga o mesmo preço por cada unidade consumida, e a tarifa linear crescente, na qual o valor de cada unidade consumida cresce linearmente com a quantidade total consumida.

Desalvo e Huq (2002) definem a tarifação não linear como sendo qualquer política de preço na qual o preço médio varia conforme a quantidade que é consumida e, dessa forma, os preços médio e marginal irão divergir e a restrição orçamentária poderá ser não linear. Como exemplo da tarifação não linear, temos a tarifação em blocos de consumo, onde o consumidor paga uma taxa constante por cada unidade consumida dentro de um determinado bloco e depois essa taxa muda conforme o consumo se eleve aos blocos mais elevados de consumo. Conforme ocorre esta mudança de taxa, a tarifação em blocos é classificada em dois tipos: tarifação em blocos decrescentes e tarifação em blocos crescentes.

Na tarifação em blocos decrescentes, o preço cobrado diminui à medida que os blocos de consumo mais elevados são atingidos. Esse mecanismo de tarifação foi projetado para refletir o fato de que quando a oferta de água bruta é abundante, os grandes clientes industriais impõem um baixo custo médio, uma vez que permitem que as empresas fornecedoras de água tenham economias de escalas no desenvolvimento das fontes de água, transmissão e tratamento (WHITTINGTON et al., 2002).

Embora esse mecanismo de tarifação seja preferível do ponto de vista da eficiência, segundo Ramsey (apud ARBUÉS et al., 2003) se a demanda é mais inelástica nos primeiros blocos,

então preços ótimos implicariam preços mais altos nos primeiros blocos, do ponto de vista da conservação ele é falho, uma vez que ele pode estimular o uso excessivo de água, já que cada unidade adicional fica cada vez mais barato (ARBUÉS et al., 2003). Além do mais, do ponto de vista político este mecanismo de tarifação também não é muito atrativo, uma vez que os grandes consumidores pagam preços médios menores (WHITTINGTON et al., 2002). Dessa forma, esse mecanismo de tarifação vem perdendo espaço e as poucas regiões onde ele ainda é utilizado vêm substituindo-o por outros mecanismos de tarifação.

Nos últimos anos, a tarifação em blocos crescentes se tornou a mais utilizada tanto nos países da OCDE quanto nos países em desenvolvimento, o que levou a muitos reguladores do setor a assumir que esse mecanismo de tarifação era sempre o mais apropriado, embora nem sempre ele seja o mais adequado (WHITTINGTON et al., 2002).

Boland e Whittington (2000) citam que há cinco argumentos comumente usados para justificar o uso de tarifas em blocos crescentes de consumo. Primeiro, que esse mecanismo de tarifação força a promoção da equidade, uma vez que as pessoas mais ricas consomem mais água nos blocos onde o preço é maior e, dessa forma, pagam um preço médio maior, subsidiando o consumo das famílias mais pobres onde a maior parte do consumo ocorre no bloco inicial, onde o preço é menor. Segundo, que as altas taxas cobradas pelo uso industrial e comercial da água subsidiam o consumo residencial, novamente promovendo equidade.

O terceiro argumento é que como o preço cobrado aumenta nos blocos mais altos, esse mecanismo de tarifação inibe o desperdício de água, promovendo a conservação e o uso sustentável da água. O quarto argumento é que algumas vezes a tarifação em blocos crescentes é necessária para a implementação do princípio de preço de custo marginal, em situações em que o custo marginal da oferta de água é crescente. E finalmente, o quinto argumento é de que há externalidades positivas associadas à oferta de água potável. Esse argumento defende que a provisão de água potável reduz o risco de epidemias nas comunidades, gerando externalidades positivas para a saúde pública. Dessa forma, é necessário internalizar os benefícios desta externalidade, subsidiando o preço da água nos blocos iniciais.

Apesar de haver todos estes argumentos a favor do uso da tarifa em blocos crescentes de consumo, na prática surgem alguns problemas que causam sérias deficiências a esta estrutura tarifária. Whittington et al. (2002) afirmam que quando a estrutura tarifária é mal projetada, ela deixa de cumprir três objetivos: o acesso à água para os mais pobres, a eficiência econômica e a recuperação dos custos da empresa fornecedora de água. Eles argumentam que em alguns casos a água para residências pobres pode ser mais cara do que para as residências ricas, uma vez que as residências pobres em algumas cidades compartilham a conexão de água. Com relação à

eficiência e à recuperação dos custos, eles argumentam que se os blocos de consumo de maior nível não forem precificados em um nível suficientemente alto e/ou o primeiro bloco for muito grande, de forma que a maioria dos consumidores nunca consuma nos blocos seguintes, a tarifa irá falhar no seu objetivo de eficiência e recuperação de custos.

Apresentados os principais tipos de tarifa e, sobretudo, expostos os argumentos a favor e contra a tarifa em blocos crescentes de consumo, na próxima seção será apresentada a estrutura tarifária da CAGECE.

2.2.2 A estrutura tarifária da CAGECE

Fundada através da lei 9.499 de 20 de julho de 1971, a companhia de água e esgoto do Ceará (CAGECE) é a empresa responsável pelos serviços públicos de água e esgoto em 150 municípios do Estado do Ceará. Criada sob a forma de empresa de economia mista, ela é vinculada à secretaria de infraestrutura e tem no governo do Estado o seu maior acionário, com participação de 84,0552%, seguido da prefeitura municipal de Fortaleza, com 15,5307%, e outros acionistas possuem 0,4141% das ações (CAGECE, 2007).

Atualmente, a CAGECE atua em 150 dos 184 municípios cearenses, com índice de 96,98% de cobertura de abastecimento e 37,23% de cobertura do sistema de esgotamento sanitário. Em Fortaleza, esses índices atingem, respectivamente, os valores de 98,29% e 53,60% (CAGECE, 2011). Em 2007, ano em que a base de dados a ser utilizada foi coletada, a cobertura de abastecimento no Estado era de 96,91% e de esgotamento sanitário 35,74%. Em Fortaleza, esses índices atingiam, respectivamente, os valores de 97,80% e 50,56% (CAGECE, 2007).

Em 2007, a CAGECE dividia os seus consumidores em cinco categorias, cada uma com uma estrutura de tarifação diferente, quais sejam: comercial, que detinha 4,13% dos clientes; industrial, com 0,27%; misto, com 0,40%; público, com 0,85%; e o residencial, que corresponde ao maior grupo de consumidores atendidos pela companhia, com 94,35% (CAGECE, 2007). Atualmente, a companhia criou novas categorias, como a comercial popular, que atende a pequenos comércios de bairros, a entidades filantrópicas, que atende entidades que fazem trabalho social e não tem renda própria, vivendo de doações. Contudo, o nosso foco será a demanda residencial.

Como o serviço de distribuição de água tratada e tratamento de esgoto é um serviço regulado, por ser um monopólio natural e ser um serviço essencial à saúde, a adoção de uma estrutura tarifária necessita ser aprovada pelos órgãos reguladores do setor. Nos municípios do interior do Estado do Ceará, o órgão responsável é a agência reguladora de serviços públicos delegados do Estado do Ceará (ARCE), e na cidade de Fortaleza, pela autarquia de regulação,

fiscalização e controle dos serviços públicos de saneamento ambiental (ACFOR).

Assim como a maioria das empresas que atuam nesse setor, a CAGECE pratica um sistema de tarifação não linear, com a tarifa crescente em blocos de consumo. Segundo a empresa, a estrutura tarifária aplicada por ela tem como meta atingir os seguintes objetivos: permitir a todos os cidadãos o acesso aos serviços, incentivar o uso racional da água, financiar a continuidade da prestação de serviços, possibilitar investimentos para a ampliação de serviços e manter a estabilidade econômico-financeira da empresa (CAGECE, 2007).

Como citado anteriormente, cada grupo de consumidores atendidos pela CAGECE possui uma categoria de consumo específica, que segundo a companhia, tem “a finalidade principal de subsidiar a tarifa paga pelos clientes com menor poder aquisitivo e de incentivar o consumo consciente” (CAGECE, 2011).

No início do ano de 2007, a tarifa residencial normal, sem subsídios, praticada pela CAGECE dividia o consumo em cinco faixas de consumo (ver tabela 1): na primeira faixa, que variava de $1m^3$ a $10m^3$, o consumidor pagava R\$ 0,98 por m^3 ¹. Na segunda faixa, que variava de $11m^3$ a $15m^3$, o preço por m^3 aumentava para R\$ 1,56. Na terceira, que variava de $16m^3$ a $20m^3$, o preço era de R\$ 1,65. Na quarta, que variava de $21m^3$ a $50m^3$, o preço era de R\$ 2,80. Por fim, na última faixa, para quem consumia mais de $50m^3$, o preço por m^3 era de R\$ 4,95.

Tabela 1: Valores da estrutura tarifária por faixa de consumo

Consumo de água (m^3)	Preço por m^3
1 - 10	R\$ 0.98
11 - 15	R\$ 1.56
16 - 20	R\$ 1.65
21 - 50	R\$ 2.80
maior que 50	R\$ 4.95

Fonte: Elaborado pelo Autor

Nesse mecanismo de tarifação, o preço pago pelo consumidor “é calculado em forma de “cascata”², qual seja, a quantidade total consumida é dividida em blocos de consumo, sendo cada parte cobrada segundo a tarifa estabelecida para aquele bloco” (ANDRADE et al., 1995 apud PIZAIA; ALVES, 2008). Assim, se um consumidor consumir $30m^3$, ele irá pagar os primeiros $10m^3$ pelo preço de R\$ 0,98, pagará $5m^3$, referentes ao segundo bloco, pelo preço de R\$ 1,56, pagará $5m^3$, referentes ao terceiro bloco, pelo preço de R\$ 1,65 e os $10m^3$ restantes pelo preço de R\$ 2,80, totalizando um valor a ser pago de R\$ 53,85.

¹No entanto, mesmo que o consumidor consumisse menos de $10m^3$ ele pagava o equivalente a este consumo, como uma taxa fixa.

²para mais detalhes ver equação 2.1

$$P = \begin{cases} 0,98.10, \text{ se } q \in [0, 10] \\ 0,98.10 + 1,56.(q - 10), \text{ se } q \in (10, 15] \\ 0,98.10 + 1,56.5 + 1,65.(q - 15), \text{ se } q \in (15, 20] \\ 0,98.10 + 1,56.5 + 1,65.5 + 2,80.(q - 20), \text{ se } q \in (20, 50] \\ 0,98.10 + 1,56.5 + 1,65.5 + 2,80.30 + 4,95.(q - 50), \text{ se } q \in (51, \infty) \end{cases} \quad (2.1)$$

Conhecida a estrutura tarifária da CAGECE, na próxima seção será apresentada uma análise de como se comporta a demanda por água em um contexto de tarifação não linear.

2.2.3 A função demanda em um contexto de preços não lineares

Em um cenário de preços não lineares, como já visto anteriormente, a restrição orçamentária do consumidor também será não linear. Como exemplo, considere um consumidor que consome, por simplificação, apenas dois bens: a água e um bem numerário, representando todos os outros bens. Considere também que a estrutura tarifária em blocos crescentes apresente K blocos, com o preço e o limite superior de cada bloco sendo representados por P_k e \bar{Y}_k , respectivamente e que \bar{C} seja o custo fixo do consumo de água. Então, sendo a quantidade consumida dos outros bens dada por M e a renda do consumidor por R , quando o consumidor for resolver o seu problema de maximização da utilidade ele irá se confrontar com a seguinte restrição orçamentária:

$$\bar{C} + P_k(Y - \bar{Y}_{k-1}) + \sum_{j=1}^{k-1} P_j(\bar{Y}_j - \bar{Y}_{j-1}) + M \leq R \quad (2.2)$$

Agora, considere que o consumidor possui uma função utilidade bem comportada que depende apenas da quantidade de água consumida (Y) e da quantidade consumida dos outros bens (M). Assim, o problema de maximização da utilidade do consumidor será dado por:

$$V = \max_{Y, M} U(Y, M) \quad \text{sujeito à} \quad c(Y) + M \leq R \quad (2.3)$$

$$\text{onde} \quad c(Y) = \bar{C} + P_k(Y - \bar{Y}_{k-1}) + \sum_{j=1}^{k-1} P_j(\bar{Y}_j - \bar{Y}_{j-1}) \quad (2.4)$$

Antes de resolver o problema de maximização e, conseqüentemente, encontrar a função demanda, Moffitt (1986) afirma que deve-se definir K problemas de maximização de utilidade

condicional. Assim, teremos:

$$V = \max_{Y, M} U(Y, M) \quad \text{sujeito à} \quad P_k Y + M \leq Q_k \quad (2.5)$$

$$\text{onde} \quad Q_k = R - \bar{C} - \sum_{j=1}^{k-1} (P_j - P_{j+1}) \bar{Y}_j \quad (2.6)$$

Considerando a estrutura tarifária da CAGECE apresentada na seção anterior, podemos escrever a função de demanda condicional à escolha de um segmento da seguinte forma:

$$A = \begin{cases} f(P_1, R_1), \text{ se } A \leq 10; \\ f(P_2, R_2), \text{ se } 10 < A \leq 15; R_2 = R_1 + 10.(P_2 - P_1); \\ f(P_3, R_3), \text{ se } 15 < A \leq 20; R_3 = R_1 + 10.(P_2 - P_1) + 15.(P_3 - P_2); \\ f(P_4, R_4), \text{ se } 20 < A \leq 50; R_4 = R_1 + 10.(P_2 - P_1) + 15.(P_3 - P_2) + 20.(P_4 - P_3); \\ f(P_5, R_5), \text{ se } A > 50; R_5 = R_1 + 10.(P_2 - P_1) + 15.(P_3 - P_2) + 20.(P_4 - P_3) + 50.(P_5 - P_4); \end{cases} \quad (2.7)$$

Como tem-se uma função de demanda para cada nível de preço, a demanda total será uma composição das demandas em cada nível de preço e, dessa forma, teremos uma função de demanda não linear, sendo representada a seguir:

$$\begin{aligned} A &= D_1 f(P_1, R_1) + D_2 f(P_2, R_2) + D_3 f(P_3, R_3) + D_4 f(P_4, R_4) + D_5 f(P_5, R_5) \\ D_1 &= 1, \text{ se } 10 - f(P_1, R_1) \geq 0, D_1 = 0, \text{ caso contrário;} \\ D_2 &= 1, \text{ se } 15 - f(P_2, R_2) \geq 0, D_2 = 0, \text{ caso contrário;} \\ D_3 &= 1, \text{ se } 20 - f(P_3, R_3) \geq 0, D_3 = 0, \text{ caso contrário;} \\ D_4 &= 1, \text{ se } 50 - f(P_4, R_4) \geq 0, D_4 = 0, \text{ caso contrário;} \\ D_5 &= 1, \text{ se } 50 - f(P_5, R_5) > 0, D_5 = 0, \text{ caso contrário;} \end{aligned} \quad (2.8)$$

No entanto, uma função de demanda residencial por água não é função apenas do preço da água e da renda dos consumidores. A seguir, será apresentada uma breve revisão de literatura sobre a estimação de micro demanda por água e, dentro desta, serão expostos os principais fatores que comumente têm sido utilizados para explicar a demanda residencial por água.

2.2.4 Literatura sobre estimação de micro demanda por água

2.2.4.1 Determinantes da demanda por água e métodos de estimação utilizados

Estudos sobre a demanda por água remontam do início dos anos de 1960, com a publicação dos trabalhos de Gottlieb (1963) e Howe e Linaweaver (1967). Os referidos trabalhos foram os pioneiros em utilizar o preço como fator determinante na escolha dos agentes pela quantidade de água consumida. Desde então, diversos trabalhos têm surgido para determinar os fatores que influenciam a demanda por água em diversas partes do mundo e aprimorar as técnicas utilizadas nessas análises.

Arbués et al. (2003) fazem um resumo do estado da arte da literatura sobre a demanda residencial por água. Em seu trabalho, os autores apontam as principais variáveis que têm sido correlacionada com o consumo de água durante esse período de estudo sobre o tema, como o preço da água, a renda familiar, variáveis climáticas, composição familiar e características do imóvel.

Com relação ao preço, a água se comporta como um bem normal: à medida que o preço aumenta, a quantidade de água demandada diminui. Além disso, com o intuito de promover uma redução no consumo, muitas empresas fornecedoras de água adotam a tarifação crescente em blocos de consumo, que já foi apresentada anteriormente.

Devido a esse mecanismo de tarifação não linear, surgiu o debate sobre qual seria a melhor variável para representar essa estrutura de tarifação. Alguns autores, como Gottlieb (1963), defendem o uso do preço médio como ideal para avaliar o custo da água neste esquema de tarifação. Howe e Linaweaver (1967) defenderam a utilização do preço marginal como mecanismo chave para a escolha da quantidade de água consumida pelos consumidores.

Taylor (1975), em um estudo sobre a demanda de energia elétrica, por sua vez, criticou o uso do preço médio, uma vez que em equilíbrio, segundo a economia neoclássica, os consumidores igualavam o custo marginal e o benefício marginal. Em uma crítica ao estudo de Taylor (1975), Nordin (1976) afirma que a utilização apenas do preço marginal ignora o efeito-renda de mudanças no preço marginal, e propõe a incorporação de outra variável, além do preço marginal, que seria uma espécie de imposto de entrada, no caso de tarifas em blocos decrescentes, como a que vigorava à época para a eletricidade nos EUA, ou um subsídio, no caso de tarifas em blocos crescentes. Tal variável seria denominada diferença, sendo calculada a partir da diferença entre o total da conta paga e o total que a conta seria se todas as unidades consumidas fossem cobradas pelo preço marginal, e tem como função representar o efeito renda neste mecanismo de tarifação. A partir de então, vários trabalhos têm utilizado esta especificação nos

estudos sobre demanda por água.

Com relação à renda, quanto maior a renda maior é o consumo de água. Arbués et al. (2003) argumenta que esse maior consumo pelas pessoas mais ricas se dá pelo baixo nível de percepção da estrutura tarifária, uma vez que o valor total da conta representa apenas uma pequena proporção de sua renda. Outro fator que explica o aumento do consumo de água devido o aumento da renda é que existe uma correlação positiva entre a renda e o tamanho da residência. Em média, pessoas mais ricas moram em casas maiores, que demandam mais água.

Quanto às características do imóvel, várias medidas foram utilizadas ao longo dos anos, como o número de cômodos, o número de banheiros, o tamanho da área construída, o tamanho da área externa à casa, se o imóvel possui jardim e seu tamanho médio, se a residência possui piscina, dentre outras. Todas essas variáveis possuem uma correlação positiva com a quantidade de água demandada.

Em relação às variáveis climáticas, as mais utilizadas são a temperatura e o volume de precipitação. Outros autores propuseram variáveis alternativas, como a velocidade do vento e os minutos de luz solar (AL-QUNAIBET, 1985). Em geral, a temperatura é positivamente correlacionada com a quantidade de água consumida, enquanto o volume de precipitação é negativamente correlacionado e, como sugere Maidment (1986), ela não tem um efeito linear, e sim dinâmico, reduzindo a demanda por água no início e, à medida que o tempo passa, o efeito vai diminuindo.

Com relação à composição familiar, as variáveis normalmente utilizadas são o número de pessoas residentes no imóvel e a idade dos residentes do imóvel. O número de pessoas residentes é positivamente correlacionado com a quantidade de água consumida, enquanto que a idade dos residentes atua da seguinte forma: uma residência que tenha em sua composição muitas pessoas jovens tende a consumir mais água, pois as crianças e jovens usam mais a lavanderia e costumam desperdiçar mais água, enquanto pessoas mais velhas tendem a utilizá-la com mais racionalidade.

Em relação às técnicas econométricas utilizadas, os primeiros trabalhos realizados utilizaram a abordagem clássica do método dos mínimos quadrados ordinários (OLS), como nos trabalhos de Howe e Linaweaver (1967), Hanke e Mare (1982), dentre outros. No entanto, quando se utiliza um mecanismo de tarifação em blocos crescentes, o preço a ser pago é determinado pela quantidade consumida, e a quantidade consumida, por sua vez, é determinada pelo preço, causando, assim, um problema de endogeneidade.

O problema da endogeneidade significa que o termo de erro é correlacionado com as

variáveis explicativas, no caso o preço. A consequência deste problema para os estimadores de OLS é que mesmo em grandes amostras, as estimativas obtidas a partir de tal método serão inconsistentes. Assim, surgiu a necessidade de utilizar outras técnicas econométricas que contornassem esse problema e fornecessem estimadores com as propriedades desejadas de eficiência e consistência.

Dentre as principais técnicas utilizadas para contornar o problema da endogeneidade e, assim, obter estimadores consistentes e eficientes, podemos citar o uso de variáveis instrumentais, os mínimos quadrados de dois estágios, mínimos quadrados de três estágios, o método da máxima verossimilhança e técnicas alternativas, como a técnica de McFadden.

O método da variável instrumental (IV), utilizado por Agthe et al. (1986), Nieswiadomy e Molina (1989), Hewitt e Hanemann (1995), Binet et al. (2005), dentre outros, consiste em estimar o modelo usando, ao invés da variável original endógena, uma variável instrumental ou um instrumento. Um instrumento é dito válido quando ele é correlacionado com a variável endógena, e não correlacionado com o erro. Na presença de endogeneidade, quando utiliza-se um instrumento válido, as estimativas de IV serão consistentes e, quanto maior for a correlação do instrumento com a variável endógena, maior será a precisão das estimativas de IV.

Outro método que tem sido comumente usado na literatura econômica sobre estimação de demanda residencial por água para contornar o problema da endogeneidade é o método dos mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) (NIESWIADOMY; MOLINA, 1989; HEWITT; HANEMANN, 1995). Esse método consiste em estimar os parâmetros do modelo em dois estágios. No primeiro estágio, estima-se, via OLS, uma regressão tendo como variável dependente a variável endógena e, como variáveis independentes, uma constante e as variáveis exógenas. Com os valores estimados da variável endógena obtidos no primeiro estágio, estima-se a regressão original, substituindo os valores da variável endógena pelos seus valores estimados (HAYASHI, 2000).

Outro método que foi utilizado em alguns estudos sobre a demanda residencial por água é o método de McFadden. Este método, desenvolvido por McFadden et al. (1977), consiste em estimar a função de demanda em sua forma estrutural e, com os valores estimados da quantidade consumida obtidos na primeira regressão, estimar uma variável *proxy* para o preço. Com essa variável *proxy* para o preço, reestima-se a função de demanda, utilizando a variável *proxy* obtida na segunda regressão no lugar da variável preço original (ANDRADE et al., 1995).

O método dos mínimos quadrados de três estágios e o método da máxima verossimilhança são outras técnicas que contornam o problema da endogeneidade. Porém, poucos pesquisadores utilizam esta técnica em suas análises (RIETVELD et al., 1997). Segundo Lemos e Mynbaev

(2004), o método dos mínimos quadrados de três estágios é uma abordagem metodológica que une a abordagem proposta pelo método dos mínimos quadrados de dois estágios e o método de regressões aparentemente não relacionadas (SUR), visando obter um estimador eficiente para um sistema de equações simultâneas. Já o método da máxima verossimilhança, que é um método amplamente utilizado na literatura econômica, consiste em estimar os parâmetros de modo que a probabilidade de se obter a amostra já obtida seja a maior possível.

Conhecidos os fatores que influenciam a demanda por água e as técnicas econométricas utilizadas para contornar o problema de endogeneidade que surge nas estruturas tarifárias em bloco crescentes adotadas pelas empresas fornecedoras de água, na próxima seção será realizada uma breve revisão de literatura abordando os principais trabalhos publicados sobre o tema, apresentando as variáveis e as econométricas utilizadas, além de apresentar os principais resultados encontrados.

2.2.4.2 A literatura internacional sobre a estimação de micro demanda de água

Desde a publicação dos estudos de Gottlieb (1963) e Howe e Linaweaver (1967) vários pesquisadores em diversos países têm realizado estudos para estimar uma função de demanda residencial por água para suas regiões, no intuito de fornecer um material técnico que sirva de apoio para a implementação de políticas que visem controlar a demanda por água, promovendo o uso racional e a conservação deste recurso.

Agthe et al. (1986) em um estudo para a cidade de Tucson, Arizona (USA), propuseram um modelo onde a demanda por água era função do preço marginal, da diferença, da renda familiar e de uma variável climática definida como a evapotranspiração menos a precipitação em polegadas. A base de dados utilizada no estudo foi composta de informações coletadas no período de janeiro de 1974 a dezembro de 1980. Para contornar o problema de endogeneidade, que ficou confirmada após a realização do teste de Hausman, Agthe et al. (1986) utilizaram o método das variáveis instrumentais.

Em seu resultado, Agthe et al. (1986) encontraram que, com exceção da variável renda familiar, todas as variáveis se mostraram estatisticamente significante. Em relação à elasticidade-preço da demanda, eles encontraram um valor estimado de -0,624, indicando que a água é um bem com demanda inelástica e que, se o preço da água aumentar em 10%, a demanda irá diminuir em 6,24%. Ademais, Agthe et al. (1986) constataram que a água apresenta uma elasticidade-preço da demanda maior no longo prazo do que no curto prazo, assim como a maioria das commodities.

Em um estudo realizado na Indonésia, Rietveld et al. (1997) utilizaram o método de Burtless and Hausman, estimado a partir do método da máxima verossimilhança, para estimar uma função de demanda residencial por água para a cidade de Salatiga, Indonésia. Como variáveis dependentes, Rietveld et al. (1997) utilizaram o preço marginal, o número de residentes, a renda virtual, uma variável *dummy* que media se a residência tinha acesso à uma fonte alternativa de água e uma variável definida como o produto da renda virtual e do preço marginal, que tem como principal objetivo tornar a elasticidade-preço variável.

Os resultados obtidos por Rietveld et al. (1997) foram que a única variável que não era estatisticamente significativa era a renda virtual, e que a demanda por água em Salatiga é extremamente sensível ao preço da água, uma vez que o valor estimado médio da elasticidade-preço da demanda por água é de -1,176, indicando que a demanda por água naquela região é elástica.

Binet et al. (2005) estimaram uma função de demanda residencial por água para a ilha tropical de La Réunion, uma ilha pertencente ao território francês. Para explicar o padrão de consumo de água dos habitantes daquela ilha, Binet et al. (2005) propuseram que os fatores que determinavam o consumo de água eram o preço marginal, a diferença, uma variável *proxy* para a renda, uma variável climática medida pelo número de dias de chuva no ano, a idade dos moradores, o número de pessoas que possuem emprego e se a residência possui jardim. Como método de estimação, foi utilizado o método de variáveis instrumentais.

Os resultados de Binet et al. (2005) mostraram que quanto maior o número de pessoas que têm emprego, menor é o consumo de água, uma vez que estas pessoas passam mais tempo fora de casa, consumindo menos água. Em relação à idade, quanto mais idosas são as pessoas, maior é o consumo de água, pois essas pessoas gastam mais tempo cuidando de jardins, consumindo mais água. Em relação ao preço, Binet et al. (2005) afirmam que a estrutura de preço tem um papel crucial no controle da demanda, mas via efeito indireto, através do efeito renda.

Na África, Ayanshola et al. (2010) estimaram uma função de demanda residencial por água para a cidade de Ilorin, Nigéria. Diferentemente dos outros trabalhos apresentados, Ayanshola et al. (2010) não utilizaram a variável preço como determinante para explicar o consumo de água, eles utilizaram as seguintes variáveis: se o entrevistado era o chefe da residência, o sexo, a idade, o número de anos que moravam na residência, o tipo de residência, a renda, o nível de educação e a ocupação do entrevistado. Como método de estimação, foi utilizado o método dos mínimos quadrados, uma vez que não há problema de endogeneidade, devido à ausência do preço na função de demanda.

Como resultados, Ayanshola et al. (2010) afirmam que o modelo se mostrou adequado para explicar o consumo de água naquela região e que o modelo será um bom previsor para a de-

manda de água naquela região e em regiões com características demográficas e socioeconômicas similares a região de estudo.

Na Ásia, Miyawaki et al. (2011) estimaram uma demanda residencial de água para o Japão, mais precisamente para as cidades de Tóquio e Chiba. Como variáveis explicativas, foram utilizadas as seguintes variáveis: o preço marginal, a renda virtual, o número de pessoas da residência, o número de cômodos da residência e o espaço total da residência. Em relação à técnica de estimação, foi utilizado o método de máxima verossimilhança.

Os resultados obtidos por Miyawaki et al. (2011) foram que o número de pessoas e o número de cômodos apresentaram correlação positiva com o consumo de água, enquanto que o espaço total não apresentou efeito sobre a demanda por água. Em relação à elasticidade-preço da demanda, Miyawaki et al. (2011) encontraram um valor estimado de -1,09, o que significa que, para o Japão, a água parece ser um bem com demanda elástica.

Na América do sul, Bachrach e Vaughan (1994) estimaram uma função de demanda de água para a Argentina, utilizando como variáveis explicativas o preço marginal, a diferença, a renda, o número de adultos na residência, a conta de energia como *proxy* da riqueza, o número de torneira presentes na residência e o número médio de interrupções no abastecimento de água. Foram estimados, a partir do método de mínimos quadrados ordinários (OLS) e do método de mínimos quadrados de dois estágios (2SLS), cinco modelos com diferentes especificações e com a amostra dividida em duas partes: a completa e uma com consumidores que consumiam acima do mínimo.

Como resultado, Bachrach e Vaughan (1994) encontraram que o valor estimado para a elasticidade-preço da demanda para a amostra completa varia entre -0,04 a -0,12, quando estimado por 2SLS, enquanto que na amostra contendo somente os consumidores que consumiam acima do nível mínimo o valor estimado da elasticidade-preço da demanda variava em um intervalo entre -0,2 a -0,4. Ademais, Bachrach e Vaughan (1994) afirmam que o problema da endogeneidade existe e que o preço médio pode não ser relevante, uma vez que o preço marginal é o mais relevante na maioria dos casos.

Apresentados alguns trabalhos na literatura internacional acerca da estimação da demanda residencial por água, na próxima seção serão abordados os principais trabalhos publicados na literatura nacional acerca do tema.

2.2.4.3 Literatura nacional sobre a estimação de micro demanda de água

No Brasil, a literatura sobre a estimação de uma demanda residencial de água ainda é incipiente. O primeiro trabalho a abordar o tema foi o trabalho de Andrade et al. (1995). No referido trabalho, eles estimaram uma função de demanda residencial de água para o estado do Paraná. Para tal, eles utilizaram dados de uma pesquisa realizada pela empresa de saneamento do Paraná (Sanepar), no ano de 1986, que entrevistou 5.417 residências em 27 municípios paranaenses.

Para determinar os fatores que influenciam a demanda por água, eles utilizaram as seguintes variáveis: preço marginal, diferença, renda e o número de pessoas residentes no domicílio. Como a Sanepar adotava uma estrutura tarifária em blocos crescentes, eles se depararam com o problema de endogeneidade. Para contornar tal problema, eles utilizaram como técnica de estimação o método de McFadden. O referido método consiste em gerar uma variável *proxy* para o preço marginal, não correlacionada ao erro aleatório e consequentemente gerando estimativas de OLS com boas propriedades (ANDRADE et al., 1995).

Como resultado, Andrade et al. (1995) encontraram que a elasticidade-preço marginal da demanda é inelástica, com uma elasticidade-preço estimada de -0,24, indicando que a redução no consumo de água ocorre em proporção menor do que o aumento do preço. Com relação à elasticidade-diferença, eles encontraram uma elasticidade estimada de 0,05, cujo valor positivo indica um subsídio embutido para as famílias que consumiam a partir de 10 m^3 , ou seja, que consumiam a partir do segundo bloco de consumo. Com respeito à renda e ao número de pessoas, eles encontraram que a renda não afetava significativamente o consumo de água, da mesma forma que o número de pessoas residentes. A explicação para a segunda variável seria a falta de variabilidade no tamanho das famílias presentes na amostra.

Estimando uma demanda residencial por água para a cidade de Piracicaba, São Paulo, Mattos (1998) propôs que as variáveis que determinavam a demanda residencial por água naquela cidade eram o preço marginal, a diferença, o número de residentes, a renda familiar, a temperatura e a precipitação. Como técnicas de estimação, Mattos (1998) utilizou o modelo OLS, IV, o método de McFadden e o 2SLS.

Em seu resultado, Mattos (1998) encontrou que apenas o preço marginal e a diferença foram significativas, explicando 71% da variação do consumo de água. Em relação à elasticidade-preço da demanda, Mattos (1998) encontrou um valor estimado de -0,21, próximo ao valor encontrado por Andrade et al. (1995).

Outro trabalho que estimou uma demanda residencial por água para o Estado do Paraná foi o de Pizaia e Alves (2008). Nesse trabalho, eles utilizaram dados da Sanepar do ano de 2007, além

de pesquisas de campo, para estimar uma demanda por água para o município de Cambé. Como variáveis explicativas, Pizaia e Alves (2008) utilizaram o preço marginal, diferença, a renda, o número de residentes e o número de cômodos da residência. Novamente, surgiu o problema da endogeneidade. Para contornar tal problema, e verificar os efeitos da endogeneidade sobre os estimadores de OLS, eles utilizaram, além do OLS, os métodos de McFadden, mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) e o método da variável instrumental (IV).

Como resultado, Pizaia e Alves (2008) encontraram que todas as variáveis eram significantes em todos os modelos, com exceção da variável número de cômodos para o modelo OLS e IV. Ademais, os efeitos da endogeneidade sobre as estimativas dos parâmetros foram confirmados, com a estimativa do preço marginal apresentando valor positivo ao invés de negativo.

Utilizando dados do Banco do Nordeste (BNB), Melo e Neto (2007) estimaram uma função de demanda residencial de água para a região Nordeste. Em seu trabalho, Melo e Neto (2007) propuseram que as variáveis determinantes para explicar a demanda por água seriam o preço médio, o preço marginal, a renda, o tempo de moradia no domicílio, o número de cômodos da residência e a idade média do chefe da casa. Para resolver o problema da endogeneidade, devido a tarifação em blocos crescentes, Melo e Neto (2007) utilizaram o método de Burtless e Hausman, estimado a partir da técnica de máxima verossimilhança, que incorpora a informação sobre todas as restrições orçamentárias do consumidor, modificando o seu problema de maximização, tornando as restrições orçamentárias não lineares e, conseqüentemente, removendo o viés causado pelos métodos tradicionais (MELO; NETO, 2007).

Em seu estudo, Melo e Neto (2007) constataram que quando a função era estimada com intercepto, a inclusão de qualquer outra variável que não fosse a renda e o preço impediam o processo de maximização da função de verossimilhança. O motivo era que ou as variáveis eram irrelevantes ou apresentavam uma alta correlação com a renda. Testando um modelo alternativo, sem o intercepto, Melo e Neto (2007) conseguiram maximizar a função de verossimilhança com a adição de apenas três variáveis: o número de cômodos, o tempo de moradia e a idade do chefe da casa, esta última tomada ao quadrado. Como justificativa para a utilização do segundo modelo, Melo e Neto (2007) afirmam que o fato de a água ser um bem essencial, o modelo alternativo reflete o comportamento do consumidor em assegurar uma provisão mínima de água para qualquer que seja o seu preço cobrado.

Por fim, com relação aos parâmetros Melo e Neto (2007) encontraram que apenas a variável *dummy* semiárido e o tempo de moradia, no primeiro e no segundo modelo, respectivamente, se mostraram não significantes. Já com relação à elasticidade-preço da demanda, eles encontraram valores negativos próximos da unidade para ambos os modelos, bem acima do estudo de

Andrade et al. (1995), mas próximo ao de Hewitt e Hanemann (1995), que utilizaram o mesmo método de máxima verossimilhança.

Utilizando dados da CAGECE, Rosa et al. (2006) estimaram uma função de demanda residencial por água no Estado do Ceará. A base de dados utilizada na pesquisa foi obtida a partir da aplicação de um questionário que entrevistou 1.438 famílias em 38 municípios cearenses. Na estimação do modelo, eles propuseram que as variáveis que determinavam a quantidade de água consumida eram a renda, a tarifa que o consumidor estava disposto a pagar para manter um abastecimento regular, o número de cômodos, o número de pessoas residentes e mais três variáveis *dummies*, que indicavam se a residência estava ligada a rede de esgoto, se consumia até $20 m^3$ e se consumia mais de $50 m^3$. Como é possível perceber, diferentemente dos outros estudos já citados, Rosa et al. (2006) não levaram em consideração a estrutura tarifária em blocos crescentes praticada pela CAGECE. Dessa forma, eles não tiveram que lidar com o problema da endogeneidade e, assim, utilizaram o método dos mínimos quadrados (OLS) na estimação do modelo.

Como resultado, Rosa et al. (2006) encontraram que todas as variáveis explicativas apresentaram significância estatística. Com relação às elasticidades-preço e renda, eles encontraram um valor estimado absoluto de 0,318 para a primeira, indicando que a demanda por água é inelástica e apresentando um valor próximo ao encontrado por Andrade et al. (1995), apesar das especificações dos modelos serem diferentes. Já com relação à elasticidade-renda, eles encontraram um valor estimado absoluto de 0,077, corroborando a hipótese de que a água é um bem normal.

Por fim, Brasil (2009) também estima uma demanda residencial por água para o Estado do Ceará. No entanto, diferente de Rosa et al. (2006), Brasil (2009) incorpora os efeitos da tarifação não linear em sua análise.

A partir de dados de um estudo realizado pela CAGECE em 2006, que contou com a aplicação de questionários em 56 municípios cearenses, totalizando 5.444 entrevistas, Brasil (2009) propôs a estimação de um modelo de demanda onde as variáveis que explicavam o consumo de água eram o preço médio, a diferença, a renda familiar, número de pessoas que moram no imóvel, o número de cômodos, a temperatura média do mês, a avaliação do consumidor em relação a qualidade da água consumida, a avaliação do consumidor em relação a regularidade do abastecimento de água e a avaliação do consumidor em relação quantidade de água consumida. Para contornar o problema da endogeneidade, Brasil (2009) estimou o modelo proposto via OLS agrupado usando primeiras diferenças.

Os resultados encontrados por Brasil (2009) foram que o aumento de um real nas variáveis

preço médio e diferença é responsável pela redução do consumo de água em $0,56 m^3$ e $0,23 m^3$, respectivamente. Com relação às variáveis de qualidade, elas não se mostraram significantes para explicar o consumo de água, o que pode ser explicado, segundo Brasil (2009), pelo fato de que a água não possui substitutos próximos, fazendo com que os usuários não possuam alternativas de consumo.

Uma linha de pesquisa que tem se desenvolvido na literatura internacional é verificar se os efeitos espaciais influenciam a demanda residencial por água. Como pode-se perceber, em nenhum dos estudos citados na literatura nacional a questão dos efeitos espaciais sobre a demanda residencial por água é abordada. Nesse sentido, este trabalho visa incorporar novos procedimentos metodológicos para o estudo e compreensão dos fatores que influenciam a demanda residencial por água, no sentido de identificar como os efeitos espaciais afetam a demanda residencial por água.

Na próxima seção, serão abordados os efeitos espaciais sobre a demanda residencial por água, abordando os principais artigos publicados sobre o tema.

2.2.5 Efeitos espaciais sobre a demanda residencial por água

Quando lidamos com dados que têm um componente locacional, surgem dois tipos de problemas que, se ignorados, causam sérios problemas às estimativas obtidas pelas técnicas utilizadas pela econometria tradicional, são eles: a dependência espacial e a heterogeneidade espacial.

Por dependência espacial entendemos uma situação na qual uma observação de uma determinada variável em um local i depende das observações em outros locais $j \neq i$. Segundo LeSage (1999) existem duas razões para que exista dependência espacial em uma amostra. A primeira seria o erro de medida. LeSage (1999) afirma que uma amostra gerada a partir de observações associadas a unidades espaciais, como municípios, estados, divisões censitárias, dentre outros, as fronteiras administrativas podem não refletir de forma apurada a natureza do processo que está sendo analisado. Um exemplo clássico de dependência espacial associado ao erro de medida é o caso da taxa de desemprego. Uma vez que existe mobilidade entre trabalhadores de áreas vizinhas, a taxa de desemprego de uma região pode não refletir de fato o desemprego daquela região, uma vez que há trabalhadores daquela região trabalhando em áreas vizinhas e trabalhadores de regiões vizinhas trabalhando naquela região.

O segundo fator que causa dependência espacial em um amostra, segundo Anselin (1988), “é o mais fundamental e segue da importância do espaço como um elemento na construção de explicações sobre o comportamento humano”. Ainda segundo Anselin (1988), “a essência

da ciência regional e da geografia humana é que a localização e a distância são importantes, e o resultado é uma variedade de relações de interdependência no espaço e no tempo”. Assim, espera-se que exista dependência espacial em situações onde características sócio-demográficas, econômicas e a atividade regional sejam um importante aspecto na modelagem do problema (LESAGE, 1999). Um exemplo de dependência espacial associada à localização é o caso de distritos industriais onde há uma inovação no processo produtivo que aumenta a produtividade em uma região e que se espalha para as regiões vizinhas, através da imitação, aumentando a produtividade de áreas vizinhas.

Já o termo heterogeneidade espacial, refere-se a uma situação na qual a relação entre as variáveis varia no espaço, ou seja, há uma relação diferente em cada ponto do espaço (LESAGE, 1999). Anselin (1988) afirma que além desta falta de estabilidade nas relações através do espaço, a heterogeneidade das regiões, que em geral possuem diferentes características socioeconômicas, são mensurados no erro, o que pode causar heterocedasticidade.

A implicação da dependência espacial e da heterogeneidade espacial sobre os estimadores obtidos com as técnicas econométricas tradicionais, notadamente os mínimos quadrados ordinários, é a violação do teorema de Gauss-Markov, uma vez que este pressupõe que as variáveis explanatórias são fixas em amostras repetidas e que a variância da amostra é constante, o que não acontece na presença destes dois efeitos (LESAGE, 1999).

Anselin (1988) afirma, ainda, que como consequência da dependência espacial, traduzida pela autocorrelação espacial dos erros, os estimadores de mínimos quadrados ordinários (OLS) do parâmetro autorregressivo, embora continuem não viesados e consistentes, não serão mais eficientes, devido à estrutura não diagonal da matriz de variância dos erros. Assim, as estimativas obtidas via OLS não serão precisas, podendo tanto superestimar como subestimar os efeitos das variáveis independentes sobre a variável dependente.

Dessa forma, necessita-se de uma nova abordagem teórica para modelar problemas onde a questão espacial tem um papel preponderante na explicação dos fenômenos estudados. Nesse sentido, o instrumental teórico fornecido pela econometria espacial tem sido utilizado para explicar diversos problemas socioeconômicos, desde problemas de desenvolvimento regional, criminalidade, epidemia e, é claro, a demanda residencial por água, apesar de que no caso específico de demanda por água a literatura é escassa internacionalmente e inexistente nacionalmente.

No caso da demanda residencial por água, segundo House-Peters et al. (2010), o consumo residencial de água não é afetado apenas pelas variáveis socioeconômicas, climáticas e físicas da residência, mas também pela localização geográfica da região e a sua interação com as outras

regiões próximas. Como consequência disto, residências próximas tendem a apresentar um consumo de água semelhante. Assim, espera-se que o consumo de água apresente dependência espacial.

A dependência espacial no consumo de água está associada ao fato de que variáveis que determinam o consumo de água, como variáveis de infraestrutura, socioeconômicas e climáticas tendem a apresentar um padrão de distribuição espacial. Com isso, essas variáveis acabam afetando o consumo de água não apenas pelo seu efeito direto, mas também, indiretamente, pelo efeito deste padrão de associação espacial, que se traduz em correlação espacial dos erros.

Cientes disto, alguns autores incorporam o efeito espacial em suas análises e buscaram explicações para esse padrão de associação espacial do consumo por água. Guhathakurta e Gober (2007), apesar de não utilizarem técnicas de econometria espacial, analisaram o efeito das ilhas de calor sobre a demanda residencial por água em Phoenix, USA. No seu estudo, eles mostraram que existe uma correlação positiva entre as ilhas de calor e a demanda por água, estimando um aumento de 1096 litros de água para um aumento de 1,8° C na temperatura.

Wentz e Gober (2007), novamente em um estudo para a cidade de Phoenix, utilizaram o modelo GWR (regressão geograficamente ponderada) para verificar se havia alguma contribuição adicional do efeito espacial sobre os resultados obtidos pelo modelo OLS (mínimos quadrados ordinários). Eles verificaram, através do modelo GWR, a importância do efeito espacial para duas variáveis que determinam a demanda por água, são elas: o tamanho da residência e a presença de piscina na residência. Ou seja, como há um padrão espacial da distribuição de residências que possuem essas características, elas apresentam um consumo de água semelhante.

Ainda no trabalho de Wentz e Gober (2007), eles encontram que qualquer política que vise diminuir o consumo de água através do controle de construção de piscinas, o tamanho do terreno da residência e o tipo de vegetação dos jardins das residências terão diferentes efeitos nas diferentes partes da cidade. Essa conclusão foi possível devido ao fato do modelo GWR estimar um coeficiente diferente para cada região da cidade.

Em um estudo para o Estado do Oregon (USA), Franczyk e Chang (2008) perceberam que a demanda por água não era explicada apenas pelo crescimento populacional e econômico, mas também por outros fatores biofísicos e socioeconômicos que, em geral, exibem dependência espacial. Dessa forma, eles utilizaram, além do modelo clássico de OLS, o modelo de erros espaciais (SEM), para incluir os efeitos da autocorrelação espacial no problema. Em seu estudo eles mostraram, através da estatística *I* de Moran, que existe uma dependência espacial dos erros e que a inclusão deste efeito aumenta o poder de explicação dos fatores que determinam a demanda por água, representado pelo R^2 do modelo SEM maior do que o do modelo OLS.

Chang et al. (2010), em um estudo para a cidade de Portland (Oregon, USA), novamente identificaram um padrão de associação espacial para a demanda por água. Eles identificaram que as zonas onde o consumo de água era elevado coincidiam com as zonas nas quais o tamanho das residências eram grandes e com as zonas onde a densidade de construção e a idade dos imóveis eram baixas. Com relação às técnicas econométricas utilizadas, além dos modelos OLS e SEM, eles utilizaram o modelo de regressão linear por partes (PWLRL), onde eles dividiam o tamanho da residência e a densidade de construção em dois intervalos. Assim como no trabalho de Franczyk e Chang (2008), o modelo que melhor explicou a variabilidade do consumo de água foi o modelo SEM.

House-Peters et al. (2010), em um estudo para a cidade de Hillsboro (Oregon, USA), analisaram os efeitos climáticos sobre a demanda por água. Através das técnicas de análise espacial, eles encontraram que, embora a demanda por água da área de estudo como um todo não fosse sensível a condições de seca, determinadas áreas apresentavam um maior consumo de água nestas condições. Eles mostraram também que essas áreas onde a demanda por água é mais sensível ao clima apresentavam uma maior concentração de residências novas e amplas, com alto valor e com residentes de maior grau de escolaridade.

Ramachandran e Johnston (2011) analisaram se o efeito espacial influenciava a demanda residencial por água para uso externo em Ipswich (Massachusetts, USA), quando estava em vigor uma política de restrição ao uso. Eles argumentavam que as decisões sobre a paisagem da casa, e conseqüentemente do uso de água para manter essa paisagem, dependiam de fatores econômicos, como por exemplo, se a paisagem influenciava o preço de venda da casa, e de fatores sociais, como a imitação, uma vez que as pessoas tendem a copiar o formato e a vegetação utilizada nos jardins das residências próximas as suas. Como resultado, eles encontraram que no período em que a restrição estava imposta, o efeito espacial não afetava o uso de água, indicando que as pessoas faziam um esforço particular para não imitar o padrão de consumo de água dos vizinhos. Já no período em que a restrição não estava imposta, o efeito espacial se mostrou estatisticamente significativo para explicar o padrão de consumo de água.

No Brasil, a literatura sobre os efeitos espaciais sobre a demanda por água é inexistente. Nesse sentido, o presente trabalho visa preencher essa lacuna, incorporando os efeitos espaciais na análise da demanda residencial por água da cidade de Fortaleza (CE). Na próxima seção, será apresentada a base de dados utilizada neste trabalho, apresentando algumas estatísticas descritivas e será realizada uma análise exploratória espacial dos dados.

3 *Base de Dados*

3.1 A amostra

A base de dados utilizada neste trabalho foi obtida de um estudo de 2006, realizado para a CAGECE por um grupo de pesquisadores da UECE, UFC e NPTEC ¹. No referido trabalho, utilizou-se um questionário ², elaborado pela empresa DataSensus e pela CAGECE, onde constava uma série de perguntas sobre dados socioeconômicos e de características físicas da residência dos entrevistados.

Tabela 2: Distribuição de frequências por unidade de negócio

Unidade de Negócio	Frequência	Porcentagem %
UNBAC	199	3,66
UNBAJ	301	5,53
UNBBA	188	3,45
UNBBJ	186	3,42
UNBCL	191	3,51
UNBME	286	5,25
UNBPA	240	4,41
UNBSA	219	4,02
UNMTL ALDEOTA	662	12,22
UNMTN FLORESTA	1026	18,85
UNMTO CJ. CEARÁ	1337	24,56
UNMTS JOSÉ WALTER	606	11,13
TOTAL	544	100

Fonte: (BRASIL, 2009)

A aplicação do questionário abrangeu as 12 unidades de negócio ³ na qual a área de atuação

¹Ver UECE et al. (2006)

²Ver anexo

³A partir do ano de 2000, a CAGECE adotou uma estrutura descentralizada, dividindo sua área de atuação em 12 unidades de negócios, sendo 8 no interior e 4 na capital, apresentadas a seguir: UN Bacia de Acaraú e Coreaú, UN Bacia do Alto Jaguaribe, UN Bacia de Banabuiú, UN Bacia do Baixo e Médio Jaguaribe, UN Bacia do Baixo Curú e Litoral, UN Bacia Metropolitana, UN Bacia do Parnaíba, UN Bacia do Salgado, UN Metropolitana Leste - Aldeota, UN Metropolitana Norte - Floresta, UN Metropolitana Oeste - CJ. Ceará, UN Metropolitana Sul - José Walter.

da CAGECE está dividida, sendo que quatro delas compreendem a cidade de Fortaleza e o restante o interior do Estado. Para cada unidade de negócio foi estimado um tamanho ótimo de amostra e para os questionários aplicados fora da capital foram escolhidos os municípios de modo que os somatórios de suas economias representassem 70% do total da economia da sua unidade (BRASIL, 2009).

No total, foram realizadas, no mês de fevereiro de 2007, 5.444 entrevistas em 56 municípios cearenses, cuja distribuição de frequência é apresentada na tabela 2. Ainda na formação desta base de dados, a CAGECE acompanhou o consumo de água das residências que responderam ao questionário durante o período de dez meses, correspondente ao período de agosto de 2006 a maio de 2007 (BRASIL, 2009).

Como o objetivo deste trabalho é a estimativa de uma demanda residencial por água para a cidade de Fortaleza, foram coletadas desta base apenas informações sobre os consumidores de Fortaleza e os pertencentes à classe residencial e com tarifação normal, uma vez que os consumidores da classe social e popular sempre pagam um preço fixo independente da quantidade consumida, desde que consumam uma quantidade menor ou igual a $10 m^3$. Assim, a amostra final para a cidade de Fortaleza conta com 3020 observações, distribuídas entre as unidades de negócio que compõe a cidade de Fortaleza conforme a tabela 3.

Tabela 3: Distribuição de frequências da amostra em Fortaleza, por unidade de negócio

Unidade de Negócio	Frequência	Porcentagem %
UNMTL ALDEOTA	596	19,73
UNMTN FLORESTA	922	30,52
UNMTO CJ. CEARÁ	997	33,02
UNMTS JOSÉ WALTER	505	16,73
TOTAL	3020	100

Fonte: Elaborado pelo autor

Como o foco do trabalho é o efeito espacial sobre a demanda por água, a figura 1 apresenta a distribuição espacial da amostra no mapa de Fortaleza, onde cada ponto verde representa uma residência onde foi aplicado o questionário. Nota-se um padrão relativamente bem distribuído, no entanto, alguns “clusters” de observação são evidentes nos bairros do Centro, Praia de Iracema, Benfica, bairro de Fátima, Itaperi, Serrinha e Messejana.

Duas possíveis críticas que podem surgir quanto à utilização desta base de dados é que a amostra não foi desenvolvida para a cidade de Fortaleza e pela presença de *clusters* na amostra. Quanto à primeira, devido à impossibilidade técnica ⁴ de georreferenciar todos os endereços

⁴O georreferenciamento é baseado em informações do *Google Maps*, que infelizmente não cobre todo o Estado

referentes aos municípios do interior do Estado preferiu-se utilizar apenas os dados referentes à capital do Estado, no caso a cidade de Fortaleza.

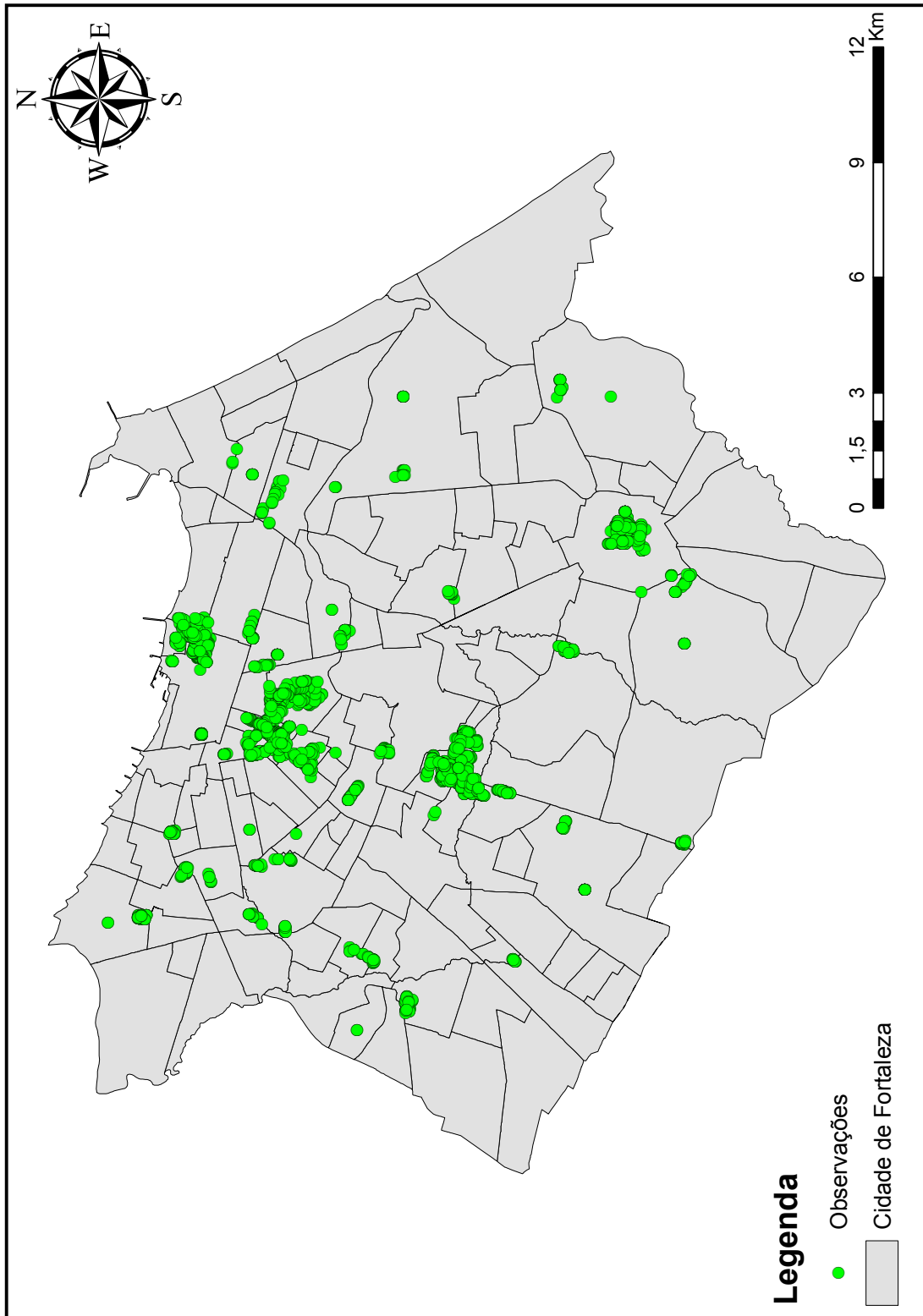
Quanto à presença de *clusters* na amostra ⁵, temos a consciência de que isso pode afetar as estimativas dos coeficientes, no entanto iremos ignorar tal possibilidade, uma vez que não disponhamos de uma amostra especificamente construída para uma análise espacial.

Apresentada a base de dados e sua distribuição espacial, a seguir será realizada uma análise exploratória dos dados.

do Ceará, impossibilitando o georreferenciamento das informações em alguns municípios do interior do Estado.

⁵Infelizmente a pesquisa original não incorporou a questão espacial na obtenção da amostra.

Figura 1: Distribuição espacial da amostra na cidade de Fortaleza



3.2 Análise exploratória dos dados

Esta seção tem como objetivo principal analisar as características socioeconômicas e físicas das residências que compõem a amostra e caracterizar o consumo residencial de água da cidade de Fortaleza.

Tabela 4: Estatísticas descritivas do consumo de água (m^3) e das variáveis socioeconômicas e físicas do imóvel

Variável	Obs	Média	Mediana	Des.Pad	Min	Max
Consumo de água (Fev. 2007)	3020	16.98	14.0	13.54	1	294
Padrão do imóvel	(classe) 3020	2.6983	3.0	0.5604	1	4
Residentes (n ^o)	3020	3.8403	4	1.6222	1	9
Idade residentes (anos)	3020	36.0887	33.63	14.0125	0	90
Renda familiar (classe)	2940	2.3574	2.0	0.9717	1	4
Educação (classe)	3016	2.5145	3.0	0.9950	1	4
Salas (n ^o)	3020	1.2195	1.0	0.5203	0	4
Cozinhas (n ^o)	3020	1.0043	1.0	0.1754	0	3
Quartos (n ^o)	3020	2.2754	2.0	1.1098	0	10
Banheiros (n ^o)	3020	1.5473	1.0	0.8747	0	8
Jardins (n ^o)	3020	0.2476	0	0.4482	0	3
Cômodos (n ^o)	3020	6.4387	6	2.3625	0	23

Fonte: Elaborado pelo Autor

Os dados apresentados na tabela 4 mostram que o consumo residencial médio de água na cidade de Fortaleza no mês de fevereiro de 2007 foi de 16,98 m^3 . O valor da mediana de 14 m^3 indica que metade das residências de fortaleza estão no segundo bloco de consumo da CAGECE (10 m^3 a 15 m^3), o que pode ser ruim para a companhia, se a estrutura tarifária for mal desenhada.

Com relação às características socioeconômicas, a tabela 4 mostra que, em média, cada residência possui quatro residentes, com idade média aproximada de 36 anos. Essas famílias apresentam uma renda média mensal de 2,35, o que indica que elas estão entre as classes que ganham mais de um salário mínimo até dois salários mínimos e de dois salários mínimos até cinco salários mínimos ⁶. Em termos de escolaridade, a educação média dos entrevistados foi de 2,51, indicando que eles estão entre as classes que têm escolaridade entre a 5^a e a 8^a série e o ensino médio completo ⁷.

Quanto às características físicas das residências, em média as residências possuem 6,5

⁶A variável renda foi originalmente medida em classes, onde 1 representa a classe mais baixa, que ganha até um salário mínimo, e 4 representa a classe mais alta, que ganha mais de cinco salários mínimos

⁷Assim como a renda, a variável educação também foi medida em classes, onde 1 representa a classe mais baixa, que tem até a 4^a série completa, e 4 representa a classe mais alta, que tem ensino superior completo

cômodos, distribuídos em 1,21 salas, 1 cozinha, 2,27 quartos, 1,54 banheiros e 0,24 jardins e com classificação média do padrão de imóvel de 2,69, indicando que, na média, os imóveis são classificados entre médio e regular ⁸.

Aqui vale ressaltar que, como as variáveis socioeconômicas e físicas das residências foram coletadas no mês de fevereiro de 2007, a função de demanda residencial por água será estimada com base no consumo referente a tal mês, uma vez que não se tem informação se as variáveis permaneceram ou não constantes durante o período. Ademais, foi analisada a correlação entre as variáveis apresentadas na tabela 5, para definir quais seriam as variáveis socioeconômicas e físicas das residências presentes na função de demanda.

Pelos resultados apresentados na tabela 5 podemos perceber que as variáveis que possuem maior correlação com a quantidade de água consumida são o padrão do imóvel, o número de residentes, a renda e o número de cômodos. Em relação às medidas de preços, a variável diferença apresenta uma correlação negativa altíssima, no valor de -0,8969, enquanto que o preço médio apresenta uma correlação pequena, no valor de 0,01.

Observando a tabela 5 mais atentamente, percebemos que há uma correlação alta entre as variáveis padrão do imóvel, renda e número de cômodos, o que pode levar a um problema de multicolinearidade se essas variáveis forem utilizadas conjuntamente no modelo. Dessa forma, optou-se por utilizar as variáveis renda e número de cômodos.

Após essa primeira análise nos dados, na próxima seção será feita uma análise exploratória espacial dos dados para verificar se há algum tipo de correlação espacial nos dados da amostra.

⁸O padrão de imóvel é classificado em classes, onde 1 representa um imóvel de padrão alto e 4 representa um imóvel de padrão baixo

Tabela 5: Matriz de correlação

	COM	EDU	IRES	BAN	COZ	JAR	QUAR	RES	SAL	PAD. IMO	DIF	PME	CONS	RENDA
COMODOS	1.00	0.33	0.17	0.84	0.24	0.49	0.89	0.22	0.62	-0.51	-0.17	0.04	0.25	0.50
EDUCAÇÃO	0.33	1.00	-0.11	0.32	0.05	0.13	0.31	-0.05	0.20	-0.34	-0.07	0.03	0.10	0.44
I RESIDENTES	0.17	-0.11	1.00	0.15	-0.00	0.09	0.14	-0.36	0.14	-0.22	-0.05	0.05	0.05	0.09
BANHEIROS	0.84	0.32	0.15	1.00	0.12	0.28	0.68	0.15	0.44	-0.49	-0.16	0.04	0.24	0.45
COZINHA	0.24	0.05	-0.00	0.12	1.00	0.04	0.16	0.09	0.17	-0.04	-0.04	-0.04	0.05	0.07
JARDIM	0.49	0.13	0.09	0.28	0.04	1.00	0.29	0.06	0.18	-0.26	-0.07	0.01	0.13	0.25
QUARTOS	0.89	0.31	0.14	0.68	0.16	0.29	1.00	0.25	0.43	-0.46	-0.15	0.02	0.22	0.46
RESIDENTES	0.22	-0.05	-0.36	0.15	0.09	0.06	0.25	1.00	0.10	0.01	-0.11	-0.05	0.19	0.12
SALAS	0.62	0.20	0.14	0.44	0.17	0.18	0.43	0.10	1.00	-0.31	-0.11	0.06	0.15	0.29
PAD. IMO	-0.51	-0.34	-0.22	-0.49	-0.04	-0.26	-0.46	0.01	-0.31	1.00	0.20	-0.09	-0.25	-0.46
DIFERENÇA	-0.17	-0.07	-0.05	-0.16	-0.04	-0.07	-0.15	-0.11	-0.11	0.20	1.00	-0.01	-0.91	-0.16
P. MÉDIO	0.04	0.03	0.05	0.04	-0.04	0.01	0.02	-0.05	0.06	-0.09	-0.01	1.00	-0.02	0.03
CONS. ÁGUA	0.25	0.10	0.05	0.24	0.05	0.13	0.22	0.19	0.15	-0.25	-0.91	-0.02	1.00	0.21
RENDA	0.50	0.44	0.09	0.45	0.07	0.25	0.46	0.12	0.29	-0.46	-0.16	0.03	0.21	1.00

Fonte: Autor

3.3 Análise exploratória espacial dos dados

Com o intuito de verificar a hipótese de que o efeito espacial tem um papel importante para explicar a demanda residencial por água, nesta seção será verificado se o consumo de água apresenta um padrão de distribuição espacial. Para tal, utilizaremos as estatísticas I de Moran e c de Geary para testar a associação espacial global e a estatística I de Moran local, para testar a associação espacial local, além de mapas de significância e de *clusters*.

Índice de correlação espacial mais conhecido, o I de Moran, que varia em um intervalo de -1 a 1, fornece uma medida geral da associação espacial existente no conjunto de dados (NEVES et al., 2000). Como hipótese nula, o teste admite que não há autocorrelação espacial, $I = 0$, indicando que não há correlação entre os valores de uma variável em uma região e os valores desta variável em regiões vizinhas. Sendo rejeitada a hipótese nula, o teste estabelece que valores positivos indicam que existe uma autocorrelação espacial positiva, no sentido de que os valores de determinada variável em uma região tendem a ser semelhantes aos de regiões vizinhas, enquanto que valores negativos indicam autocorrelação negativa. Formalmente, a estatística I de Moran é calculado da seguinte forma:

$$I = \frac{n}{\sum \sum w_{ij}} \cdot \frac{\sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (3.1)$$

Onde:

n = número de observações

y_i = Observação da variável em estudo para a região i

y_j = Observação da variável em estudo para a região j

\bar{y} = média da variável em estudo

w_{ij} = elemento da matriz W ⁹ correspondente à distância entre as regiões i e j

Para se testar a significância estatística do índice calculado, podemos proceder de duas formas distintas: a primeira seria a partir da construção de uma variável padronizada, $z(I)$, que sob o pressuposto da normalidade, segue uma distribuição de um normal padrão. A segunda, conhecida como pressuposto da aleatorização, consiste em, uma vez calculado o índice, realocar aleatoriamente os valores da variável em questão entre as diversas regiões, para calcular novamente o índice e obter uma distribuição de referência empírica, pela qual será possível comparar a estatística de teste computada para os dados observados e verificar se ela está dentro ou fora de uma região crítica especificada pelo pesquisador. Em ambos os casos, a distribuição assintótica de I será normal (ALMEIDA, 2004).

⁹Detalhes sobre a formação da matriz W serão apresentados na seção do modelo econométrico

A seguir, serão apresentados os resultados da estatística I de Moran para o consumo de água na cidade de Fortaleza.

Tabela 6: Estatística I de Moran para o consumo de água em Fortaleza

Estatística I de Moran	Média	Variância	p-valor
0,039365	-0,000331	0,0000006	< 2.2e-16

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: p-valor empírico baseado no método da randomização

Os resultados apresentados na tabela 6 mostram que o valor do I de Moran é de 0,03, um valor que excede a média da estatística mas que é muito próximo de zero, o que indicaria que não há autocorrelação espacial no consumo de água. No entanto, embora esse valor seja próximo de zero, ele é estatisticamente diferente de zero, uma vez que o pseudo p-valor é extremamente baixo, e assim indica que há a presença de autocorrelação espacial positiva, mesmo que em magnitude reduzida.

Para confirmar a presença ou não de autocorrelação espacial, será utilizado outro índice que mede a associação espacial global, a estatística c de Geary. O referido índice varia em um intervalo de 0 a 2, com valor esperado teórico de 1. Valores menores que o valor esperado indica autocorrelação espacial positiva, enquanto que valores maiores do que o valor esperado aponta a presença de autocorrelação espacial negativa. Formalmente, o índice c de Geary é calculado da seguinte forma:

$$c = \frac{n-1}{2\sum\sum w_{ij}} \cdot \frac{\sum\sum w_{ij}(y_i - y_j)^2}{\sum(y_i - \bar{y})^2} \quad (3.2)$$

Onde:

n = número de observações

y_i = Observação da variável em estudo para a região i

y_j = Observação da variável em estudo para a região j

\bar{y} = média da variável em estudo

w_{ij} = elemento da matriz W ¹⁰ correspondente à distância entre as regiões i e j .

Assim como o I de Moran, a significância estatística do c de Geary pode ser testada sob os pressupostos da normalidade e da aleatorização, e à medida que n se torna indefinidamente grande, a estatística c é distribuída assintoticamente de acordo com uma normal (ALMEIDA, 2004).

¹⁰Detalhes sobre a formação da matriz W serão apresentados na seção do modelo econométrico

Tabela 7: Estatística c de Geary para o consumo de água em Fortaleza

Estatística c de Geary	Média	Variância	p-valor
0,967276	1	0,000214	0.01282

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: p-valor empírico baseado no método da randomização

Os resultados apresentados na tabela 7 corroboram os resultados obtidos anteriormente, através da estatística I de Moran, uma vez que a estatística c de Geary apresentou um valor de 0,96, que é menor do que o valor esperado teórico da estatística, indicando, assim, a presença de autocorrelação espacial positiva no consumo de água na cidade de Fortaleza.

No entanto, nem sempre o padrão global de associação espacial reflete o padrão local de associação espacial. Anselin (1995) afirma que as estatísticas globais de associação espacial não têm capacidade de identificar a ocorrência de autocorrelação local estatisticamente significantes, uma vez que as estatísticas globais podem ocultar padrões de associação local, através da indicação de ausência de autocorrelação global, ou pode camuflar padrões de associação como *clusters* ou *outliers* espaciais, através da indicação de uma forte autocorrelação global. Nesse sentido, os índices LISA (*local indicator spatial association*) são utilizados para superar esse obstáculo e capturar padrões locais de associação linear estatisticamente significantes (ALMEIDA, 2004).

Estatística LISA mais conhecida, o I de Moran local é uma decomposição do indicador global de autocorrelação, que decompõe a contribuição local de cada observação em quatro categorias, cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran (ANSELIN, 1995). Seguindo Anselin (1995), podemos representar a estatística I de Moran local da seguinte forma:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 / n} \quad (3.3)$$

Onde:

n = número de observações

y_i = Observação da variável em estudo para a região i

y_j = Observação da variável em estudo para a região j

\bar{y} = média da variável em estudo

w_{ij} = elemento da matriz W ¹¹ correspondente à distância entre as regiões i e j .

Segundo Almeida (2004), “ a interpretação intuitiva é que o I local provê uma indicação do

¹¹ detalhes sobre a formação da matriz W serão apresentados na seção do modelo econométrico

grau de agrupamento dos valores similares em torno de uma determinada observação, identificando *clusters* espaciais estatisticamente significantes”. Para analisarmos o *I* local de Moran, serão utilizados o diagrama de dispersão de Moran e os mapas de dispersão de Moran (*clusters*) e de significância, apresentados a seguir.

O gráfico de dispersão de Moran é uma das formas de interpretar a estatística *I* de Moran. Nele, o *I* de Moran é o coeficiente angular de uma regressão entre a variável em estudo e seus valores defasados espacialmente. Segundo Almeida (2004), este diagrama é dividido em quatro quadrantes, com cada quadrante representando um tipo de associação local espacial. No primeiro e no terceiro quadrantes têm-se, respectivamente, os padrões de associação alto-alto e baixo-baixo, indicando uma autocorrelação positiva, onde variáveis com valores semelhantes estão próximas. Já no segundo e no quarto quadrantes têm-se, respectivamente, os padrões de associação baixo-alto e alto-baixo, indicando uma autocorrelação negativa.

O mapa de dispersão de Moran é simplesmente o mapeamento dos resultados obtidos no diagrama de dispersão (ALMEIDA, 2004). A vantagem em se utilizar o mapa de dispersão é que o pesquisador pode perceber visualmente a formação de *clusters* de padrão de associação espacial.

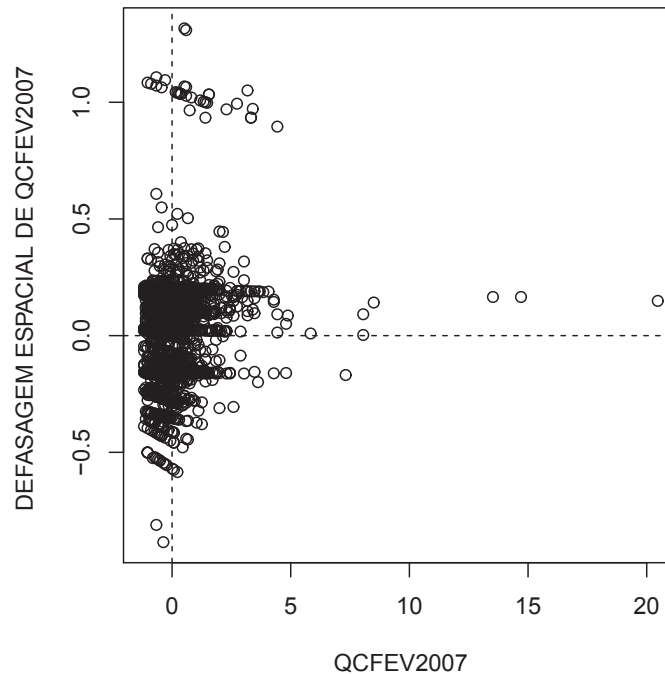
Apesar de serem duas ferramentas importantes no auxílio da detecção de padrões de associação local, ambos exibem *clusters* tanto estatisticamente significantes quanto não (ALMEIDA, 2004). Dessa forma, há a necessidade de excluir da análise os *clusters* não significantes. Assim, o mapa de significância surge como uma alternativa, uma vez que ele mapeia todas as Estatísticas *I* de Moran local, evitando que o pesquisador trabalhe com longas tabelas.

Os resultados apresentados no diagrama de dispersão (ver figura 2), embora não muito conclusivos, mostram que há uma tendência de autocorrelação positiva, com as observações distribuídas no primeiro e no terceiro quadrantes. A figura 3 mostra o mapa de significância para o consumo de água na cidade de Fortaleza. Como pode-se perceber, existem alguns *clusters* que não são significantes, sendo representados em branco, enquanto os significantes são apresentados em verde.

Os resultados apresentados no mapa de dispersão¹² (ver figura 4) mostram que existe uma concentração de consumo de água alto na parte superior central da cidade de Fortaleza, representados pelos pontos vermelhos, que compreende a área do centro e dos bairros nobres da capital, enquanto há a formação de *clusters* de consumo baixo, representados pelos pontos azuis, na periferia da capital. Embora quase imperceptível, há a formação de *clusters* do tipo baixo-alto na parte superior central, onde está localizado o *cluster* alto-alto, indicando que há

¹²No mapa de dispersão, apenas os *clusters* estatisticamente significantes são apresentados

Figura 2: Diagrama de dispersão de Moran para o consumo de água na cidade de Fortaleza



residências que consomem pouca água, embora estando localizadas na área nobre, e há também a formação de *clusters* do tipo alto-baixo na periferia, onde há residências com consumo alto em regiões onde há consumo baixo.

Uma possível explicação para a formação destes *clusters* é que a distribuição de renda na cidade de Fortaleza é desigual, onde em alguns bairros populares existem alguns moradores com um nível de renda discrepante em relação ao restante dos moradores daquele bairro, enquanto que em alguns bairros da área nobre existem favelas coexistindo com casas de alto padrão.

Dessa forma, vemos que existe um padrão de autocorrelação espacial local e, assim, espera-se que essa autocorrelação espacial seja importante para explicar o consumo residencial de água na cidade de Fortaleza. Na próxima seção, será apresentada a função demanda a ser estimada, que em um primeiro momento não incorporará o efeito espacial e, posteriormente, incluiremos o efeito espacial, através dos modelos SEM (*Spatial error model*), SAR (*Spatial autoregressive model*) e SARMA (*Spatial autoregressive and moving average model*).

Figura 3: Mapa de significância para o consumo de água na cidade de Fortaleza

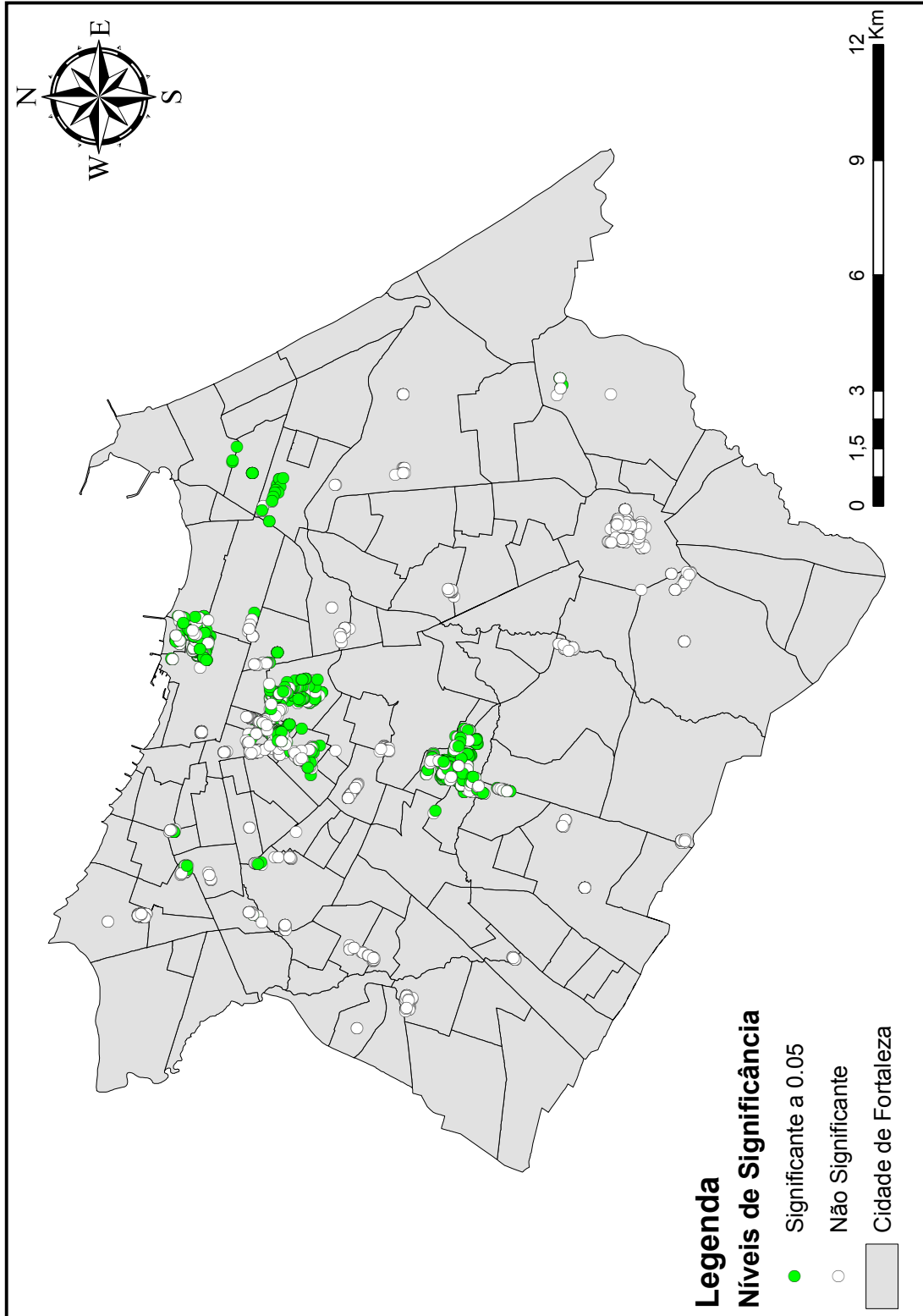
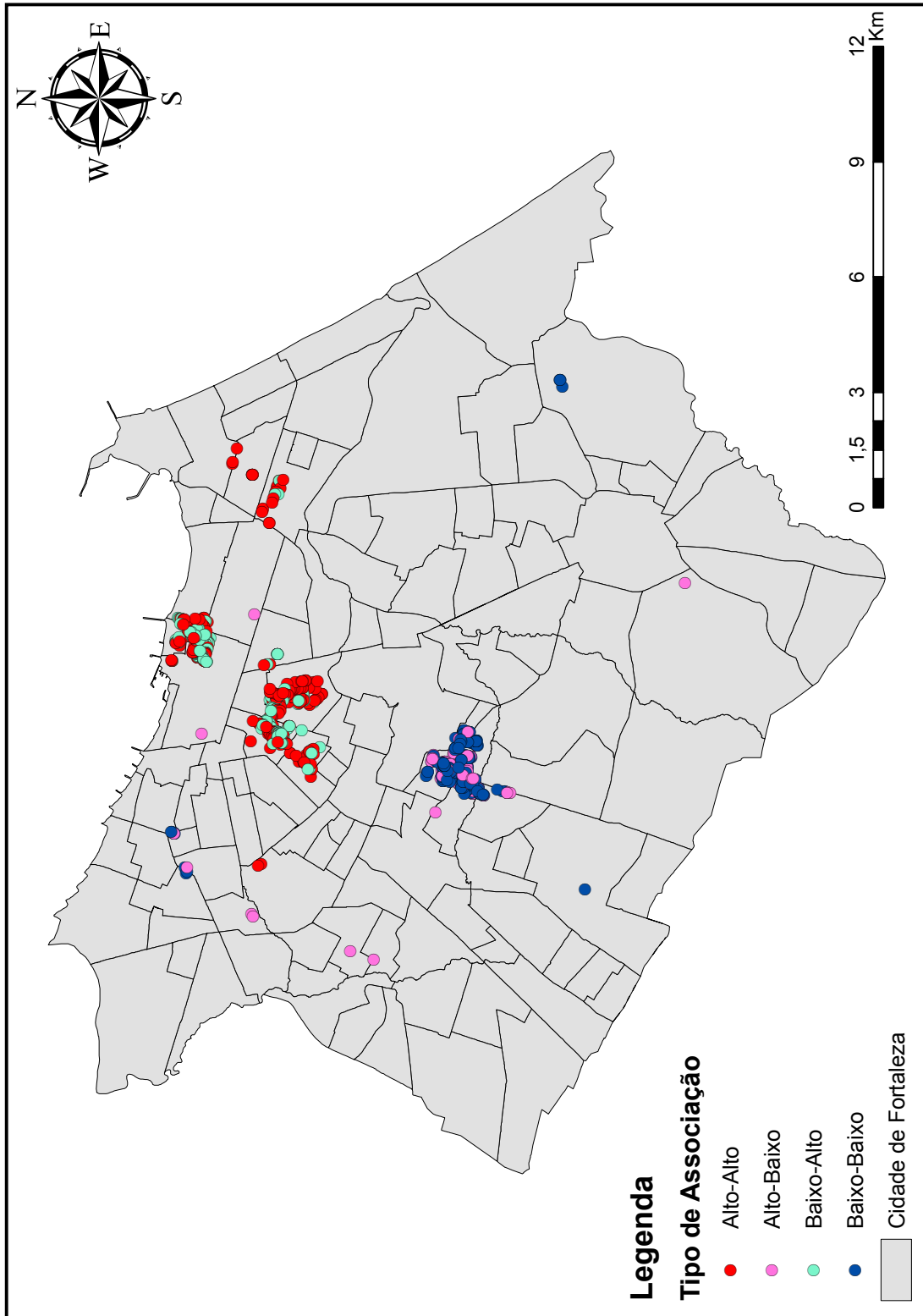


Figura 4: Mapa de dispersão de Moran para o consumo de água na cidade de Fortaleza



4 *Modelo Econométrico*

Para atingir o objetivo de avaliar os determinantes da demanda por água na cidade de Fortaleza e, sobretudo, se existem efeitos espaciais sobre essa demanda, a análise econométrica foi dividida em duas etapas.

Em um primeiro momento, foram verificados quais são os fatores que influenciam a demanda residencial por água na cidade de Fortaleza. Para cumprir tal objetivo, montou-se, a partir dos dados apresentados na seção anterior, a seguinte função de demanda:

$$\ln(QC_i) = \beta_1 + \beta_2 \ln(PME_i) + \beta_3 DIF_i + \beta_4 R_i + \beta_5 NR_i + \beta_6 NC_i + \varepsilon_i \quad (4.1)$$

Onde:

$\ln(QC)$ = Logaritmo natural da quantidade consumida de água no mês de fevereiro de 2007

PME = Logaritmo natural do preço médio referente ao mês de fevereiro de 2007

DIF = Variável diferença

R = Renda familiar

NR = Número de residentes no imóvel

NC = Número de cômodos na residência

ε = Termo de erro

Na escolha por uma medida de preço, a decisão foi pela variável preço médio ¹, uma vez que o valor da conta de água é tão pequeno em relação à renda que os consumidores não irão olhar para a estrutura ou para mudanças intramarginais (BACHRACH; VAUGHAN, 1994). Quanto à escolha da variável diferença ², esta deveu-se à utilização da especificação de Taylor (1975) e Nordin (1976), que afirma que a utilização de duas variáveis de preço é a melhor forma de mensurar o impacto do preço na demanda de bens, onde é aplicada a tarifação em blocos crescentes de consumo.

¹ Valor da conta dividida pelo consumo

² Diferença entre a conta total e a conta que seria cobrada se cada unidade de água consumida fosse cobrada pelo preço marginal

A escolha das variáveis socioeconômicas e de características físicas da residência seguiu a escolha dos principais estudos realizados sobre a estimação de demanda por água (ARBUÉS et al., 2003). Além das variáveis incorporadas na equação, o objetivo era utilizar o padrão do imóvel, porém esta se mostrou altamente correlacionada com a renda familiar e com o número de cômodos da residência, como mostrado na seção anterior.

Com relação aos efeitos destas variáveis sobre a demanda residencial por água, espera-se que a renda familiar, o número de residentes do imóvel e o número de cômodos apresentem um efeito positivo sobre a demanda por água, no sentido de que um aumento nessas variáveis aumente a demanda por água. Com relação ao preço médio e ao preço diferença, espera-se que a água se comporte como um bem normal, no sentido que um aumento nos referidos preços implique em uma redução na quantidade de água demandada, ou seja, espera-se um efeito negativo.

Como citado anteriormente, a estimação de uma função de demanda em um contexto de tarifação não linear gera, a priori, um problema de endogeneidade, uma vez que a quantidade consumida determina o preço a ser pago. Para confirmar a hipótese de endogeneidade, faz-se necessário a realização do teste de Hausman³. No entanto, não será possível a realização deste teste, uma vez que na nossa base de dados não há um instrumento válido para a variável preço. Ainda devido a esta falta de um instrumento válido, não será possível resolver o problema da endogeneidade, uma vez que não será possível utilizar as técnicas de variáveis instrumentais ou mínimos quadrados de dois estágios. Dessa forma, iremos ignorar o problema da endogeneidade, pois o foco deste trabalho é analisar o impacto de possíveis efeitos espaciais existentes no consumo residencial de água.

Na segunda parte da análise, foi verificada se a inclusão dos efeitos espaciais afeta a demanda residencial por água, já que existe dependência espacial no consumo de água, conforme visto na seção anterior. Para isso, foram utilizados três modelos: o modelo SEM (*spatial error model*), o modelo SAR (*spatial autorregressive*) misto, que incorpora as variáveis explicativas e, por fim, o modelo SARMA (*spatial autorregressive and moving average*), que é uma combinação dos modelos SAR e SEM.

Antes de apresentarmos os modelos espaciais que foram utilizados, vamos apresentar a base da econometria espacial: as relações de contiguidade e a matriz de ponderação espacial, ou simplesmente, matriz de vizinhança, que é a responsável pela inclusão dos efeitos espaciais

³Este teste consiste em fazer uma regressão da variável endógena, nesse caso o preço, contra as variáveis exógenas e seus possíveis instrumentos, para obter o resíduo e depois fazer a regressão da quantidade contra esse preço estimado juntamente com o resíduo obtido e aplicar um teste t ao coeficiente do resíduo. Caso o teste dê significativo, não se rejeita a hipótese nula de endogeneidade.

no modelo.

As relações de contiguidade são as responsáveis por definir se uma região é próxima de outra ou não. Dentre as relações de contiguidade ⁴ mais utilizadas, podemos citar: a convenção rainha, a convenção torre, a convenção bispo e as convenções baseadas na distância, como k vizinhos mais próximos e a distância limite.

As três primeiras convenções são utilizadas quando se está trabalhando com mapas, onde é possível ter uma representação visual das fronteiras entre as regiões. A denominação destas convenções é devida ao movimento das respectivas peças do xadrez. A convenção rainha é utilizada quando são consideradas vizinhas regiões que possuem fronteiras com extensão diferente de zero e quando os vértices das regiões são considerados como contínuos. Quando os vértices não são considerados como contínuos, estamos na convenção torre, enquanto que quando consideramos apenas os vértices, a convenção utilizada será a convenção bispo (ALMEIDA, 2004).

Quanto às convenções baseadas em distância, a primeira, k vizinhos mais próximos, define um número k de vizinhos para cada região. A segunda, a distância limite, que será a utilizada neste trabalho, define um valor limite, geralmente o menor valor para o qual todas as regiões tenham pelo menos um vizinho, impedindo a formação de “ilhas”.

Definida a convenção, a matriz de ponderação é simplesmente uma forma de condensar de modo compacto as informações obtidas. A característica principal da matriz de ponderação é que ela possui, por definição, todos os elementos da diagonal principal nulos, devido à impossibilidade de uma região ser vizinha dela mesma e, segundo Almeida (2004), devido à facilidade computacional, uma vez que se calcula frequentemente o traço desta matriz.

Quanto aos elementos fora da diagonal principal, a matriz de ponderação pode ser classificada de duas formas: matriz binária ou matriz normalizada. A matriz binária se caracteriza pelos elementos fora da diagonal principal apresentarem os valores 0, no caso de regiões que não sejam vizinhas, ou 1, no caso de regiões vizinhas. A matriz normalizada apresenta a soma dos elementos de uma linha qualquer igual a 1, o que torna a matriz assimétrica, mas garante a interpretação de média dos valores da variável nos vizinhos para a defasagem espacial (ALMEIDA, 2004).

Na construção da matriz utilizada neste trabalho, definiu-se como convenção a distância limite devido à natureza dos dados, e estabeleceu-se um limite de distância de forma que nenhuma observação ficasse isolada. Quanto à estrutura da matriz, utilizou-se a forma normalizada.

Apresentadas as características da matriz de ponderação, serão expostos a seguir os modelos

⁴ver Anselin (1988)

espaciais utilizados neste trabalho.

O modelo SEM é utilizado quando acredita-se que a dependência espacial é causada pela omissão de variáveis na especificação do modelo. LeSage e Pace (2009) afirmam que a omissão de variáveis pode facilmente surgir na modelagem de problemas espaciais porque fatores latentes não observáveis como a comodidade de localização, a acessibilidade ou o prestígio da vizinhança podem exercer uma influência sobre a variável dependente, e não fica claro que haja alguma variável explicativa disponível que possa capturar esses tipos de influências. Além do mais, é intuitivamente plausível que esses fatores apresentem dependência espacial e, assim, a dependência espacial no modelo SEM é captada pelo termo de erro.

No modelo SEM, não apenas as variáveis explicativas e os termos de erro da região i afetam os valores da variável dependente naquela região, mas também os termos de erro das outras regiões $j \neq i$, através da correlação com os erros da região i . A seguir, a representação do modelo SEM.

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (4.2)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad (4.3)$$

$$u \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (4.4)$$

Ou ainda,

$$Y = X\beta + (I_n - \lambda W)^{-1}u \quad (4.5)$$

$$u \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (4.6)$$

No modelo acima, Y é um vetor $n \times 1$ contendo as observações sobre a demanda por água, em logaritmo, X é um vetor $n \times 6$ de variáveis explicativas, as mesmas utilizadas no modelo sem efeito espacial, β é um vetor de parâmetros 6×1 a ser estimado, W é a matriz de ponderação espacial, conforme definida anteriormente, u é o termo de erro aleatório com distribuição normal com média zero e variância constante e, por fim, λ é o parâmetro autorregressivo, escalar, que tem a função de indicar a intensidade da autocorrelação espacial entre os resíduos da equação observada (CARVALHO; ALBUQUERQUE, 2010). Espera-se que este coeficiente seja estatisticamente diferente de zero, indicando que há um efeito espacial sobre a demanda residencial por água.

Segundo Anselin (1988), a tentativa de estimação dos parâmetros deste modelo via OLS irá resultar em estimativas não viesadas, porém ineficientes, devido à estrutura não diagonal

da matriz de variância do erro. Além disso, a estimação do parâmetro autorregressivo via OLS resultará em parâmetros inconsistentes. Dessa forma, utilizou-se a técnica de máxima verossimilhança, que segundo Anselin (1988), sob condições gerais de regularidade atingem as propriedades desejáveis de consistência, eficiência assintótica e normalidade assintótica.

A justificativa para a utilização deste modelo provém do fato de que existem fatores não observáveis que influenciam a demanda residencial por água, como fatores climáticos, biofísicos, socioeconômicos, de localização geográfica e de infraestrutura da rede de distribuição de água, que apresentam um padrão de associação espacial e, dessa forma, os termos de erro apresentam dependência espacial, justificando a utilização do modelo SEM para modelar estes efeitos. Ademais, espera-se que os resíduos do modelo estimado por OLS apresentem autocorrelação espacial, justificando empiricamente a utilização deste modelo.

O outro modelo aplicado, o modelo SAR misto, é utilizado quando a dependência espacial está contida na variável dependente. Segundo LeSage e Pace (2009), a presença de heterogeneidade espacial pode causar dependência espacial na variável dependente.

Ao contrário do que acontece no modelo SEM, onde os valores da variável dependente para uma região i são afetados pelos termos de erro de uma região j , no modelo SAR os valores da variável dependente para uma região i são afetados pelos valores da variável dependente para as outras $j \neq i$ regiões. A seguir, a representação do modelo SAR.

$$Y = \rho WY + X\beta + u \quad (4.7)$$

$$u \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (4.8)$$

Ou ainda,

$$Y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} u \quad (4.9)$$

$$u \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (4.10)$$

No modelo SAR representado acima, Y é um vetor $n \times 1$ contendo as observações sobre a demanda por água, em logaritmo, X é um vetor $n \times 6$ de variáveis explicativas, as mesmas utilizadas no modelo sem efeito espacial e no modelo SEM, β é um vetor de parâmetros 6×1 a ser estimado, W é a matriz de ponderação espacial, conforme definida anteriormente, u é o termo de erro aleatório com distribuição normal com média zero e variância constante e, por fim, o coeficiente escalar ρ é o parâmetro autorregressivo, que permite inferir o grau de correlação entre as observações da variável dependente (CARVALHO; ALBUQUERQUE, 2010). Espera-se

que este coeficiente seja estatisticamente diferente de zero, indicando que há um efeito espacial sobre a demanda residencial por água.

A estimação dos parâmetros do modelo SAR, assim como a estimação dos parâmetros do modelo SEM, deve ser feita pelo método da máxima verossimilhança, uma vez que, segundo Anselin (1988), a estimação do coeficiente ρ através do método dos mínimos quadrados ordinários resultará em estimadores viesados e inconsistentes.

A justificativa teórica para a utilização deste modelo provém da imitação do consumo em residências vizinhas. Alguns autores, como (RAMACHANDRAN; JOHNSTON, 2011), defendem que existe imitação no consumo de água em residências vizinhas, sobretudo pela imitação do formato e espécies de plantas utilizadas em jardins. Ademais, a própria infraestrutura da rede de distribuição de água pode gerar esta autocorrelação no consumo, uma vez que a pressão da rede de distribuição pode fazer com que o consumo em uma residência afete o consumo de residências vizinhas.

Além desta justificativa teórica, a justificativa empírica vem da análise exploratória espacial dos dados realizada na seção anterior, onde, por meio dos índices de I de Moran e c de Geary, constatou-se que existe dependência espacial no consumo residencial de água, justificando a utilização do modelo SAR. .

Por fim, o último modelo a ser estimado foi o modelo SARMA que, como foi dito anteriormente, é uma combinação dos modelos SAR e SEM. Neste modelo, os valores da variável dependente em uma região i é são afetados tanto pelos termos de erro quanto pelos valores da variável dependente nas outras $j \neq i$ regiões. A seguir, a representação do modelo SARMA.

$$Y = \rho W_1 Y + X\beta + \varepsilon \quad (4.11)$$

$$\varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + u \quad (4.12)$$

Ou ainda,

$$Y = (I - \rho W_1)^{-1} X\beta + (I - \rho W_1)^{-1} (I - \lambda W_2)^{-1} u \quad (4.13)$$

No modelo SARMA representado acima, Y é um vetor $nx1$ contendo as observações sobre a demanda por água, em logaritmo, X é um vetor $nx6$ de variáveis explicativas, as mesmas utilizadas nos modelos anteriores, β é um vetor de parâmetros $6x1$ a ser estimado, W_1 e W_2 são as matrizes de ponderação espacial, u é o termo de erro aleatório com distribuição normal com média zero e variância constante, λ é o parâmetro autorregressivo associado ao termo de erro

e, por fim, ρ é o parâmetro autorregressivo referente à variável dependente defasada. Para que essa seja a especificação correta, espera-se que os parâmetros λ e ρ sejam simultaneamente estatisticamente diferente de zero, uma vez que se apenas um deles for de fato diferente de zero, estaremos em uma das duas situações anteriores.

Segundo Carvalho e Albuquerque (2010), as matrizes W_1 e W_2 não precisam ser iguais e, se elas forem iguais, o modelo não será identificado e as estimativas para os coeficientes λ e ρ serão instáveis, a menos que a matriz X tenha mais de uma variável além do intercepto, o que é o nosso caso. Dessa forma, é possível utilizar a mesma matriz W para defasar espacialmente a variável dependente e o termo de erro. Em relação à estimação, o método de estimação dos parâmetros deste modelo é o método da máxima verossimilhança, assim como nos modelos anteriores.

A justificativa para a utilização do modelo SARMA provém da possível significância de ambos os modelos anteriores, o que indicaria que os efeitos são complementares e que a melhor forma de incorporar os efeitos espaciais na função de demanda por água seria unindo os dois efeitos, ou seja, teríamos que incorporar tanto a autocorrelação dos termos de erro quanto a dependência espacial no consumo de água, o que justificaria a escolha do modelo SARMA.

Apresentados os modelos que foram utilizados no trabalho, na próxima seção serão apresentadas as estimações e os resultados obtidos.

5 *Resultados*

A seguir, a tabela 8 apresenta os resultados ¹ referentes ao modelo econométrico da função de demanda residencial por água sem efeitos espaciais.

Tabela 8: Demanda por água (ln) sem efeito espacial, estimado por OLS

Variável	Estimativa	DesPad	t value
(Intercepto)	1.4873	0.0344	43.27
ln(PME)	-0.6175	0.0254	-24.28
DIF	-0.0078	0.0002	-42.71
NR	0.0763	0.0056	13.55
R	0.0482	0.0110	4.36
NC	0.0415	0.0046	8.98
F(5,2930)= 619.4	Prob>F= 0	$R^2= 0,5138$	
$\bar{R}^2= 0,513$	N= 2930		

Fonte: Elaborado pelo Autor

Conforme os resultados apresentados na tabela 8, os coeficientes estimados de todas as variáveis apresentaram os sinais esperados, além de serem todos estatisticamente significantes. O coeficiente estimado negativo da variável preço médio confirma a teoria, que prevê uma relação negativa entre preço e quantidade demandada. Como sabemos, nesse tipo de especificação o coeficiente estimado da variável preço médio representa a elasticidade-preço da demanda. Dessa forma, a magnitude de -0,6175 indica que uma variação de 1 ponto percentual no preço médio implicará em uma variação em sentido oposto na quantidade demandada de água no valor de 0,6175 ponto percentual. Ademais, o valor estimado, em módulo, menor do que 1 confirma a hipótese de que a água possui demanda inelástica.

Em comparação aos valores estimados em outros trabalhos, o valor da elasticidade-preço da demanda, em módulo, encontrado neste trabalho é semelhante ao de Agthe et al. (1986) (0,62), Andrade et al. (1995) (0,16 a 0,60), maior do que o encontrado por Mattos (1998) (0,19 a 0,25),

¹Os resultados desta seção foram obtidos com o auxílio do software estatístico (R, 2010), mais precisamente com o auxílio do pacote “spdep”, desenvolvido por (BIVAND et al., 2011).

Rosa et al. (2006) (0,31) e menor do que Melo e Neto (2007) (0,95 e 1,0), que utilizaram um método de estimação diferente, baseado no método da máxima verossimilhança.

Tabela 9: Elasticidade-preço da demanda estimada em alguns estudos realizados

Autores	Local	Valor estimado (Absoluto)
Neste trabalho	Fortaleza, CE, Brasil	0,6175
Agthe et al. (1986)	Arizona, EUA	0,62
Andrade et al. (1995)	Paraná, Brasil	0,16 a 0,60
Mattos (1998)	Piracicaba, SP, Brasil	0,19 a 0,25
Rosa et al. (2006)	Ceará, Brasil	0,31
Melo e Neto (2007)	Região Nordeste, Brasil	0,95 e 1,0

Fonte: Elaborado pelo Autor

Em relação à variável diferença, o coeficiente estimado de -0,0078 indica que quando há um aumento de R\$ 1,00 na diferença entre o preço que o consumidor paga e o preço que ele pagaria se todas as unidades fossem cobradas ao preço marginal, o consumo diminui, em média, 0,78%, uma vez que há um desestímulo no consumidor, já que ele está pagando mais do que iria pagar ao preço marginal.

Quanto às outras variáveis explicativas, o coeficiente estimado de 0,0482 da variável renda indica que quando um consumidor passa de um extrato de renda inferior para um extrato de renda superior, sem mudar o seu status tarifário, o seu consumo aumenta, em média, 4,82%. Por fim, os coeficientes estimados de 0,0763 e 0,0415 das variáveis número de residentes e número de cômodos, respectivamente, indicam um aumento de 7,63% e 4,15% na quantidade de água consumida quando há um aumento, respectivamente, de uma pessoa na residência e de um cômodo a mais na residência. O \bar{R}^2 de 0,513 mostra-se em um bom nível para uma regressão de micro dados *cross-section* para a demanda por água, uma vez que as variáveis presentes no modelo explicam 51% da variação do consumo de água.

Como existe a hipótese de dependência espacial no consumo de água, principalmente devido a variáveis não observadas, como sugeriram Chang et al. (2010), House-Peters et al. (2010), Franczyk e Chang (2008), Ramachandran e Johnston (2011), os termos de erro devem apresentar autocorrelação espacial. Para confirmar esta hipótese, foram realizados os teste *I* de Moran e *c* de Geary nos resíduos do modelo estimado por OLS, cujo resultado é apresentado na tabela 10.

Os resultados apresentados na tabela 10 mostram que a estatística *I* de Moran, cujo valor é 0,0231, é significativo, mostrando que a probabilidade do padrão de associação espacial ser devido ao acaso é muito próxima de zero, dando respaldo à hipótese de dependência espacial

dos resíduos. Ademais, o valor positivo da estatística indica que a autocorrelação é positiva, assim como era esperado.

Tabela 10: Estatística *I* de Moran para os resíduos do modelo OLS

Estatística I de Moran	Média	Variância	p-valor
0,0170	-0,0004	6.72e-06	< 7.39e-12

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: p-valor empírico baseado no método da randomização

Confirmada a presença de autocorrelação espacial nos resíduos, foi estimado o modelo de erros espaciais (SEM), cujos resultados são apresentados a seguir.

Tabela 11: Demanda por água (ln) com efeito espacial, estimado pelo modelo SEM

Variável	Estimativa	DesPad	z value
(Intercepto)	1.5038	0.0380	39.5600
ln(PME)	-0.6256	0.0253	-24.6868
DIF	-0.0077	0.0001	-42.6289
NR	0.0767	0.0056	13.5680
R	0.0479	0.0115	4.1422
NC	0.0387	0.0047	8.1359
Lambda	0.43373	0.0778	5.5741
LR=23.376	p-valor=1.33e-06		
Wald= 31.07	p-valor=2.4886e-08		
$R^2= 0.5176$	AIC=4008	N= 2936	

Fonte: Elaborado pelo Autor

Os resultados apresentados na tabela 11 apontam um valor positivo e significativo para o coeficiente do parâmetro autorregressivo, confirmando a presença de autocorrelação espacial positiva dos termos de erro, indicando que o padrão de associação espacial de variáveis não observadas e de efeitos latentes de fato influenciam a demanda residencial de água. Além do mais, os valores dos testes de Wald e da razão de verossimilhança rejeitam a hipótese nula de que não há dependência espacial nos termos de erro.

Comparando ao modelo sem efeitos espaciais, a inclusão de tal efeito modificou a magnitude dos efeitos das variáveis explicativas sobre a demanda por água. As variáveis que tiveram as maiores variações foram o número de cômodos, que teve uma variação negativa de 6,75%, passando para 0,0387 e o preço médio, que tem o seu coeficiente representando a elasticidade-preço da demanda, que aumentou, em termos absolutos, para 0,6256, o que representa um aumento de 1,31%. A variável renda também apresentou uma leve redução, 0,62%, passando de 0,0482 para 0,0479. Uma explicação para a redução do impacto destas variáveis sobre a de-

manda por água é que parte do efeito explicado por essas variáveis agora são explicados pelos seus padrões de associação espacial.

Apesar do modelo SEM ter se ajustado bem, modelando o efeito espacial nas variáveis não observadas, as estatísticas I de Moran e c de Geary para o consumo de água apresentadas anteriormente sugeriram a presença de dependência espacial na variável dependente. Desta forma, estimou-se o modelo espacial autorregressivo (SAR), cujos resultados são mostrados a seguir.

Tabela 12: Demanda por água (ln) com efeito espacial, estimado pelo modelo SAR

Variável	Estimativa	DesPad	z value
(Intercepto)	0.7187	0.1518	4.7321
ln(PME)	-0.6217	0.0252	-24.5908
DIF	-0.0077	0.0001	-42.7068
NR	0.0788	0.0056	14.0018
R	0.0385	0.0112	3.4259
NC	0.0370	0.0046	7.9290
Rho	0.3101	0.0601	5.1547
LR=24.082	p-valor=9.23e-07		
Wald= 26.571	p-valor=2.54e-07		
$R^2= 0.5178$	AIC=4007.3	N= 2936	
LM(error)= 2.7714	p-value: 0.0959		

Fonte: Elaborado pelo Autor

Os resultados apresentados na tabela 12 mostram que o coeficiente estimado do parâmetro autorregressivo da variável dependente defasada apresenta um valor positivo e significativo, no valor de 0,31, confirmando que existe dependência espacial na variável dependente. Ademais, os testes de Wald e da razão de verossimilhança rejeitam a hipótese nula de ausência de dependência espacial.

Comparado ao modelo sem efeito espacial, o modelo SAR, da mesma forma que o modelo SEM, aumenta, em termos absolutos, a elasticidade-preço da demanda, de 0,6175 para 0,6256, representando um aumento de 0,68%, valor menor do que o encontrado no modelo SEM.

Em relação à variação das variáveis renda e número de cômodos, estas tiveram uma variação maior do que a encontrada no modelo SEM. A variável renda teve uma redução de 20%, enquanto que a variável número de cômodos teve uma redução de 10%, indicando que a não inclusão dos efeitos espaciais superestima o efeito destas duas variáveis sobre a demanda por água. Já a variável número de residentes teve um aumento de 3,28%, indicando que ela era subestimada na ausência de efeitos espaciais.

Quanto à especificação do modelo, é possível observar pelo teste dos multiplicadores de Lagrange que, apesar de modelarmos os efeitos espaciais através da defasagem da variável dependente, ainda resta uma autocorrelação espacial nos termos de erro do modelo SAR, sugerindo que a especificação correta do modelo seja através do modelo SARMA. Dessa forma, para confirmarmos que a especificação correta é o modelo SARMA, será apresentado a seguir o teste de multiplicadores de Lagrange para o efeito espacial no termo de erro e na defasagem da variável dependente, e suas respectivas versões robustas.

Segundo Almeida (2004), os teste do tipo multiplicadores de Lagrange (LM) tanto contra a defasagem (LM_ρ) quanto contra o erro espacial (LM_λ) não apresentam muito poder, uma vez que sob a hipótese nula de ausência de dependência espacial a estatística do teste segue uma distribuição qui-quadrado com 1 grau de liberdade, enquanto que no caso de má especificação local, ou seja, quando há dependência espacial, o teste se transforma em uma qui-quadrado não centralizada, fazendo com que o teste rejeite a hipótese nula com muita frequência. Neste sentido, as versões robustas (RLM) destes testes foram desenvolvidas para contornar este problema, incorporando um fator de correção para levar em consideração a má especificação local, aumentando o poder do teste.

Para detectar a forma funcional correta, Florax et al. (apud ALMEIDA, 2004) sugerem a utilização de uma estratégia de “identificação híbrida”, utilizando os testes clássicos e robustos para a autocorrelação espacial. A estratégia de identificação consiste em estimar, no primeiro passo, o modelo por OLS e, em seguida, testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a defasagem ou ao erro através das estatísticas clássicas LM_ρ e LM_λ . Se estes testes não forem significantes, utiliza-se o modelo OLS como sendo o modelo mais apropriado. Se ambos forem significantes, utiliza-se as versões robustas RLM_ρ e RLM_λ para decidir qual modelo deve ser estimado. Se RLM_ρ é significativo e RLM_λ não é, estima-se o modelo SAR. Se RLM_ρ não é significativo e RLM_λ é significativo, o modelo mais apropriado deve ser o modelo SEM. Se ambos forem significantes e $RLM_\rho > RLM_\lambda$, estima-se o modelo SAR, enquanto que se $RLM_\rho < RLM_\lambda$, o modelo SEM deve ser o mais apropriado.

No entanto, quando ambos, RLM_ρ e RLM_λ , são significantes, pode ser que a especificação correta do modelo não seja nem o modelo SAR e nem o modelo SEM, e sim o modelo SARMA. Dessa forma, utilizaremos o teste SARMA ($ML_{\lambda\rho}$), que testa a presença simultânea do efeito espacial na variável defasada e no erro. Este teste segue uma distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade, o que diminuiu o poder do teste. A tabela 13 apresenta o resultado dos testes citados acima.

Seguindo o método proposto por Florax et al. (2003), comparamos inicialmente os valo-

res de LM_λ e LM_ρ . Os valores de 40,69 e 36,97, ambos significantes, indicam que existe dependência espacial associada tanto à defasagem na variável dependente quanto devido aos efeitos não modelados, representados pelo termo de erro. A seguir, comparando os valores de RLM_λ e RLM_ρ , vemos que ambos são significantes e que $RLM_\lambda > RLM_\rho$, indicando que o modelo mais apropriado seria o modelo SEM.

Tabela 13: Testes dos multiplicadores de Lagrange

Teste	Valor estimado	df	p-valor
LM_λ	40.6957	1	1.77e-10
LM_ρ	36.9793	1	1.19e-09
RLM_λ	10.8584	1	0.0009
RLM_ρ	7.1419	1	0.0075
SARMA	47.8376	2	4.094e-11

Fonte: Elaborado pelo Autor

No entanto, como citado anteriormente, pode ser que o modelo correto seja o modelo SARMA. Assim, analisando o resultado do teste SARMA exibido na tabela 13, vemos que o valor de 47,83 é estatisticamente significativo, sugerindo que o modelo SARMA é o mais apropriado para modelar o efeito espacial sobre a demanda residencial por água na cidade de Fortaleza. Diante disto, foi estimado o modelo SARMA, cujos resultados são apresentados a seguir.

Tabela 14: Demanda por água (ln) com efeito espacial, estimado pelo modelo SARMA

Variável	Estimativa	DesPad	z value
(Intercepto)	0.9445	0.2673	3.5336
ln(PME)	-0.6250	0.0253	-24.6794
DIF	-0.0077	0.0001	-42.6593
NR	0.0778	0.0056	13.7113
R	0.0435	0.0116	3.7343
NC	0.0378	0.0047	7.9275
Rho	0.2185	0.1050	2.0809
Lambda	0.2373	0.1445	1.6418
LR=26.546	p-valor=1.7200e-06		
$R^2= 0.5182$	AIC=4006.8	N= 2936	

Fonte: Elaborado pelo Autor

Os resultados apresentados na tabela 14 mostram que o coeficiente estimado dos parâmetros autorregressivos associados à variável dependente defasada e ao termo de erro são estatisticamente significantes e positivas, embora o coeficiente do parâmetro autorregressivo associado ao

termo de erro seja significativo apenas ao nível de significância de 10%, confirmando a presença de autocorrelação espacial positiva. Ademais, o teste da razão de verossimilhança rejeita a hipótese nula de ausência de dependência espacial, indicando que o modelo está corretamente especificado.

A tabela 14 mostra, ainda, que a elasticidade-preço da demanda para o modelo SARMA é de 0,625, em termos absolutos, o que representa um aumento de 1,21% em relação ao modelo sem efeito espacial. Em comparação com os modelos SEM e SAR, essa elasticidade é maior do que a encontrada no modelo SAR e menor do que a do modelo SEM.

A variável renda apresenta um valor de 0,0435, o que representa uma variação negativa de 9,75% em relação ao modelo sem efeito espacial. A variável número de cômodos também apresenta uma variação negativa, 8,92%, com um valor de 0,0378. Por fim, a variável número de residentes apresenta um valor de 0,0778, o que representa um aumento de 1,97%. Quando comparados com os modelos SEM e SAR apresentados anteriormente, estes efeitos são maiores do que os encontrados no modelo SEM e menores do que os encontrados no modelo SAR.

Tabela 15: Variação percentual do impacto das variáveis explicativas nos modelos espaciais comparadas com o modelo sem efeito espacial

Variável	Resultados dos modelos				Δ (%) em relação ao modelo OLS		
	OLS	SEM	SAR	SARMA	VSEM	VSAR	VSARMA
PME	-0.6175	-0.6256	-0.6217	-0.6250	1.31	0.68	1.21
DIF	-0.0078	-0.0077	-0.0077	-0.0077	-1.28	-1.28	-1.28
NR	0.0763	0.0767	0.0788	0.0778	0.52	3.28	1.97
R	0.0482	0.0479	0.0385	0.0435	-0.62	-20.12	-9.75
NC	0.0415	0.0387	0.0370	0.0378	-6.75	-10.84	-8.92

Fonte: Elaborado pelo Autor

Após a análise dos resultados, na próxima seção serão apresentadas as considerações finais e o resumo dos resultados mais importantes encontrados neste trabalho.

6 *Considerações Finais*

Este trabalho procurou aplicar uma nova abordagem metodológica para a estimação da demanda residencial por água, incorporando os efeitos espaciais na análise. No Brasil, a literatura de estimação de demanda residencial por água com efeitos espaciais é inexistente, o que justificou a realização deste estudo¹.

Os resultados apresentados neste trabalho mostraram que os fatores determinantes para explicar o consumo residencial de água na cidade de Fortaleza são o preço médio, a diferença, a renda, o número de residentes e o número de cômodos da residência.

Como era esperado, as variáveis preço médio e diferença tiveram um impacto negativo sobre o consumo de água. Assim, em relação ao preço, a água se comporta como um bem normal. Já com relação à variável diferença, este efeito negativo mostra que à medida que cresce a diferença entre o valor total da conta e o valor da conta ao preço marginal há um desestímulo ao consumo, uma vez que o consumidor estaria pagando mais, a tendência é que o consumo diminua.

As variáveis renda, número de residentes e número de cômodos apresentaram um efeito positivo sobre a demanda por água. O efeito positivo das variáveis número de residentes e número de cômodos é explicado pelo senso comum, uma vez que mais pessoas gastam mais água e uma casa maior necessita de mais água para serviços de limpeza. Em relação à renda, a justificativa para esse sinal positivo se dá pelo fato de que pessoas com nível de renda maior possuem mais bens de consumo que necessitam de um consumo maior de água, como carro, máquinas de lavar, possuem uma quantidade maior de roupas para lavar, dentre outros.

A estimação da função de demanda através da técnica de mínimos quadrados ordinários (OLS) apresentou resultados significativos e explicou bem a demanda por água, uma vez que as variáveis explicativas explicaram cerca de 51% da variação do consumo de água. Ademais, os resultados encontrados foram semelhantes aos resultados apresentados em outros estudos realizados, como os trabalhos de Agthe et al. (1986) e Andrade et al. (1995), apontando uma

¹E como citamos anteriormente, a literatura internacional é bastante incipiente

elasticidade-preço da demanda em torno de 0.61, em termos absolutos.

No entanto, como citado anteriormente, existe o problema da endogeneidade, uma vez que o preço médio é função da quantidade e, assim, as estimativas obtidas por OLS são viesadas e inconsistentes. Apesar de estarmos cientes deste problema, não dispúnhamos de variáveis que pudessem servir de instrumento para a variável preço médio e, desta forma, ignoramos o problema, uma vez que o foco principal do trabalho era o impacto dos efeitos espaciais sobre a demanda residencial de água.

Em relação ao objetivo principal do estudo, o impacto dos efeitos espaciais sobre a demanda residencial por água, as estatísticas I de Moran e c de Geary confirmaram a presença de dependência espacial no consumo de água, cuja possível explicação possa residir na estrutura da rede de distribuição da CAGECE, enquanto que o I de Moran local evidenciou a formação de *clusters* de consumo de água alto na região nobre e do centro da cidade, e de consumo baixo de água na periferia da cidade de Fortaleza. Além da constatação da presença de dependência espacial no consumo de água, o teste I de Moran evidenciou que existe autocorrelação espacial positiva nos termos de erro no modelo estimado por OLS.

Mostrou-se, através dos testes de multiplicadores de Lagrange, nas versões clássicas e robustas, e do teste SARMA que a especificação correta para a estimação da demanda residencial de água que, ao menos no caso da cidade de Fortaleza, é através do modelo espacial autorregressivo e de médias móveis (SARMA), ao invés do modelo de erros espaciais (SEM), como o proposto por Chang et al. (2010), House-Peters et al. (2010), Franczyk e Chang (2008), Ramachandran e Johnston (2011).

Mostrou-se, também, que a não inclusão destes efeitos subestima, em termos absolutos, o efeito da variável preço médio. Em relação às variáveis socioeconômicas e físicas da residência, a não inclusão dos efeitos espaciais subestima o efeito do número de residentes e superestima o efeito das variáveis renda e número de cômodos, uma vez que parte do efeito explicado por estas variáveis agora é explicado pelo efeito espacial.

Dessa forma, este estudo demonstra a importância dos efeitos espaciais para explicar o padrão de consumo de água na cidade de Fortaleza, sugerindo que os responsáveis pela gestão dos recursos hídricos incorporem o efeito espacial em suas análises e em suas propostas de implementação de políticas, uma vez que conhecendo o padrão de distribuição geográfica do consumo de água pode-se implementar políticas que vissem incentivar o uso racional de água em regiões específicas, onde este consumo é elevado, sem que esta política tenha um efeito adverso em outras regiões.

Como sugestão para os próximos estudos sugere-se, além da correção do problema da endogeneidade, possivelmente pelo método da máxima verossimilhança, verificar se existe heterogeneidade espacial, ou seja, se a relação entre as variáveis independentes e a variável dependente varia através do espaço e, em caso afirmativo, incorporá-la ao modelo, utilizando a técnica de regressões ponderadas geograficamente (GWR).

Referências

- AGTHE, D. E. et al. A simultaneous equation demand model for block rates. *Water Resources Research*, n. 1, p. 1–4.
- AL-QUNAIKET, M. Municipal demand for water in kuwait: methodological issues and empirical results. *Water Resources Research*, v. 2, n. 4, p. 433–438, 1985.
- ALMEIDA, E. *Curso de econometria espacial aplicada*. Piracicaba: ESALQ-USP, 2004.
- ANDRADE, T. et al. Saneamento urbano: a demanda residencial por água. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 25, n. 3, p. 427–448, 1995.
- ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. [S.l.: s.n.], 1988. 304 p. ISBN 978-90-247-3735-2.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association-lisa. *Geographical analysis*, Wiley Online Library, v. 27, n. 2, p. 93–115, 1995.
- ARAÚJO, T. C. d'Ávila. Água: bem de valor econômico. 2007. Disponível em: <http://www.abdir.com.br/doutrina/ver.asp?art_id=1376&categoria=Bens Ambientais>.
- ARBUÉS, F.; GARCÍA-VALIÑAS, M.A.; ESPÍÑEIRA, R.M. Estimation of residential water demand: a state-of-the-art review. *Journal of Socio-Economics*, v. 32, n. 1, p. 81–102, mar. 2003.
- AYANSHOLA, A. M.; SULE, B. F.; SALAMI, A. W. Modelling of residential water demand at household level in ilorin , nigeria. *Journal of Research Information in Civil Engineering*, v. 7, n. 1, p. 59–68, 2010.
- BACHRACH, M.; VAUGHAN, W. Household water demand estimation. 1994. Disponível em: <<http://www.bvsde.paho.org/bvsacg/fulltext/househol.pdf>>.
- BARROS, F.; AMIN, M. Água: um bem econômico de valor para o brasil e o mundo. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, v. 4, n. 1, p. 75–108, 2008.
- BIVAND, R. et al. *spdep: Spatial dependence: weighting schemes, statistics and models*. [S.l.], 2011. R package version 0.5-40. Disponível em: <<http://CRAN.R-project.org/package=spdep>>.
- BINET, M.-e. et al. Residential water demand estimation in a tropical island using household data. In: *45th Congress of the European Regional Science Association*. Amsterdam: [s.n.], 2005. p. 1–10. Disponível em: <<http://www-sre.wu-wien.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa05/papers/17.pdf>>.

BOLAND, J.; WHITTINGTON, D. Water tariff design in developing countries: disadvantages of increasing block tariffs (ibts) and advantages of uniform price with rebate (upr) designs. *Washington DC World Bank Water Resources Management*, p. 1–37, 2000.

BRASIL, C. M. *Estimação da demanda residencial de água da CAGECE considerando não-linearidades na estrutura tarifária*. 62 p. Monografia (Bacharelado em economia) — Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2009.

CAGECE. *Relatório anual 2007*. [S.l.], 2007. 94 p. Disponível em: <<http://www.cagece.com.br/publicacoes/relatorio-anual>>.

CAGECE. *homepage*. 2011. Disponível em: <<http://www.cagece.com.br/>>.

CARVALHO, A.; ALBUQUERQUE, P. Tópicos em econometria espacial para dados cross-section. 2010. Disponível em: <http://loures.ecn.br/td_ipea/td_1508.pdf>.

CHANG, H.; PARANDVASH, G.H.; SHANDAS, V. Spatial variations of single-family residential water consumption in portland, oregon. *Urban Geography*, v. 31, n. 7, p. 953–972, out. 2010.

COHIM, E.; GARCIA, A.; KIPERSTOK, A. Consumo de água em residências de baixa renda - estudo de caso. In: *25º Congresso brasileiro de engenharia sanitária e ambiental*. [s.n.], 2009. Disponível em: <http://www.teclim.ufba.br/site/material_online/publicacoes/pub_art90.pdf>.

DESALVO, J. S.; HUQ, M. Introducing nonlinear pricing into consumer choice theory. *The Journal of Economic Education*, v. 33, n. 2, p. 166–179, jan. 2002.

EUROPEU, P. *Dia mundial da água*. 2009. Disponível em: <<http://www.europarl.europa.eu/sides/getDoc.do?language=pt&type=IM-PRESS&reference=20070329STO04903>>.

FAO. *Climate change, water and food security*. [S.l.], 2011. 200 p.

FLORAX, R.; FOLMER, H.; REY, S. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*, Elsevier, v. 33, n. 5, p. 557–579, 2003.

FRANCZYK, J.; CHANG, H. Spatial analysis of water use in oregon, usa, 1985-2005. *Water Resources Management*, v. 23, n. 4, p. 755–774, jul. 2008.

GLENN, J.; GORDON, T.; FLORESCU, E. *2009 State of the Future*. [S.l.]: Millennium Project, 2009.

GONÇALVES, R. *Uso racional da água em edificações*. Rio de Janeiro: ABES, 2006. 352 p.

GOTTLIEB, M. Urban domestic demand of water in the united states. *Land Economics*, 1963.

GUHATHAKURTA, S.; GOBER, P. The impact of the phoenix urban heat island on residential water use. *Journal of the American Planning Association*, v. 73, n. 3, p. 317–329, set. 2007.

HANKE, S. H.; MARE, L. D. Residential water demand: a pooled, time series, cross section study of malmo, sweden. *Journal of the American Water Resources Association*, Wiley Online Library, v. 18, n. 4, p. 621–626, ago. 1982.

- HAYASHI, F. *Econometrics*. [S.l.]: Princeton University Press, 2000. 690 p.
- HEWITT, J.; HANEMANN, W. A discrete/continuous choice approach to residential water demand under block rate pricing. *Land Economics*, JSTOR, v. 71, n. 2, p. 173–192, 1995.
- HOUSE-PETERS, L.; PRATT, B.; CHANG, H. Effects of urban spatial structure, sociodemographics, and climate on residential water consumption in hillsboro, oregon. *JAWRA Journal of the American Water Resources Association*, v. 46, n. 3, jan. 2010.
- HOWE, C. W.; LINAWEAVER, F. P. The impact of price on residential water demand and its relation to system design and price structure. *Water Resources Research*, v. 3, n. 1, p. 13, 1967.
- ISA. *Abastecimento de água e esgotamento sanitário nas capitais brasileiras , em 2004*. [S.l.], 2007. 23 p.
- LEMOES, A.; MYNBAEV, K. *Manual de econometria*. [S.l.]: FGV Editora, 2004.
- LESAGE, J.; PACE, R. *Introduction to spatial econometrics*. [S.l.]: Chapman & Hall/CRC, 2009. ISBN 2008038890.
- LESAGE, J. P. *The theory and practice of econometrics*. Ohio: University of Toledo, 1999. 309 p.
- MAIDMENT, DR. Daily water use in nine cities. *Water Resources Research*, v. 22, n. 6, p.845–885, 1986
- MATTOS, Z. d.B. Uma análise da demanda residencial por água usando diferentes métodos de estimação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 1, p. 207–224, 1998.
- MCFADDEN, D.; PUIG, C.; KIRSCHNER, D. Determinants of the long-run demand for electricity. In: *Proceedings of the American Statistical Association*. [S.l.: s.n.], 1977. v. 1, n. 1, p. 109–19.
- MELO, J. de; NETO, P. Estimação de funções de demanda residencial de água em contexto de preços não-lineares. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 37, n. 1, 2007.
- MILUTINOVIC, M. Literature review of water demand. 2006. Disponível em: <[internetjournals.net/journals/tar/2007/January/Paper 12.pdf](http://internetjournals.net/journals/tar/2007/January/Paper%2012.pdf)>.
- MIRANDA, E.; KOIDE, S. Indicadores de perdas da água: o que, de fato, eles indicam? In: *Congresso Brasileiro de Engenharia Sanitária e Ambiental No. 22; V Feira Internacional de Tecnologias de Saneamento Ambiental*. ABES, 2003. p. 1–32. Disponível em: <<http://www.bvsde.paho.org/bvsacd/abes22/ccxxiv.pdf>>.
- MIYAWAKI, K.; OMORI, Y.; HIBIKI, A. Exact estimation of demand functions under block rate prancing. In: *IWREC Conference in Water Economics*. [S.l.: s.n.], 2011. p. 1–39.
- MOFFITT, R. The econometrics of piecewise-linear budget constraints: a survey and exposition of the maximum likelihood method. *Journal of Business & Economic Statistics*, JSTOR, v. 4, n. 3, p. 317–328, 1986.
- NEVES, M. et al. Análise exploratória espacial de dados sócio-econômicos de são paulo. In: *GISBrasil2000*. Salvador/BA - Brasil: [s.n.], 2000. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/geopro/trabalhos/marcos_gisbrasil2000.pdf>.

NIESWIADOMY, M. L.; MOLINA, D. J. Comparing residential water demand estimates under decreasing and increasing block rates using household data. *Land Economics*, v. 65, n. 3, p. 280–289, 1989.

NORDIN, J. A proposed modification of taylor's demand analysis: comment. *The Bell Journal of Economics*, v. 7, n. 2, p. 719–721, 1976.

PEREIRA JÚNIOR, J. d. S. P. *Dessalinização de água do mar no litoral nordestino e influência da transposição de água na vazão do rio são francisco*. Brasília, 2005. 11 p.

PIZAIA, M.; ALVES, R. O esquema de tarifas em bloco praticado pelas companhias de água: Um estudo dos consumidores residenciais de baixa renda. In: *XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural*. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 46º Congresso, Julho 20-23, 2008. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/9/107.pdf>>.

R Development Core Team. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2010. Disponível em: <<http://www.R-project.org/>>.

RAMACHANDRAN, M.; JOHNSTON, R. J. Quantitative restrictions and residential water demand : A spatial analysis of neighborhood effects. 2011. Disponível em: <<http://www.clarku.edu/departments/marsh/news/WP2011-19.pdf>>.

RAMSEY, F. A contribution to the theory of taxation. *The Economic Journal*, JSTOR, v. 37, n. 145, p. 47–61, 1927.

RIETVELD, P.; ROWENDAL, J.; ZWART, B. Estimating water demand in urban indonesia: a maximum likelihood approach to block rate pricing data. 1997.

ROSA, A. L. T. da; FONTENELE, R. E. S.; NOGUEIRA, C. A. G. Estimativa da demanda de água residencial urbana no estado do ceará. In: *EnANPAD 2006*. Salvador/BA - Brasil: [s.n.], 2006. p. 1–16. Disponível em: <<http://www.anpad.org.br/enanpad/2006/dwn/enanpad2006-apsb-1489.pdf>>.

TAYLOR, L. The demand for electricity: a survey. *The Bell Journal of Economics*, JSTOR, p. 74–110, 1975.

UECE; CAEN; NPTEC. *Estudo de mercado e redesenho do sistema de subsídio tarifário da CAGECE*. [S.l.], 2006.

WENTZ, E. a.; GOBER, P. Determinants of small-area water consumption for the city of phoenix, arizona. *Water Resources Management*, v. 21, n. 11, p. 1849–1863, fev. 2007.

WHITTINGTON, D.; BOLAND, J.; FOSTER, V. Water tariffs and subsidies in south asia: understanding the basics. *Water and Sanitation Program Paper*, v. 2, 2002.

WORTHINGTON, A.; HOFFMANN, M. A state of the art review of residential water demand modelling. 2006. Disponível em: <<http://ro.uow.edu.au/cgi/viewcontent.cgi?article=1319&context=commpapers>>.

ANEXO A – Questionário da pesquisa de campo

Demanda por Água - RESIDENCIAL				Nº. do Questionário _____				
1. Nome do Pesquisador _____				Data de realização: ____/____/2007				
Nome do Entrevistado _____								
Endereço _____								
Bairro _____				2. Município _____				
Telefone _____				3. Identific. _____				
4. Identificação do Entrevistado								
<input type="checkbox"/> 1. Chefe da família <input type="checkbox"/> 2. Esposo(a) <input type="checkbox"/> 3. Filho(a) <input type="checkbox"/> 4. Irmão(ã) <input type="checkbox"/> 5. _____								
5. Quantas pessoas moram neste imóvel? _____				6. Quantas pessoas têm algum tipo de renda? _____				
Seq	Sexo	Idade	Seq	Sexo	Idade	Seq	Sexo	Idade
1			4			7		
2			5			8		
3			6			9		
7. Renda Familiar								
<input type="checkbox"/> 1. Até 1 SM <input type="checkbox"/> 2. Mais de 1 SM até 2 SM <input type="checkbox"/> 3. Mais de 2 SM até 5 SM <input type="checkbox"/> 4. Mais de 5 SM <input type="checkbox"/> 5. NS / NO								
8. Programas de assistência do Governo								
<input type="checkbox"/> 1. Bolsa Família: _____ <input type="checkbox"/> 2. Bolsa Escola: _____ <input type="checkbox"/> 3. Outro _____: _____ <input type="checkbox"/> 4. Outro _____: _____								
9. Grau de Instrução do Entrevistado								
<input type="checkbox"/> 1. Até 4ª Série <input type="checkbox"/> 2. Da 5ª a 8ª Série <input type="checkbox"/> 3. Ens. Médio <input type="checkbox"/> 4. Ens. Superior <input type="checkbox"/> 5. NS / NO								
10. Há quanto tempo o(a) sr.(a.) mora com sua família neste domicílio?								
<input type="checkbox"/> 1. Até 1 ano <input type="checkbox"/> 2. Mais de 1 até 3 anos <input type="checkbox"/> 3. Mais de 3 até 5 anos <input type="checkbox"/> 4. Mais de 5 anos								
11. Em que local morava anteriormente?								
<input type="checkbox"/> 1. Sempre morou no bairro <input type="checkbox"/> 2. Outro bairro na mesma cidade <input type="checkbox"/> 3. Outra cidade do Estado <input type="checkbox"/> 4. Outro Estado <input type="checkbox"/> 5. Outro País								
12. (Se 2, 3, 4 ou 5) Qual?								
13. Qual a condição de ocupação deste imóvel?								
<input type="checkbox"/> 1. Próprio quitado <input type="checkbox"/> 2. Próprio financiado <input type="checkbox"/> 3. Alugado <input type="checkbox"/> 4. Cedido <input type="checkbox"/> 5. _____								
Quais as despesas no último mês referentes aos itens abaixo:								
14. Aluguel / Prestação:				15. Condomínio:				

Quantos cômodos este imóvel possui?			
16. Salas ()	17. Cozinhas ()	18. Quartos ()	19. Banheiros ()
20. Jardim ()			
21. Outros () _____			
22. Qual dos itens abaixo o(a) sr(a) tem em sua residência?			
() 1. TV a cabo	() 2. Computador	() 3. Internet	() 4. Tel. celular () 5. Tel. fixo
23. Qual a principal fonte de água que abastece sua residência?			
() 1. Rede geral de distribuição de água	() 2. Poço Externo, Chafariz Público (pp 26)	() 3. Poço Interno (pp 26)	() 4. Rio, Córrego (pp 26)
() 5. Pega no vizinho (pp 26)			
() 6. Carro Pipa (pp 26)			
() 7. _____ (pp 26)			
SOMENTE PARA AS RESIDÊNCIAS LIGADAS À REDE GERAL			
24. A residência possui medidor de água?		25. O medidor está funcionando? (pp 30)	
() 1. Sim () 2. Não (pp 30)		() 1. Sim () 2. Não	
SOMENTE PARA AS RESIDÊNCIAS NÃO-LIGADAS À REDE GERAL			
26. Quant. Consumo:	27. Medida:	28. Tempo:	29. Valor:
30. Gastos com energia (R\$):	31. Gastos com telefone (R\$):	32. Gastos com celular (R\$):	
33. Como considera a água consumida aqui em sua residência em relação à qualidade?			
() 1. Ótima () 2. Boa () 3. Regular () 4. Ruim () 5. Péssima			
34. Como considera a água consumida aqui em sua residência em relação à quantidade?			
() 1. Ótima () 2. Boa () 3. Regular () 4. Ruim () 5. Péssima			
35. Como considera a água consumida aqui em sua residência em relação à regularidade (faltar ou não)?			
() 1. Ótima () 2. Boa () 3. Regular () 4. Ruim () 5. Péssima			
36. Qual a principal forma de armazenamento de água utilizada em sua residência?			
() 1. Caixa D'água () 2. Poço () 3. Cisterna () 4. Outras: _____			
(Utilize a escala abaixo para os itens 37 e 38)			
1 - É filtrada 2 - É fervida 3 - É ozonizada 4 - Compra água mineral 5 - Nenhum 6 - Outros			
Que tipo de tratamento é dado à água utilizada em sua residência para:			
37. água utilizada para beber: () _____			
38. água utilizada para tratar alimentos: () _____			
39. (Somente para os conectados) Quando falta água da rede geral, como você se abastece?			
() 1. Usa o Poço/ Cisterna () 2. Usa água do vizinho () 3. Compra do carro pipa () 4. _____			

40. Essa rua possui tubulação para escoamento das águas da chuva? () 1. Sim () 2. Não () 3. Não sabe informar	
41. Essa rua costuma alagar? () 1. Nunca () 2. Sempre () 3. Às vezes	
42. Para onde vai a água servida (esgoto) de sua casa? () 1. Fossa (pp 43) () 2. Corre a céu aberto (pp 45) () 3. Rede mais próxima de drenagem pluvial (pp 45) () 4. Rede coletora de esgoto (pp 45) () 5. _____ (pp 45)	
43. Quantas vezes por ano você costuma limpar ou consertar a fossa? _____ vezes por ano	44. Quanto gastou na última vez? R\$ _____ por serviço

45. Na sua opinião, qual o grau de importância da água tratada para a saúde? () 1. Muita importância () 2. Média importância () 3. Pouca importância () 4. Sem importância	
46. Na sua opinião, qual o grau de importância do tratamento de esgoto para a saúde? () 1. Muita importância () 2. Média importância () 3. Pouca importância () 4. Sem importância	

47. (caso NÃO seja ligado à rede de água) Até quanto você estaria disposto a pagar por mês para receber o abastecimento de água da CAGECE com quantidade e com qualidade adequadas para atender as suas necessidades? Resposta 23: () 1. Valor:	
48. (caso NÃO seja ligado à rede de esgoto) Até quanto você estaria disposto a pagar para receber um serviço de esgoto da CAGECE com qualidade adequada para atender as suas necessidades? Resposta 42: () 1. Valor:	
49. O(a) sr(a). sabia que o serviço de esgoto diminui o risco de doenças como o Dengue e a Cólera, e diminui a poluição da água subterrânea (ex.: que vai para poços) e de riachos? () 1. Sim () 2. Não	
50. O(a) sr(a). sabia que o serviço de tratamento de esgoto é mais caro que o tratamento de água? () 1. Sim () 2. Não	
51. (caso NÃO seja ligado à rede de esgoto) Novamente , Até quanto você estaria disposto a pagar para receber um serviço de esgoto da CAGECE com qualidade adequada para atender as suas necessidades? Resposta 42: () 1. Valor:	

SOMENTE PARA AS RESIDÊNCIAS LIGADAS À REDE GERAL (questão 22)	
52. (caso NÃO TENHA RESPONDIDO ÓTIMO no item 33) Até quanto você estaria disposto a pagar a mais por mês para receber o abastecimento de água da CAGECE com qualidade ótima para atender as suas necessidades? Resposta 33: () 1. Valor:	
53. (caso NÃO TENHA RESPONDIDO ÓTIMO no item 34) Até quanto você estaria disposto a pagar por mês a mais para receber o abastecimento de água da CAGECE com quantidade ótima para atender as suas necessidades? Resposta 34: () 1. Valor:	
54. (caso NÃO TENHA RESPONDIDO ÓTIMO no item 35) Até quanto você estaria disposto a pagar a mais por mês para receber o abastecimento de água da CAGECE com regularidade ótima para atender as suas necessidades? Resposta 35: () 1. Valor:	