

# DEMANDA RESIDENCIAL URBANA DE ÁGUA SOB UMA ESTRUTURA DE PREÇOS NÃO LINEARES PARA RECIFE-PE E CUIABÁ-MT

Eleonora Ribeiro Cardoso – Deptº Engenharia de Produção Agroindustrial /UNEMAT, doutoranda em Economia Aplicada PIMES/UFPE.

Andrea Sales Soares de Azevedo Melo – Deptº Economia PIMES/UFPE, doutora em Economia.  
Arturo Alejandro Zavala Zavala – doutor em Estatística. Deptº de Economia UFMT.

## RESUMO

Este trabalho se propõe a obter a demanda residencial de água sob uma estrutura tarifária de preços crescentes em bloco, para as capitais de Mato Grosso e de Pernambuco para 2008. O método aplicado é o do *Modelo Estrutural de Escolha Discreta Contínua* (DCC), com a função de verossimilhança, espelhando-se nos trabalhos desenvolvidos por Olmstead et al. (2007) e por Melo & Jorge Neto (2005, 2007), com uso do software GRETTL. Contrapõe-se ao uso dos métodos econométricos dos Mínimos Quadrados Ordinários e o de Variáveis Instrumentais, por estes apresentarem limitações no que tange à endogeneidade dos preços, da simultaneidade entre preço pago e quantidade consumida, dentre outras. Os resultados mostraram consistência no grau obtido na elasticidade preço da demanda igual à unidade ( $E_{PD} = |-1,0|$ ) para Cuiabá, embora para Recife não, já que o coeficiente obtido, maior que a unidade ( $E_{PD} = |-1,17|$ ), não é consistente com a teoria. Alguns indícios podem explicar tal resultado, como o uso alternativo de outras fontes de captação de água fora da rede de distribuição oficial. Já quanto à elasticidade renda da demanda, os resultados coincidem com as pesquisas internacionais, confirmando a água como um bem normal, renda-inelástica, para Cuiabá,  $E_{RD} = 0,17$  e para Recife,  $E_{RD} = 0,08$ . A conclusão é que foi atingido o objetivo de estimar a função demanda residencial da água com uso de estruturas de preços crescentes em bloco, admitindo-se a existência da renda virtual e aplicação do modelo proposto, confirmando a hipótese de que a estrutura tarifária de preços em bloco e as variáveis socioambientais determinam as elasticidades da demanda em Cuiabá e Recife.

**Palavras-chave:** Demanda de água. Preços não lineares. Modelo DCC. Elasticidade preço.

## ABSTRACT

This study aims to get the residential water demand under a tariff structure rising prices block to the Mato Grosso capital and Pernambuco in 2008. The method applied is the Structural Model of Discrete Choice Continuous (DCC), with the likelihood function, reflecting on the work developed by Olmstead et al. (2007) and Melo & Jorge Neto (2005, 2007) using the Gretl software. is opposed to the use of econometric methods of OLS and the instrumental variables, for they present limitations regarding the endogeneity of prices, the simultaneity between price paid and amount consumed, among others. The results showed consistency in degree obtained in the price elasticity of demand equal to unity ( $EPD = |-1.0|$ ) to Cuiaba, although not to Reef, since the obtained coefficient greater than unity ( $EPD = |-1.17|$ ) is not consistent with theory. Some evidence may explain this result, as the alternative use of other water catchment sources outside the official distribution network. As for the income elasticity of demand, the results coincide with the international research confirming water as a normal good, income-inelastic, to Cuiaba,  $ERD = 0.17$  and Recife,  $ERD = 0.08$ . The conclusion is that it was achieved to estimate the residential demand due to the water with use of increasing pricing structures block, assuming the existence of virtual income and application of the proposed model, confirming the hypothesis that the tariff structure of prices block and environmental variables determine the demand elasticities in Cuiaba and Recife.

**Keywords:** Water demand. Nonlinear prices. Model DCC. Price Elasticity.

## 1 INTRODUÇÃO

Por ser a água um bem contemporaneamente escasso, de disponibilidade finita e gerador de conflitos para seu acesso, é oportuno o estudo acerca de sua alocação, particularmente por ser um bem fundamental às necessidades humanas, que envolve várias externalidades positivas em seu consumo. Adicionalmente, num país onde a matriz energética assenta-se em hidrelétricas, a questão também transcende para o fornecimento de energia para a população. Nesse contexto, estudar a demanda hídrica no Brasil, a partir da demanda residencial urbana de água nas capitais de dois estados, configura-se no desafio desta pesquisa.

No bojo da estruturação operacional e organizacional do saneamento básico no Brasil, a política de tarifação da água de uso residencial, aplicada pelas concessionárias, baseia-se em dois sistemas, o da Tarifa Social e o do sistema de preços crescentes em bloco, por quantidade consumida de água. No primeiro, é instituído um preço único, aplicado até um dado nível de consumo máximo<sup>1</sup>, visando atender às populações de interesse social para garantir a universalização do acesso ao abastecimento para toda população do país, conforme apregoa a legislação nacional sobre recursos hídricos de 2007. Já no sistema de preços crescentes, aplicado aos demais níveis de consumo, há uma relação entre consumo e tarifa, no qual um maior nível de consumo leva a níveis crescentes de tarifas correspondentes.

Assim, eclode a questão de quais seriam os determinantes do uso urbano residencial da água no Brasil, diante da escassez do recurso. E, além disso, e de forma subsidiária, surge o questionamento sobre se a discriminação de preços nas estruturas tarifárias residenciais de água confere usos mais eficientes e sustentáveis.

Nesse cenário, esta pesquisa busca avaliar a demanda residencial de água em duas capitais do Brasil – Recife-PE e Cuiabá-MT. A escolha dessas duas capitais deveu-se porque ambas possuíam, em 2008, uma segmentação de estrutura tarifária assemelhada. Outro fundamental destaque foi a identificação de que essas capitais se inseriam em regiões que possuem um índice de disponibilidade hídrica de classificação extremamente crítica<sup>2</sup> ( $IDH_{IDR} > 7$ ), conforme Conejo et al. (2009). Essa semelhança estimulou o estudo comparativo nessas duas capitais.

Para a estimação proposta, utilizar-se-á o *Modelo Estrutural de Escolha Discreta Contínua* (DCC), com a função de verossimilhança. Serão utilizados na análise, somente os domicílios com incidência de tarifas não lineares em suas contas de uso da água, cuja variável dependente é quantidade consumida de água domiciliar e as variáveis explicativas selecionadas são as socioeconômicas e também as ambientais.

A partir dessa função demanda é possível determinar: (a) elasticidade-preço e renda; (b) a elasticidade da probabilidade que uma família identificaria em cada torção possível ao longo de sua restrição orçamentária, entre os blocos de preços aplicados; e (c) um efeito-renda secundário, oriundo dos subsídios inframarginais obtidos de mudanças de preços.

A hipótese considerada foi que a demanda residencial urbana de água nas capitais é indicador de usos regionais mais ou menos intensivos do recurso, sendo, portanto, uma importante ferramenta para se evitar a escassez e instruir políticas públicas de sustentabilidade do recurso e gestão eficiente. Nesse contexto, os determinantes que poderiam explicar essa demanda seriam o preço marginal e estrutura tarifária, bem como as características socioambientais das localidades estudadas.

A base de dados que fundamenta o trabalho foi obtida através de informações colhidas em três fontes distintas: a POF-IBGE 2008-2009 para informações sobre renda, características dos domicílios, e quantidade consumida de água<sup>3</sup>; nas agências distribuidoras de água potável, Companhia pernambucana de saneamento (COMPESA) e Companhia de saneamento da capital (SANECAP), que forneceram a estrutura tarifária aplicada em 2008, para Recife e Cuiabá, respectivamente; e,

<sup>1</sup> 10 m<sup>3</sup> para algumas capitais e 15 m<sup>3</sup> para outras.

<sup>2</sup> Tal dado sobre Cuiabá é surpreendente, tendo em vista que o Estado de Mato Grosso é classificado como o terceiro do país em potencial hídrico (km<sup>3</sup>/ano), atrás apenas de AM e PA, e o quinto em disponibilidade hídrica (m<sup>3</sup>/hab./ano), após RO, AM, AP, AC e MT (BRANCO, 2006).

<sup>3</sup> Esses dados foram ponderados pelos pesos respectivos.

finalmente, informações ambientais no Instituto Nacional de Meteorologia / Banco de Dados Meteorológicos para Ensino e Pesquisa (INMET-BDMEP).

O artigo está dividido em cinco seções, com esta introdução, inclusive. A segunda seção apresenta os estados da arte acerca da estimação da demanda residencial urbana de água e suas elasticidades. A terceira questão apresenta os procedimentos metodológicos, a base de dados e suas respectivas estatísticas descritivas. Na quarta seção os resultados empíricos são apresentados. Por fim, as considerações finais deste estudo.

## 2 ESTIMAÇÃO DA DEMANDA RESIDENCIAL URBANA DE ÁGUA E ELASTICIDADES – ESTADOS DA ARTE

Arbués et al. (2003) ponderam que Marshall já destacava a importância da água para o funcionamento, localização e expansão das cidades. E destacam que o seu preço é o instrumento fundamental para controlar a demanda, reconhecendo que estudá-lo é crucial para nortear as políticas públicas no horizonte de planejamento.

Johansson (2000) afirma que existem, na literatura, inúmeros métodos de precificação da água dentre os que buscam um preço ótimo (*first best*), ou mesmo o melhor preço possível (*second best*). Os primeiros são tidos como Pareto-eficientes, enquanto os segundos são determinados quando existem restrições, como a de conferir maior equidade distributiva à sociedade, por exemplo.

Faz-se necessário pontuar que todas as formas de preços, comumente aplicados e analisados na literatura, se referem a preços determinados sobre a *provisão de água*, sem que seja estimado o valor da água bruta, disponível na natureza, ou seja, o valor ambiental do recurso (FARIA e NOGUEIRA, 2004). O pagamento por serviços ambientais, embora teoricamente possível, não se dá pela dificuldade de se isolar os distintos serviços fornecidos por uma dada área geradora do recurso ambiental (CARLEIAL, e CRUZ, 2010). A atribuição do preço de provisão da água observa o princípio da recuperação dos custos, garantindo a sustentabilidade econômico-financeira das concessionárias. Os custos referem-se à captação e à distribuição da água (FARIA e NOGUEIRA, 2004).

Há que se considerar, entretanto, o aspecto distributivo dos recursos hídricos, que pressupõe sua alocação entre as regiões e as categorias de renda da população. A alocação da água de forma equitativa é um pressuposto de modo a garantir justiça social, conforme estabelecido na Lei das Águas, nº 9.433 de 1997. Neste sentido, as políticas de preços devem assegurar a equidade, como a concessão de subsídios ou a adoção de preços escalonados por faixas de consumo e/ou renda (FARIAS e NOGUEIRA, 2004, p. 191). A OECD<sup>4</sup> destaca que os preços, além de instrumentos para obtenção de maior eficiência alocativa, são também instrumentos para se atingir os objetivos de equidade, saúde pública, eficiência ambiental, estabilidade financeira, transparência (Arbués et al., 2003).

No contexto *do second best*, é possível definir uma estrutura de precificação incidente sobre o consumo residencial da água considerando tarifas em bloco, ou de preços não lineares. Olmstead et al. (2007, p. 182), ao investigarem a demanda de água em domicílios norte-americanos, observaram que estas são sensíveis a mudanças nos preços da água, implicando em elasticidade preço da demanda ( $E_{PD}$ ) como uma função da estrutura de preços. Estes autores trabalham com três formas de estruturação de preços da água residencial urbana: (a) *preço marginal uniforme* (PMU); (b) *Increasing block price* (IBP) – cobrança de preços marginais em uma escada ascendente da esquerda para a direita; (c) *Decreasing block price* (DBP) – estruturas de preços em bloco decrescentes dispostas na direção oposta (OLMSTEAD ET AL., 2007, p. 182-183).

Em uma estrutura de mercado de monopólio natural, como é o caso da água, tem-se que o apreamento uniforme não tem caráter discriminatório, o que para o monopolista se caracteriza como uma ineficiência. Alternativamente, o monopolista pode aplicar a discriminação de preços – vendendo unidades adicionais a preços maiores que o Custo Marginal ( $CM_G$ ) a quem estivesse disposto a pagar para obter maiores quantidades para consumo residencial, por exemplo.

<sup>4</sup> Organização para a Cooperação Econômica e Desenvolvimento.

As concessionárias do serviço almejam a maximização do lucro, com aplicação de preços eficientes, superiores ao custo marginal. Por outro lado, entretanto, a regulação do setor, que prevê que os princípios de equidade sejam garantidos, impõe a aplicação da tarifa social às populações de interesse social, conforme assegurado pela Lei Federal nº 11.445, de 2007, devido ao caráter de essencialidade da água para a vida. Assim, a ocorrência de uma tarifação social com preços uniformes, lineares, cumpre a prerrogativa de justiça social como garantia legal, para a população de uma determinada faixa de renda.

Nesse contexto, a partir dessa faixa social de consumo, pode-se argumentar que é factível aumentar o bem-estar social ao se passar de uma tarifa uniforme para uma estrutura tarifária não linear, conforme discutido por Nogueira e Cavalcanti (1996), ao tratarem da determinação de tarifas em empresas de utilidade pública. Ou seja, parte-se de uma tarifa uniforme inicial para a tarifação em bloco, conforme níveis de consumo, ou seja, para *tarifas multipartes*, constituídas por um número  $n$  finito de blocos tarifários, com  $n \geq 2$ , em que cada bloco tarifário seria composto de um encargo fixo  $E$ , comum a todos os blocos, e pelo menos um preço  $p$ , que variaria com a quantidade adquirida  $q$ . (NOGUEIRA e CAVALCANTI, 1996, p. 336).

Com o propósito de apresentar um caso real de adoção desse sistema de tarifação em bloco no Brasil, tem-se o estudo de Ruijs et al. (2008). Estes autores, ao examinarem um modelo de precificação em bloco aplicado à Região Metropolitana de São Paulo<sup>5</sup>. A concessionária estadual (SABESP) adota um sistema de preços em bloco regressivo-progressivo combinado, no qual do segundo para o quinto bloco de consumo, os preços da água vão aumentando progressiva e gradualmente. A discriminação de preços é então feita por setores de uso, por classe de renda e por faixas de consumo.

Hajispyrou et al. (2002) elucidam que a estrutura de preços crescentes em bloco, adotada na maioria dos países ocidentais, apresenta efeitos ambíguos. Eles consideram que o sistema, apesar de ser progressivo, é ineficiente, no tocante a incluir distorções de preços, gerando perda por peso morto (DWL)<sup>6</sup> – que é a perda de bem-estar da sociedade dada pela diferença entre a redução no excedente do consumidor e o aumento no excedente do produtor, diante da ocorrência de um monopólio aplicando discriminação de preços. Este cálculo é importante por mensurar a perda monetária sofrida por uma dada sociedade em decorrência do poder de mercado de uma empresa monopolista.

No tocante à estimação da demanda da água, Melo e Jorge Neto (2005) apontam a importância da estimação de sua função para a implementação de políticas públicas concernentes à regulação, modernização e ampliação do setor de saneamento básico de água e esgoto para o Brasil, posto que ela que permite a obtenção da disposição a pagar do consumidor a partir de seu perfil socioeconômico, e a avaliação do hiato entre o custo econômico (a tarifa) e a disposição a pagar (DAP) para cada nível demandado pelo consumidor. Melo e Jorge Neto (2005, p.2) explicam que uma aplicação dessa análise é a de constatar se é ou não necessária a aplicação de subsídios ou de preços discriminatórios para determinados extratos da população, cuja DAP esteja abaixo do custo médio de provisão da água.

Assim, para se especificar a função demanda da água sob as tarifas multipartes, ou preços combinados entre lineares e os não lineares, a polêmica na literatura centrou-se na seleção de qual variável seria relevante para representar tal preço – se o custo marginal ou o custo médio de provisão. Melo e Jorge Neto (2005) esclarecem que foram Howe e Linaweaver, em 1967, quem utilizaram argumentos persuasivos da literatura econômica para se empregar o custo marginal como a variável relevante para a decisão do consumidor.

Todavia, o método de precificação pelo custo médio – também denominado de regulação por custo dos serviços ou mecanismo de alocação pública de água – era francamente adotado, mesmo apresentando caráter controverso, pois se por um lado apresenta a vantagem de permitir a recuperação dos custos e de ser de fácil implementação, por outro lado apresenta desvantagens – é incapaz de gerar uma alocação eficiente dos recursos hídricos, como elucidam Farias e Nogueira (2004, p. 193).

Em 1975, Taylor já alertava que existiam problemas econométricos de simultaneidade entre preço pago e quantidade consumida e também que o preço médio apresentava tendenciosidade,

<sup>5</sup> Que tem sua distribuição com tendência de racionamento sob a responsabilidade da SABESP (Companhia de Saneamento Básico do Estado de São Paulo S. A.).

<sup>6</sup> Em inglês, Deadweight Loss.

exatamente por ser, ao mesmo tempo, variável independente e também um resultado da divisão da despesa pela quantidade consumida. (ANDRADE ET AL, 1996). Em seu trabalho pioneiro, Taylor afirmava: que na demanda sob preços em bloco, o uso do preço marginal deveria ser preferencial, pelos pressupostos da teoria neoclássica (preços marginais são os mais eficientes); e também que haveria um efeito adicional, o *efeito-renda* adjacente da mudança de preço que se dá quando o consumidor passa de um bloco de consumo para outro. E que essa variável diferença constituiria então, para casos de valores negativos – incidentes sobre o consumo sob o primeiro bloco de preços de água – qual um imposto cobrado ao consumidor; e para casos de valores positivos – a partir do primeiro bloco de preços, qual um subsídio, podendo estimular incrementos de consumo de água (ANDRADE ET AL., 1996).

Assim, além dessa questão da percepção do preço por parte do consumidor, havia também a questão da especificação dos métodos econométricos mais adequados para a demanda residencial por água de forma a enfrentar os problemas de simultaneidade da definição de preço e quantidade.

O uso preferencial de preços médios, apesar das evidências de ineficiência, dava-se para ser possível estimar a demanda e suas elasticidades, aplicando os modelos econométricos lineares, como o método dos mínimos quadrados. Essa estratégia era inadequada e expunha as fragilidades dos resultados assim obtidos. Seria necessária a busca por modelos mais consistentes que se aplicassem a preços não lineares, como os que efetivamente eram aplicados nas estruturas tarifárias das concessionárias de abastecimento de água.

Melo e Jorge Neto (2005) afirmam que, em 1996, Blomquist adotou um método distinto para tratar do problema da não linearidade, primeiramente fazendo a linearização das restrições orçamentárias (RO), para daí então aplicar a técnica dos MQO. Contudo, Melo e Jorge Neto (2005, p. 5) esclarecem que, mesmo assim, isso resultaria em um viés cujas estimativas não seriam consistentes, causado por erros de medição/otimização ou por heterogeneidade das preferências dos consumidores. Ou seja, poderiam ocorrer erros de falta de transcrição, falta de respostas ou mesmo por erros de cálculo – problema grave de viés de especificação. Esse problema só seria resolvido com o uso de variáveis instrumentais (IV).

Para o caso do Brasil, o estudo pioneiro no uso de variáveis instrumentais (IV) na estimação da demanda da água foi o desenvolvido por Andrade et al. (1996). Eles utilizaram o Método *MacFadden*, que corresponde a uma variação do método das variáveis instrumentais, que era então recomendado para a resolução do problema do viés de simultaneidade resultante da tarifação em bloco. Posteriormente, Ruijs et al. (2008), também concordam quanto ao problema da simultaneidade que surge concomitantemente à adoção da variável preço adequada, posto que, no sistema tarifário em bloco, os preços médios e marginais são endogenamente determinados pela quantidade demandada. Esta endogeneidade implica em que as variáveis explicativas e o termo de erro podem ser correlacionados – nesta situação, a estimação do parâmetro (usando MQO) será viesado e inconsistente. Como solução os autores também propõem que se opte preferivelmente pelo uso das técnicas de Variáveis Instrumentais (IV) como MQ2E e MQ3E.

Melo e Jorge Neto (2005) apontam que o avanço na sistematização definitiva de um método econométrico que solucionasse os problemas dos vieses observados na aplicação dos métodos tradicionais aplicados aos preços em bloco, não lineares, deu-se com o método desenvolvido por Burtless e Hausman, em 1978, e por Hausman, em 1985. A vantagem deste método seria porque nele se recorre a todas as restrições orçamentárias, tornando-as não lineares na maximização da utilidade, alterando assim o problema do consumidor – antes se linearizavam as restrições orçamentárias, mesmo com preços não lineares. Além do mais, esse método faculta incluir *um erro residual para representar a heterogeneidade das preferências dos consumidores*. Posteriormente, a formalização econométrica desse modelo seria feita em 1986, por Moffitt, que derivaria uma função de máxima verossimilhança para a estimação de funções de demanda sob conjuntos orçamentários não lineares (de tipo convexo e não convexo), com dois segmentos lineares e um ponto de quebra (MELO e JORGE NETO, 2005, p. 5).

Em 2002, Cavanagh, Hanemann et al. apresentam um enfoque de máxima verossimilhança para a estimação de funções de demanda com K segmentos lineares e k-1 pontos de quebra (torção). Cujos

resultados para a demanda residencial de água apresentavam elasticidade consideravelmente baixa, bem como que a estrutura de preços pode ter maior influência do que a magnitude do preço marginal. Adicionalmente, enfatizaram a importância das características da moradia e as sociodemográficas para explicar a demanda por água.

Assim, considerando o DCC como a melhor alternativa de modelagem, o estudo de Melo e Jorge Neto (2005) na região do semiárido do Nordeste e região norte de MG fazem deles os únicos autores no país que estimaram funções da demanda residencial de água com preços não lineares, sob um contexto de escolhas contínuas e discretas do consumidor. Um trabalho de fôlego que também subsidiará a pesquisa que aqui será aplicada. Destaca-se ainda que até agora não houve nenhum estudo de caso para capitais brasileiras com uso do modelo DCC.

Adotando estas proposições, em 2007, a economista Olmstead une-se a Hanemann e Stavins e apresentam um estudo aplicado sobre a demanda residencial nos EUA e Canadá.

Nesse cenário, Olmstead et al. (2007), trouxeram a abordagem que apresentava a elasticidade-preço da demanda de água dos domicílios como podendo ser uma função da utilidade da escolha ou da estrutura de preços. Eles estimaram um modelo estrutural da demanda de água com restrições orçamentárias lineares por partes<sup>7</sup>. Eles analisam dois aspectos de preços de água que consideraram importantes: a sensibilidade de resposta dos domicílios norte-americanos frente a mudanças nos preços; e se, sob as estruturas de tarifas alternativas, essa sensibilidade, expressa na elasticidade-preço, difere.

Olmstead et al. (2007) esclarecem que na literatura o problema das estimativas OLS foi resolvido com IV, tais como os MQ2E para a oferta de trabalho e demanda de energia. Porém, embora estes modelos analisem curvas de demanda negativamente inclinadas, apresentam duas importantes limitações: (a) os modelos de equações simultâneas permitem apenas estimação de elasticidades condicionais – dentro do bloco de consumo observado; (b) o método IV desconsidera o consumo que famílias incorrem dentro da vizinhança de um ponto de torção – onde não está explícito qual seria o preço marginal que lhe deveria ser atribuído em um modelo contendo um ou mais termos de erro. Poderia então atribuir ou bloco ou outro, ou mesmo soltando-os a partir da amostra. Porém esse tratamento arbitrário das observações contraria a teoria da utilidade. Para estes autores, o modelo de máxima verossimilhança de escolha discreto-contínua (DCC) trataria essas questões, no qual a função de probabilidade logarítmica para  $K > 1$  é dada por (5), em que  $\Phi$  é a função de distribuição cumulativa normal padrão. A primeira soma representa o consumo ao longo de  $K$  segmentos orçamento linear, e o segundo somatório para consumo  $K-1$  torções (OLMSTEAD ET AL., 2007, pp. 186-187).

No Brasil, foram desenvolvidos alguns estudos para a estimação da demanda residencial da água que, com exceção de Melo e Jorge Neto (2005) que aplicaram o DCC, a maioria desses trabalhos foi baseada nos modelos MQO, MQG e no de IV, como o já mencionado trabalho de Andrade et al. (1996), aplicado ao estado do Paraná, e estudos de caso aplicados a estados brasileiros como São Paulo (RUIJIS ET AL., 2008), Paraná (PIZAIA ET AL., 2003)<sup>8</sup>, dentre os mais significativos.

### 3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS E BASE DE DADOS

#### 3.1. O modelo estrutural de escolha discreto-contínua (DCC) – especificação econométrica do modelo de preços em bloco

No Brasil, em alguns municípios aplicam-se *preços uniformes (PU)* quando há ocorrência de *tarifa* em que famílias pagam um preço marginal único volumétrico em todos os níveis de consumo

<sup>7</sup> Os autores entendem que não foram os primeiros a realizarem este tipo de estudo, mas tornam-se mais significativos devido ao tamanho da amostra utilizado: 1.082 domicílios em 11 áreas urbanas nos Estados Unidos e no Canadá, servidos por 16 serviços públicos de água, sob uma estrutura de preços alternativos.

<sup>8</sup> PIZAIA, M. G. et al. *Aplicação de modelos empíricos para a determinação da função demanda residencial por água*. Natal – RN: Anais do XXXV Simpósio brasileiro de pesquisa operacional (SBPO), 2003. Disponível em: <http://www.din.uem.br/sbpo/sbpo2003/pdf/arq0087.pdf>. Acesso em 30.09.2014.

mensal – são preços lineares. Contudo, o que predomina é a adoção de preços marginais mais elevados conforme há maiores quantidades consumidas, resultando em uma função de abastecimento de água parecida a uma escada ascendente da esquerda para a direita – é o caso do *Increasing block price* (IBP), ou seja, preços crescentes em bloco. Neste caso, a cada nível de consumo aplica-se um preço progressivamente maior. Essa é uma estrutura tarifária de preços não lineares.

A determinação desses preços é feita por empresas utilitárias, em regime de monopólio natural; portanto a estrutura de preços é endógena.

A priori, a literatura sobre elasticidade preço da demanda ( $\xi_{PD}$ ) da água indica que, sob IBP, elas são mais elevadas do que as estimativas sob preços marginais lineares. Olmstead et al. (2007), esclarecem que isso ocorre porque ela inclui dois componentes que não são encontrados nas elasticidades sob preço marginal constante, ou seja, sob preço único. Um desses componentes – é a *elasticidade da probabilidade* que uma família identificaria em cada torção possível ao longo de sua restrição orçamentária, e o outro é um efeito-renda secundário, oriundo dos subsídios inframarginais obtidos de mudanças de preços, ou seja, entre uma e outra faixa, há níveis de consumo que não são contemplados por preços especificados para eles, de tal forma a gerar uma renda virtual.

Há uma probabilidade de a família ser sensível à mudança de preços por bloco de consumo e decidir restringir seus gastos de água, promovendo economia na quantidade consumida, caso observe os preços marginais aplicados. Bem como pode obter uma renda virtual, ou subsídio, por mudança de preços.

Sob o enfoque microeconômico, será aplicada a análise da demanda sob um conjunto orçamentário não linear (convexo e não convexo), primeiramente ao derivar um modelo de escolha discreto-contínua (DCC) com o propósito de analisar a decisão simultânea do consumidor sobre sua escolha nos segmentos e pontos de torção (decisão discreta). Em seguida, se derivará a função de máxima verossimilhança para a estimação da demanda sob um conjunto orçamentário não linear com distintos segmentos lineares e pontos de torção.

Para a estimação das elasticidades-preço da demanda sob estrutura de preços IBP, será adotado o procedimento metodológico sugerido por Olmstead et al. (2007), estimando-se a demanda pelo **Modelo Estrutural de Escolha Discreta Contínua (DCC**, na sigla em inglês), somente para domicílios sob IBP's. Inicia adotando uma função de demanda log-log:

$$\ln w = Z\delta + \alpha \ln p + \gamma \ln y + \eta + \varepsilon. \quad (1)$$

Na Equação (1) a variável dependente é o **log** da demanda residencial diária de água (**w**), **p** o preço marginal da água e **y** a renda do domicílio.

Uma característica importante sobre a demanda de água apontada por Olmstead et al. (2007) é que, com exceção da reduzida porção destinada à dessedentação, ela é derivada da demanda principal por *bens e serviços de consumo de água*, como para roupa limpa e uso em banheiros e limpeza da casa, por exemplo. Isso denota que, para além do preço e da renda, os modelos de demanda devem incluir também características domiciliares. Frente a isso, na matriz **Z** serão incluídas as características domiciliares, observações meteorológicas – como temperatura média, índices de precipitação pluvial e evapotranspiração<sup>9</sup> das capitais selecionadas no período estudado –, e efeitos fixos da cidade, que permanecem constantes ao longo do tempo.

O modelo também pressupõe a existência de dois termos de erro: o primeiro deles (**η**) refletirá as distintas preferências de consumo de água das famílias que não seriam explicadas pelas características domiciliares em **Z**. Já a segunda fonte de erro (**ε**) espelha erro aleatório não observável, tanto para o analista quanto para o grupo familiar observado. Do ponto de vista do analista, **ε** captaria erros de otimização e os de medição normal. E que, no âmbito do domicílio, o melhor uso poderia não ser o uso efetivo diante de vazamentos, por exemplo, dentre outros fatores de erro. Adicionalmente, assume-se que os dois erros são independentes e normalmente distribuídos com média zero e variâncias  $\sigma^2_{\eta}$  e  $\sigma^2_{\varepsilon}$ , tal como no modelo proposto por Olmstead et al. (2007).

<sup>9</sup> Forma pela qual a água da superfície terrestre passa para atmosfera no estado de vapor. Tal processo envolve a evaporação da água de superfícies de água livre; dos solos e da vegetação úmida, e a transpiração das plantas. ESALQ/USP, 2009. Disponível em: <http://www.lce.esalq.usp.br/aulas/lce306/Aula8.pdf>. Acesso em: 21-06-2015.

- (a) Para o caso apenas da adoção de preços lineares (PU) para a água – que neste trabalho não será aplicado –, a função de demanda em (1), combinada com termos de erro normais, produziria **uma função de probabilidade logarítmica** convencional para uma regressão log-normal (2), onde  $w$  é o consumo observado de água e  $w^*$  (.) é o consumo ótimo. Maximizando (2), produziria estimativas de parâmetros iguais aos da estimativa de mínimos quadrados ordinários (MQO) / (OLS).

$$\ln L = \sum \ln \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-(s)^2/2)}{\sigma_v} \right), \quad (2)$$

Onde:

$$v = \eta + \varepsilon,$$

$$s = (\ln w - \ln w^*(Z, p, y; \delta, \alpha, \gamma)) / \sigma_v.$$

- (b) Já para o caso da ocorrência de IBP a demanda torna-se mais complexa, ocorrendo uma distinção entre as funções de demanda condicional e incondicional, como apontam Olmstead et al. (2007). Isso porque, com  $K$  blocos, sendo cada um com  $p_k$  preço bloco, os blocos seriam separados por  $K-1$  ponto de comutação ou “torções” denotadas por  $w_k$ . Assim, haveria então uma distinção fundamental entre as funções de demanda condicional e a função de demanda incondicional. A demanda condicional seria a quantidade que o indivíduo consome condicionada ao fato de que seu consumo é no preço-bloco  $k$ . Isto é simplesmente dado pela função de demanda em (1) avaliada no  $p_k$  preço marginal e renda igual a  $\tilde{y}_k = y + d_k$ , onde

$$d_k = \begin{cases} 0 & \text{se } k = 1 \\ \sum_{j=1}^{k-1} (p_{j+1} - p_j) w_k & \text{se } k > 1. \end{cases} \quad (3)$$

Sob a ocorrência dos IBP's, para com as famílias que consomem em qualquer lugar além do primeiro bloco, observa-se a existência de uma *cunha* entre o preço marginal e médio da água. O subsídio implícito das taxas inframarginais é contabilizado pela adição ao lucro a diferença,  $d_k$ , entre o que uma família pagaria se todas as unidades fossem cobradas ao preço marginal, e o que eles realmente pagam. O total dos proventos e  $d_k$  é comumente chamado de "**renda virtual**," aqui denotada  $\tilde{y}_k$ . Há uma função de demanda condicional separada para cada bloco. Por outro lado, não há senão uma única função demanda incondicional, e isso caracteriza a escolha geral do consumidor – não apenas quanto ao consumo condicional em estar em um determinado preço bloco, mas também qual preço bloco para escolher.

Para Olmstead et al. (2007), este complemento de renda para um consumo doméstico no segundo bloco de uma estrutura de preços de três camadas, numa estrutura de preços crescentes em bloco, com três preços marginais diferentes. Observa-se que o consumo se dá entre 0 e  $w_1$ , o preço imposto é de  $P_1$ ; e se estiver entre  $w_1$  e  $w_2$  o preço será de  $P_2$ . Caso o consumo seja superior a  $w_2$ , o preço já será de  $P_3$ .

Assim, tem-se que, para a demanda de água, a fixação de preços por blocos atende a distintos objetivos: (i) incremento da renda das empresas usuárias – públicas, geralmente; (ii) necessidade da redistribuição do bem em relação à sua capacidade de renda e/ou consumo; (iii) desincentivo ao desperdício do recurso (REISS & WHITE, 2002).

Sob este cenário, o consumidor enfrentará uma restrição de renda que não será linear e poderá não ser estritamente convexa. As alternativas para este consumidor serão as de consumir num ponto qualquer dos blocos ou em qualquer dos pontos de corte (onde o preço muda de valor). Dessa forma, o consumo de água (ou quantidade demandada)  $w$  e o consumo dos demais bens  $r$  terá uma curva de restrição orçamentária, conforme explicado por Mamani Paredes (2005, p. 46), onde  $x$  representará o consumo total de bens privados,  $w$  a quantidade consumida de água (em  $m^3$ ),  $w_1$  o nível de consumo no ponto de torção,  $p_1$  o preço da água no primeiro bloco,  $p_2$  o preço da água no segundo bloco, e  $y$  o nível de renda. Disto pode-se depreender que a restrição da renda, considerando-se bens com estrutura de preços em bloco, é não linear e, dependendo dos blocos, essa relação poderá não ser estritamente convexa, o que desencadearia problemas no equilíbrio do consumidor, nas funções de demanda, nas curvas de Engel, dentre outros.



Conforme Mamani Paredes (2005), as equações de renda virtual correspondentes às restrições orçamentárias, assim podem ser expressas:

$$\begin{aligned} y &= p_1 w + x & \text{se } w \leq \bar{w}_1 \\ \tilde{y}_2 &= p_2 w + x, & \text{se } w > \bar{w}_1 \end{aligned}$$

Onde  $\tilde{y}_2 = y + (p_2 - p_1) \bar{w}_1$  seria a renda virtual 2. E que a intersecção dessas duas equações descritas gera uma fronteira de orçamentos não lineares, conforme demonstrada na Figura 1, onde é feita a representação da restrição orçamentária em um sistema de dois níveis de IBP em um conjunto hipotético de curvas de indiferença. Mamani Paredes (2005) explica que em cada bloco haverá uma fronteira linear definida pela renda virtual  $\tilde{y}_i$  e o preço  $p_i$ . Ou seja, é linear por partes, sendo que a primeira parte coincide com o segmento 1 e a segunda parte, com o segmento 2.

Assim, quando os preços da água apresentam-se em bloco (IBP), os consumidores defrontam uma restrição orçamentária (R.O.) linear por partes, conforme também apontam Olmstead et al (2007). Observa-se que o consumidor possui três opções de consumo: (A) no interior do segmento 1; (B) no interior do segmento 2; (C) ou no ponto extremo de intersecção, na quantidade em que se dá o incremento do preço marginal.

A partir deste conjunto de restrições orçamentárias, pode-se escrever a função demanda condicional para  $W$  como:

$$\begin{aligned} w &= g(p_1, y, z) & \text{se } w \leq \bar{w}_1. \\ w &= \bar{w}_1 & \text{se } w = \bar{w}_1 \\ w &= g(p_2, \tilde{y}_2, z) & \text{se } w > \bar{w}_1 \end{aligned}$$

Onde  $g(p, y, z)$  é a função de demanda de maximização da utilidade; que é uma função do preço marginal da água  $p$ , renda  $y$  e de um vetor  $z$  representando características individuais de consumo. Esta função é chamada de condicional porque descreve a escolha de  $W$  condicionada à escolha dos segmentos e o ponto de quebra ou de torção.

O consumidor então se defronta com três alternativas: situar-se no segmento 1, no 2 ou no ponto de torção, ou ponto de quebra. Sob a hipótese de convexidade estrita das curvas de indiferença do consumidor,  $w$  será assim determinada conforme descrito por Mamani Paredes (2005, p. 47):

- (i) Se a tangência entre a inclinação da restrição orçamentária e a inclinação da curva de indiferença ocorrer quando a fronteira de orçamentos for dada pela inclinação da renda virtual 1, então  $w = g(p_1, y, z)$ ;
- (ii) Similarmente, se a tangência entre a inclinação da restrição orçamentária e a inclinação da curva de indiferença ocorrer quando a fronteira de orçamentos for dada pela inclinação da renda virtual 2, então  $w = g(p_2, y_2, z)$ ;
- (iii) Finalmente, caso a tangência entre as curvas ocorrer fora da fronteira orçamentária, que constituem pontos inatingíveis diante da restrição orçamentária do consumidor, então o consumo de água será localizado no ponto de quebra, ou de torção.

A fixação de preços por blocos são estruturas de preços que caracterizam a função de oferta de certos bens. Tais estruturas de preços são de ordem não linear, posto que os preços são fixados segundo os níveis de consumo.

No caso da demanda da água, a fixação de preços por blocos responde a distintos objetivos: (a) aumento da receita das empresas governamentais; (b) a necessidade da redistribuição do bem em relação à capacidade consumo; e (c) desincentivar o desperdício do recurso (REIS & WHITE, 2002).

Exemplificando essa relação, algebricamente, descreve-se assim a restrição orçamentária, sob IBP's:

$$\begin{aligned} Y_1 &= p_1 w + c & w \leq w_1 \\ Y_2 &= p_1 w_1 + p_2(w - w_1) + c & w_1 < w \leq w_2 \\ Y_3 &= p_1 w_1 + p_2(w_2 - w_1) + p_3(w_3 - w_2) + c & w > w_2 \end{aligned}$$

Onde:  $Y$  = renda destinada ao consumo de água;  $P_i$  = preço marginal;  $W_i$  = bloco de consumo. Nesse cenário, o consumidor, então, pagaria por cada bloco os seguintes valores:

$$Y_1 = P_1 W + C \text{ se } w \leq w_1; \tilde{Y}_2 = P_2 W + C \text{ se } w_1 < w \leq w_2; \tilde{Y}_3 = P_3 W + C \text{ se } w > w_2$$

Observa-se que a chamada “renda virtual” representa a diferença entre o que o consumidor efetivamente paga e o que ele deveria pagar constituindo-se então como um subsídio para aqueles consumidores que localizam seu consumo acima do primeiro bloco. Este valor também é conhecido com “valor de transferência”, conforme demonstrado nas seguintes funções de demanda:

$$D_1 = Y_1 - \tilde{Y}_1 = 0$$

$$D_2 = Y_2 - \tilde{Y}_2 = p_1 w_1 + p_2 (w - w_1) + C - p_2 w - C$$

$$\rightarrow D_2 = p_1 w_1 - p_2 w_1 = (p_1 - p_2) w_1$$

$$D_3 = Y_3 - \tilde{Y}_3 = p_1 w_1 + p_2 (w_2 - w_1) + p_3 (w - w_2) + C - p_3 w - C$$

$$\rightarrow D_3 = (p_3 - p_2) w_2 + (p_2 - p_1) w_1$$

A questão da maximização da utilidade do consumidor pode ser analisada via uso da seguinte função indireta de utilidade:

$$V(p, y) = \max U(W, x) = \max [g(p, y), y - pg(p, y)]$$

Onde  $V(p, y)$  é a função indireta de utilidade e  $U(W, x)$  é a função de utilidade direta. Ao se comparar os valores destas funções de utilidade para distintos níveis de preços e renda, chega-se aos resultados, conforme mostrados na Figura 3:

$$\begin{aligned} w < \bar{w}_1, & \text{ se } U(\bar{w}_1, x^*) < V(p_1, y) > V(p_2, \tilde{y}_2) \\ w > \bar{w}_1, & \text{ se } U(\bar{w}_1, x^*) < V(p_2, \tilde{y}_2) > V(p_1, y) \\ w = \bar{w}_1, & \text{ se } V(p_1, y) < U(\bar{w}_1, x^*) > V(p_2, \tilde{y}_2) \end{aligned}$$

Mamani Paredes (2005, p. 51) esclarece que, na existência de restrição orçamentária não linear e heterogeneidade nas preferências do consumidor, a forma funcional da função de demanda completa ou modelo de escolha discreto-contínua deve considerar dois erros: a heterogeneidade de preferências para consumo entre as famílias e o erro de medição. A primeira fonte de erro – heterogeneidade – é representada pela letra grega  $\eta$ , e agrega as características do agregado familiar observáveis do lugar, mas não do economista, que influenciam o consumo. Já a segunda fonte de erro – de medição, de otimização ou de percepção,  $\varepsilon$  – surge no contexto da fixação do preço em blocos, nos quais a escolha verdadeira dos blocos de consumo (escolha discreta) e a escolha da quantidade (decisão contínua) são desconhecidas.

Mamani Paredes (2005, p. 51) destaca que a forma funcional da função de demanda completa ou modelo de escolha discreto-contínua resulta em:

$$w = D_1 [g(p_1, y, z, \theta) + \eta] + D_2 [g(p_2, \bar{y}_2, z, \theta) + \eta] + (1 - D_1 - D_2) \bar{w}_2 + \varepsilon$$

$$D_1 = 1 \text{ se } \bar{D}_1 > 0, \quad \bar{D}_1 = 0 \text{ em outro caso}$$

$$D_2 = 1 \text{ se } \bar{D}_2 > 0, \quad \bar{D}_2 = 0 \text{ em outro caso}$$

$$\bar{D}_1 = 1 \text{ se } \bar{W}_1 - g(p_1, y, z, \theta) - \eta$$

$$\bar{D}_2 = -g(p_2, \bar{y}_2, z, \theta) - \eta - \bar{W}_1$$

Sobre as funções demanda condicional e incondicional, OLMSTEAD, HANEMANN & STAVINS (2007, p. 186) esclarecem que, por hipótese, caso a escolha de um domicílio se dê quando  $K=2$  e  $x$  for o consumo de todos os outros bens que não seja a água, então se a demanda domiciliar de água, condicionada a estar no Bloco 1, for menor do que o ponto de torção  $w_I$ , então esta é também a sua demanda incondicional, e o domicílio vai consumir no primeiro bloco (por exemplo, a curva A). Contudo, caso a demanda condicional associada ao bloco 2 exceder  $w_I$ , então a demanda incondicional coincide com a demanda condicional para o bloco 2, e o domicílio vai consumir no segundo bloco (curva B).

Outra possibilidade de ocorrência se daria, segundo esses autores (2007, p. 186), caso o agregado familiar consumisse exatamente no ponto torção,  $w_I$  (curva C, Fig. 3). Isso ocorreria caso tanto a função de demanda condicional para o bloco 1 gerasse uma demanda maior do que  $w_I$  e caso a função de demanda condicional para o bloco 2 gerasse demanda menor do que  $w_I$ . Nessa circunstância, a demanda incondicional seria  $w_I$  com o ajuste de erro aleatório ( $\varepsilon$ ). Tais domicílios gostariam de localizarem-se em qualquer uma das linhas pontilhadas estendendo os dois segmentos do orçamento do ponto de torção na Fig. 3, porém tais escolhas não estão disponíveis para eles.

Essas situações descritas são captadas pela Equação (4) – a demanda condicional, em função de demandas condicionais e pontos de torção (ou ponto de quebra, ou de quina), onde  $w$  é o consumo observado,  $w^*_k(Z, p_k, \tilde{y}_k; \delta, \alpha, \gamma)$  é o consumo ideal no bloco  $k$ , e  $w_k$  é o consumo no ponto de torção  $k$ . Um cuidado a ser observado é o de que, dada a determinação simultânea de consumo e preço bloco, caso seja empregada uma especificação típica estocástica de único erro – e não de dois erros, como recomendado –, o tamanho do termo de erro, preço marginal, e rendimentos virtuais serão sistematicamente correlacionado.

Quando se está diante de problemas de blocos de preços, a escolha discreto-contínua proposta inicialmente por Hanemann (1984), Hewitt e Hanemann (1995) e, posteriormente, por Olmstead, Hanemann e Stavins (2007), consiste basicamente na estimação de uma *função de máxima verossimilhança* especificada por dois erros estocásticos<sup>10</sup>:

$$\ln w = Z\delta + \alpha \ln p + \beta \ln \tilde{Y} + \eta + \varepsilon. \quad (4)$$

Onde:

$W$  = consumo de água, observado em cada família de consumidores;  $Z$  = matriz que representa uma série de variáveis exógenas que influenciam o consumo do bem e variáveis de efeitos fixos por município;  $P$  = preços marginais da água;  $\tilde{Y}$  = renda virtual;  $\eta$  = o consumo heterogêneo de água, devido às preferências entre as famílias, não explicadas pelas características de uso doméstico ( $Z$ );  $\varepsilon$  = termo de erro do modelo.

Assim, há a equação da demanda do modelo por bloco de preços crescentes, onde:

$$\ln w = \begin{cases} \ln w^*_1(Z, p_1, \tilde{y}_1; \delta, \alpha, \gamma) + \eta + \varepsilon & \text{Se } -\infty < \eta < \ln w_1 - \ln w^*_1(Z, p_1, \tilde{y}_1; \delta, \alpha, \gamma) \\ \ln w_1 + \varepsilon & \text{Se } \ln w_1 - \ln w^*_1(Z, p_1, \tilde{y}_1; \delta, \alpha, \gamma) < \eta < \ln w_1 - \ln w^*_2(Z, p_2, \tilde{y}_2; \delta, \alpha, \gamma) \\ \ln w^*_2(Z, p_2, \tilde{y}_2; \delta, \alpha, \gamma) + \eta + \varepsilon & \text{se } \ln w_{k-1} + \varepsilon - \ln w^*_{k-1}(Z, p_{k-1}, \tilde{y}_{k-1}; \delta, \alpha, \gamma) < \eta < \ln w_{k-1} - \ln w^*_k(Z, p_k, \tilde{y}_k; \delta, \alpha, \gamma) \\ \ln w_2 + \varepsilon & \text{Se } \ln w_2 - \ln w^*_2(Z, p_1, \tilde{y}_1; \delta, \alpha, \gamma) < \eta < \ln w_2 - \ln w^*_3(Z, p_3, \tilde{y}_3; \delta, \alpha, \gamma) \\ \ln w^*_3(Z, p_3, \tilde{y}_3; \delta, \alpha, \gamma) + \eta + \varepsilon & \text{Se } \eta > \ln w_2 - \ln w^*_3(Z, p_3, \tilde{y}_3; \delta, \alpha, \gamma) \\ \dots & \\ \ln w^*_k(Z, p_k, \tilde{y}_k; \delta, \alpha, \gamma) + \eta + \varepsilon & \text{Se } \ln w_{k-1} + \varepsilon - \ln w^*_{k-1}(Z, p_{k-1}, \tilde{y}_{k-1}; \delta, \alpha, \gamma) < \eta < \infty \end{cases}$$

Onde  $(\delta, \alpha, \gamma) = \theta$  e  $w^*_k(.)$  é o consumo ótimo da água ou o ponto de quebra do bloco de consumo. Procedendo-se a deduções matemáticas, chega-se então à equação que permitirá a obtenção da função de demanda sob uma estrutura de preços escalonados, como os IBP's. Os parâmetros estimados, a partir desta equação, servirão de base para o cálculo da demanda incondicional esperada, bem como para obter a elasticidade-preço da demanda (OLMSTEAD ET AL, 2007, p. 187):

<sup>10</sup> Moffitt (1986) apresenta a derivação de uma função de máxima verossimilhança para a estimação da demanda sob um conjunto de preços não lineares, convexos, com 2 blocos e um ponto de quina.

$$\ln L = \sum \ln \left[ \frac{\sum_{k=1}^K \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-(s_k)^2/2)}{\sigma_v} \right) (\phi(r_k) - \phi(n_k))}{+ \sum_{k=1}^{K-1} \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-(u_k)^2/2)}{\sigma_\varepsilon} \right) (\phi(m_k) - \phi(t_k))} \right], \quad (5)$$

Onde:

$$\begin{aligned} v &= \eta + \varepsilon, \quad t_k = (\ln w_k - \ln w_k^*(.))/\sigma_\eta, \\ \rho &= \text{corr}(v, \eta), \quad r_k = (t_k - \rho s_k)/\sqrt{1 - \rho^2}, \\ s_k &= (\ln w_i - \ln w_k^*(.))/\sigma_v, \quad m_k = (\ln w_k - \ln w_{k+1}^*(.))/\sigma_\eta, \\ u_k &= (\ln w_i - \ln w_k)/\sigma_\varepsilon, \quad n_k = (m_{k-1} - \rho s_k)/\sqrt{1 - \rho^2}. \end{aligned}$$

Desse modo, o **DCC**, com a função de verossimilhança, um modelo estrutural de escolha que acomoda as restrições orçamentárias lineares por partes – é então o *modelo de linha de base* que aqui será adotado, sendo que a Equação (2) se aplicaria a famílias de baixa renda sob UP's<sup>11</sup> e a Equação (5) para as demais famílias sob IBP's.

Adicionalmente, será estimada a elasticidade-preço da demanda de água nos domicílios urbanos que enfrentam preços em blocos crescentes (IBP's). Elasticidade-preço sob IBP's normalmente é modelada como a mudança na demanda que resulta de uma variação de 1% em todos os preços marginais de uma só vez.

Será aplicado assim, o *modelo estrutural de escolha discreto-contínua* (DCC, na sigla em inglês) para obter as respostas e subsidiar a abordagem analítica – visando obtenção da função demanda e das elasticidades preço de demanda.

Tradicionalmente as análises de demanda residencial da água no Brasil têm sido realizadas com a opção pelo uso de preços médios. Nesta pesquisa, a opção se centrará na dos preços marginais. Assim, estrutura de preços a ser analisada será a dos preços crescentes escalonados, ou em blocos, ou *increasing-block prices* (IBP's), estrutura internacionalmente mais comum para a precificação da água e aferida como a de maior eficiência (OLMSTEAD, 2010).

### 3.2. Dados – descrição e estatísticas

Para a estimação da função demanda residencial de água nas duas capitais brasileiras estudadas – Cuiabá-MT e Recife-PE – as variáveis explicativas selecionadas serão: *variáveis econômicas* (renda, preço marginal), *variáveis sociais* (quantidade de moradores por domicílio, características do domicílio, escolaridade) e *variáveis ambientais* (evapotranspiração, umidade, temperatura, sazonal dummy) para cada capital estudada.

Como os dados baseiam-se na pesquisa de orçamento familiar brasileira de 2008, um levantamento amostral periódico, aplicado junto a famílias brasileiras, específicos para as capitais selecionadas, ao fazer a seleção e a ponderação dos dados pelos pesos específicos destes, conforme as variáveis selecionadas constatou-se que não foram obtidos preços únicos para Cuiabá e, para Recife, somente três observações foram encontradas. Diante disso, concentrou-se tão somente na estrutura tarifária de preços em bloco crescentes, encontradas nas duas capitais. Destaca-se que não foram tomados dados referentes a regiões metropolitanas, mas tão somente às capitais citadas.

Assim, serão adotadas estruturas tarifárias não uniformes constituídas por um número  $n$  finito de blocos tarifários, com  $n \geq 2$ . Nelas, o preço  $p$  varia com a quantidade adquirida  $q$ . O software utilizado para a estimação do modelo foi o GRETL.

A estrutura tarifária obtida junto às concessionárias para Recife-PE – Companhia Pernambucana de Saneamento (COMPESA), e Cuiabá-MT – Companhia de Saneamento da Capital (SANECAP), possui a característica de terem tarifas progressivas conforme aumentam os níveis de consumo de água, conforme se constata na Tabela 1 a seguir:

<sup>11</sup> Neste trabalho não será adotado, pois se restringiu tão somente à série de preços crescentes em bloco, não lineares.

**Tabela 1: Estrutura tarifária de Cuiabá-MT e Recife-PE, em 2008.**

BLOCOS DE PREÇO	QUANTIDADE CONSUMIDA POR BLOCO DE PREÇO	TARIFA APLICADA POR BLOCO DE PREÇO (R\$)		COMPARAÇÃO RELATIVA ENTRE PREÇOS	
		CUIABA	RECIFE	CUIABA	RECIFE
P0	TSF	8.00	8.56	6.50% Menor	7.00 % Maior
P1	w <sub>1</sub>	1.12	2.15	47.91% Menor	27.98% Maior
P2	w <sub>2</sub>	1.68	2.47	31.98% Menor	47.02% Maior
P3	w <sub>3</sub>	2.80	2.94	4.76% Menor	5.00% Maior
P4	w <sub>4</sub>	3.70	4.03	8.19% Menor	8.92% Maior
P5	w <sub>5</sub>	5.56	4.79	16.07% Menor	13.85% Menor

(\*) TSF = tarifa social fixa

Fonte: SANECAP, 2015; COMPESA, 2014. Adaptado, 2016.

Observa-se que os preços em Cuiabá e Recife são distintos dos observados por Olmstead et al. (2007), que registram preços significativamente maiores no primeiro bloco de preços objetivando garantir a cobertura dos custos fixos. Em ambas as capitais, os preços são progressivos e o primeiro bloco possui o menor nível dos preços aplicados. Observa-se também que os preços então adotados em Recife eram maiores que os de Cuiabá em todos os blocos, com exceção do quinto bloco. Por ser uma região que, tradicionalmente, tem enfrentado a menor disponibilidade hídrica do país e que possui uma companhia estadual de abastecimento de água – seus preços refletirão objetivos de uso mais regrado do recurso hídrico, e seriam aplicados a todos os municípios do Estado, indistintamente, sem observar se do litoral ou do sertão pernambucano. Já Mato Grosso não possuía mais companhia estadual desde o ano 2000, daí o preço aplicado pela companhia municipal se restringir tão somente à Cuiabá, observando então as especificidades locais.

Tanto os preços quanto as quantidades consumidas de água foram linearizadas e nessa estrutura tarifária apresentada, foram tomados cinco blocos de preço, linearizados ( $lpr_1 - lpr_5$ ) e quatro pontos de quina (quebra):

- ⇒ Segmento 1 ( $0 < \text{segm} < 10$ ); Segmento 2 ( $10 < \text{segm} < 20$ ); Segmento 3 ( $20 < \text{segm} < 30$ ); Segmento 4 ( $30 < \text{segm} < 40$ ); Segmento 5 ( $\text{segm} > 40$ ) →  $s1 + s2 + s3 + s4 + s5$ .
- ⇒ 1º Ponto de quina: ponto 10; 2º Ponto de quina: ponto 20; 3º Ponto de quina: ponto 30; 4º Ponto de quina: ponto 40 →  $k1 + k2 + k3 + k4$ .
- ⇒ A função de máxima verossimilhança (ML) foi assim aplicada:
- ⇒  $ML = \text{Log}(s1 + s2 + s3 + s4 + s5 + k1 + k2 + k3 + k4)$  parâmetros alfa1 – alfa 20 eta eps.
- ⇒ Para os pontos de quina, foram obtidas cinco rendas virtuais, linearizadas:  $lyv_1, lyv_2, \dots, lyv_5$ .

A seguir, o quadro demonstrativo das variáveis selecionadas para a estimação.

**Quadro 1: Variáveis selecionadas para o Modelo de Escolha Discreto-contínua (DCC) e siglas aplicadas ao GRETL**

ALFA ( $\alpha$ )	SIGLAS GRETL	SIGLAS	VARIÁVEIS AJUSTADAS AO MODELO DCC	FONTES
VARIÁVEL TRATADA (Y)				
lw		Wt	Quantidade final de água consumida	POF-IBGE
VARIÁVEIS HIPOTÉTICAS DE CONTROLE				
Alfa 1			Constante	
Alfa 2	Pr <sub>i</sub>	pr <sub>1</sub> – pr <sub>5</sub>	Preço marginal (em 5 blocos de preço)	COMPESA/SANECAP
Alfa 3	Yv <sub>i</sub>	yv <sub>1</sub> – yv <sub>5</sub>	Renda virtual (em 5 blocos de consumo)	POF-IBGE
Alfa 4	QM	Q_moradores	Quantidade de Moradores no domicílio	POF-IBGE
Alfa 5	TD	T_Domicilio	Tipo de Domicílio (casa, apartamento, outros)	POF-IBGE
Alfa 6	QC	Q_Comodos	Quantidade de Cômodos	POF-IBGE
Alfa 7	PA	Prov_Agua	Proveniência da água (rede geral, poço ou nascente, outra)	POF-IBGE

Alfa 8	QB	Q_Banheiros	Quantidade de Banheiros	POF-IBGE
Alfa 9	AE	Anos_Estud	Anos de estudos	POF-IBGE
Alfa 10	TDP	tam_dom_peq	Tamanho do domicílio: pequeno	POF-IBGE
Alfa 11	TDM	tam_dom_med	Tamanho do domicílio: médio	POF-IBGE
Alfa 12	ECH	est_chuva	Estação sazonal de chuva (Seca 0, Chuva 1)	INMET-BDMEP/POF-IBGE
Alfa 13	EVR	Evapo_real	Evaporação Real.	INMET-BDMEP
Alfa 14	TM	Temp_max	Temperatura Máxima	INMET-BDMEP
Alfa 15	UR	Umid_rel	Umidade Relativa	INMET-BDMEP

Fonte: Elaboração própria, 2016.

Sobre as variáveis relacionadas no Quadro 1 há que se fazer algumas considerações: (a) O preço marginal por bloco de consumo foi obtido junto às companhias de abastecimento de água. Admite-se que teoricamente, pelo *mainstream*, preço e quantidade consumida mantêm uma relação inversa, ou seja, correlação negativa, e que em relação ao preço, a água é um bem com grau de alta essencialidade e de restrita substitubilidade; (b) A renda por moradores dos domicílios representa a renda *per capita* mensal, em valores de moeda real R\$/a.m. Admite-se a água como um bem normal, com uma correlação positiva entre quantidade consumida e renda; (c) O tamanho dos domicílios foi obtido como um Proxy da quantidade de banheiros e quantidade de cômodos; (d) Com a classificação dos meses de ocorrência de chuvas e secas durante 2008-2009, em Recife e em Cuiabá fornecidos pelo INMET-BDMEP, cruzando com o período real da coleta, foi possível classificar os períodos mensais da estação de chuva como uma variável *dummy*.

A Tabela 2 traz a estatística descritiva dos dados e, conforme já destacado por Melo & Jorge Neto (2005, p.11), percebe-se que o sistema de tarifação em bloco de preços faculta *o agrupamento de observações em torno dos pontos de mudança de faixas de consumo*, ou seja, nos pontos de quina, referente a escolhas feitas pelos consumidores de água. Nesta tabela pode-se observar que tanto em Cuiabá – consumo mensal total de água em 139 m<sup>3</sup> –, quanto em Recife – consumo total de água em 154 m<sup>3</sup> –, é exatamente na 1ª quina de consumo de 10 m<sup>3</sup> que há uma concentração em torno de 28%, ficando Cuiabá com 56 m<sup>3</sup> de consumo nessa quina, enquanto Recife com 97 m<sup>3</sup> nessa faixa. Também no nível de consumo mensal de água de até 10 m<sup>3</sup>, Cuiabá possui uma frequência acumulada (FA) de consumo mensal de água de 44,60% enquanto Recife possui uma FA relativamente maior, de 69,50%.

O consumo entre Cuiabá e Recife distingue-se na concentração por faixa de consumo: enquanto Recife atinge 88% de consumo na faixa de até 20 m<sup>3</sup>, Cuiabá atingirá 89,3% na faixa imediatamente superior até menos de 30 m<sup>3</sup>, ou seja, consome mensalmente maior quantidade de água.

**Tabela 2: Distribuição da variável quantidade consumida de água – Cuiabá e Recife, 2008-2009.**

Nível	Bloco de consumo de água (m <sup>3</sup> )	Cuiabá			Recife		
		Quantidade consumida de água de (W <sub>C</sub> )	Frequência relativa (FR%)	Frequência acumulada (FA%)	Quantidade consumida de água de (W <sub>R</sub> )	Frequência relativa (FR%)	Frequência acumulada (FA%)
1	0 ≤ w <sub>1</sub> < 10	83	16.5%	16.5%	57	41.5%	41.5%
2	w <sub>k1</sub> = 10	56	28.1%	44.6%	97	28.0%	69.5%
3	10 < w <sub>2</sub> < 20	31	25.2%	69.9%	87	15.5%	85.0%
4	w <sub>k2</sub> = 20	6	6.7%	76.5%	23	3.0%	88.0%
5	20 < w <sub>2</sub> < 30	15	12.8%	89.3%	44	7.5%	95.5%
6	w <sub>k3</sub> = 30	3	2.6%	91.9%	9	1.5%	97.0%
7	30 < w <sub>2</sub> < 40	4	3.2%	95.1%	11	2.0%	99.0%
8	w <sub>k4</sub> = 40	0	1.4%	96.5%	5	0.0%	99.0%
9	w <sub>5</sub> > 40	2	3.5%	100.0%	12	1.0%	100.0%
–	Número de observações	200	100.0%	100.0%	345	100.0%	100.0%

Fonte: Elaboração própria, 2016.

Na Tabela 3 a seguir, verifica-se que em Cuiabá, 31,49% compreendem moradores que se concentram em domicílios pequenos; mas a maior concentração de moradores está dentre os moradores de domicílios médios 47,91%, enquanto que nos domicílios grandes encontram-se 20,60%

dos moradores, conforme apontam os dados da amostra estudada.

Estabelecendo-se a relação “quantidade de moradores por tamanho de domicílio” pode-se observar que para os domicílios pequenos (TDP) a concentração se dá até o 3º nível de consumo de água, onde 300 moradores, isto é, 81,1% consomem até menos de 20m³/a.m. Já para os domicílios médios (TDM) a concentração expande-se até o 5º nível de consumo de água, onde 499 moradores, isto é, 88,7% consomem até menos de 30m³/a.m. Também para os domicílios grandes (TDG) a concentração expande-se até o 5º nível de consumo de água, onde 213 moradores, isto é, 88,1% consomem até menos de 30m³/a.m.

**Tabela 3: Distribuição da quantidade de moradores e de domicílios por nível de consumo de água para Cuiabá – MT, 2008-2009.**

AN, 2000-2007											
Nível	Bloco de consumo de água (m³)	(QM)	(TDP)	(TDM)	(TDG)	(QM/TDP)	(QM/TDM)	(QM/TDG)			
1	$0 \leq w_1 < 10$	173	30	20	7	81	21.9%	68	12.1%	24	9.9%
2	$w_{k1} = 10$	339	36	35	26	128	34.6%	122	21.7%	89	36.8%
3	$10 < w_2 < 20$	304	27	48	12	91	24.6%	174	30.9%	39	16.1%
4	$w_{k2} = 20$	83	5	13	5	15	4.1%	49	8.7%	19	7.9%
5	$20 < w_2 < 30$	159	12	21	11	31	8.4%	86	15.3%	42	17.4%
6	$w_{k3} = 30$	27	2	4	3	5	1.4%	14	2.5%	8	3.3%
7	$30 < w_2 < 40$	31	0	7	4	0	0.0%	19	3.4%	12	5.0%
8	$w_{k4} = 40$	21	0	4	1	0	0.0%	16	2.8%	5	2.1%
9	$w_5 > 40$	38	7	4	1	19	5.1%	15	2.7%	4	1.7%
	TOTAIS	1.175	119	156	70	370	100%	563	100.0%	242	100.0%

(QM) – Quantidade de Moradores por domicílio; (TDP) – Quantidade de domicílios com tamanho pequeno; (TDM) – Quantidade de domicílios com tamanho médio; (TDG) – Quantidade de domicílios com tamanho grande; (QM/TDP) – Quantidade de Moradores por tamanho de domicílio pequeno; (QM/TDM) – Quantidade de Moradores por tamanho de domicílio médio; (QM/TDG) – Quantidade de Moradores por tamanho de domicílio grande.

Fonte: Elaboração própria, 2016.

Já na Tabela 4 apresentada, pode-se observar que para Recife a relação se dá de modo peculiar, pois, independente do tamanho do domicílio, a maior concentração se dá majoritariamente até o 3º nível do consumo de água, ou seja, até menos de 30m³/a.m., sendo para TDP 82,4%; TDM 82,2% e TDG 85,6%, totalizando 557 moradores, ou seja, 83% do total de moradores de Recife, onde 34,03% moram em domicílios pequenos, 41,19% em moradias de tamanho médio e, por fim, 24,78% referem-se a domicílios grandes. Destaca-se que a variável “tamanho de domicílio” foi deduzida de uma *proxy* entre as variáveis ‘quantidade de banheiros’ e ‘quantidade de cômodos’, obtidas na POF 2008-2009. Comparativamente, observa-se que em Cuiabá o consumo mensal de água é maior que o de Recife.

**Tabela 4: Distribuição da quantidade de moradores e de domicílios por nível de consumo de água para Recife – PE, 2008-2009.**

2000-2007											
Nível	Bloco de consumo de água (m³)	(QM)	(TDP)	(TDM)	(TDG)	(QM/TDP)	(QM/TDM)	(QM/TDG)			
1	$0 \leq w_1 < 10$	247	33	26	24	94	41.2%	83	30.1%	70	42.2%
2	$w_{k1} = 10$	185	18	27	11	63	27.6%	89	32.2%	33	19.9%
3	$10 < w_2 < 20$	125	8	15	8	31	13.6%	55	19.9%	39	23.5%
4	$w_{k2} = 20$	16	3	2	1	8	3.5%	6	2.2%	2	1.2%
5	$20 < w_2 < 30$	65	5	6	4	24	10.5%	23	8.3%	18	10.8%
6	$w_{k3} = 30$	7	2	1	0	4	1.8%	3	1.1%	0	0.0%
7	$30 < w_2 < 40$	16	0	3	1	0	0.0%	12	4.3%	4	2.4%
8	$w_{k4} = 40$	0	0	0	0	0	0.0%	0	0.0%	0	0.0%
9	$w_5 > 40$	9	1	1	0	4	1.8%	5	1.8%	0	0.0%
	TOTAIS	670	70	81	49	228	100.0%	276	100.0%	166	100.0%

(QM) – Quantidade de Moradores por domicílio; (TDP) – Quantidade de domicílios com tamanho pequeno; (TDM) – Quantidade de domicílios com tamanho médio; (TDG) – Quantidade de domicílios com tamanho grande; (QM/TDP) – Quantidade de Moradores por tamanho de domicílio pequeno; (QM/TDM) – Quantidade de Moradores por tamanho de domicílio médio; (QM/TDG) – Quantidade de Moradores por tamanho de domicílio grande.

Fonte: Elaboração própria, 2016.

Para avaliar a quantidade de cômodos por número de moradores em Recife e Cuiabá, por nível

de consumo de água (QM/QC), observa-se que as unidades domiciliares em Cuiabá, cujo número de cômodos *per capita* é maior, estão no nível 7 do intervalo de consumo de 30 a 40 m<sup>3</sup> mensal de água. Já em Recife, situam-se no nível 6 exatamente no ponto de quina de consumo de 30 m<sup>3</sup> a.m.

## 4 RESULTADOS EMPÍRICOS

Foram rodados os modelos DCC tanto para Cuiabá como para Recife, com o propósito de obter a função demanda e as elasticidades preço e renda, respectivas, aplicando o método da máxima verossimilhança, numa amostra de dados obtida junto à POF 2008-2009.

Este trabalho partiu das análises e considerações propostas por Olmstead et al. (2007), contudo, durante o processo de aplicação do modelo para a estimação da função demanda de água sob os preços não lineares, os procedimentos econométricos adotados por Melo & Jorge Neto (2005, 2007) foram os que nortearam este trabalho, embora o software por eles utilizado tenha sido o Eviews, a opção aqui foi pelo software livre GRETTL 2016<sup>12</sup>.

Os resultados fundamentais da estimação baseada no modelo de escolha discreto-contínua – DCC, conforme demonstrado, serão apresentados separadamente para Cuiabá e para Recife, ensejando posterior comparação entre os resultados obtidos. Para tal foi aplicada a constante na função-demanda, de modo a considera-la ‘função com intercepto’ Essa distinção deve-se para a obtenção do ótimo de Pareto ao aplicar os critérios que conferem robustez aos resultados, ou o não ótimo, mas o melhor possível obtido (*second best*). Aqui então, foi obtida uma função heurística, uma quase aproximação da solução ótima.

### 4.1. Resultados para Cuiabá – MT e para Recife - PE

A Tabela 5 reproduz os resultados obtidos no relatório de saída para as estimativas melhores dos parâmetros, observando-se o termo constante (intercepto) na função (5) aplicada. O propósito foi o de garantir que haveria um nível de consumo autônomo da água para os moradores dos domicílios observados. Representam uma aproximação do ótimo, da validade do modelo. É então uma função heurística que é consistente, embora não ótima. Isso é aferido pelos sinais obtidos na aplicação dos critérios dos testes de robustez do modelo aplicado. Foram os menores valores possíveis obtidos, mas para serem ótimos, deveriam vir com sinais negativos.

Neste cenário, na tabela 5, para Cuiabá, pode-se verificar a consistência do grau obtido na Elasticidade preço da demanda igual à unidade ( $E_{PD} = |-1,0|$ ), confirmando que o preço pode ser instrumento de redução do consumo, não o mantendo como um bem de demanda preço-inelástica, mas sim unitária, ou seja, há reação proporcional na quantidade consumida de água frente a aumentos de faixa de preço. Tal resultado coincide com os resultados obtidos por Melo e Jorge Neto (2005; 2007) para o semiárido nordestino, assim como os da Elasticidade renda da demanda, confirmando a água como um bem normal, renda-inelástica ( $E_{RD} = 0,17$ ).

Já para Recife, na Tabela 5, pode-se verificar a inconsistência do coeficiente obtido na Elasticidade preço da demanda maior que a unidade ( $E_{PD} = |-1,17|$ ), indicando a água como um bem de demanda preço-elástico. Pela teoria, a água possui grau de essencialidade e, nos níveis básicos de sobrevivência, substitutibilidade nula (CARDOSO, 2005), configurando-se por demanda preço-inelástica. Contudo, pesquisas aplicadas nos EUA e analisadas na meta-análise desenvolvida por Espey, Espey & Shaw (1997), que buscaram analisar o porquê das estimativas empíricas da elasticidade-preço da demanda residencial por água variarem de forma tão significativa, identificaram que, durante o período de verão norte-americano, alcançaram graus elásticos para a demanda frente a alterações de preços ( $E_{PD} > |-1|$ ), como os realizados na Carolina do Norte ( $E_{PD} = 1,38$ ).

<sup>12</sup> Um software multiplataforma para análise econométrica, escrito em linguagem C, livre e de código aberto, podendo ser redistribuído e/ou modificado de acordo com os termos da Licença Pública Geral GNU (GPL) publicada pela Free Software Foundation. Disponível em: [http://gretl.sourceforge.net/gretl\\_portugues.html](http://gretl.sourceforge.net/gretl_portugues.html).



**Tabela 5: Estimação da função demanda de água pelo Modelo DCC para Cuiabá-MT e para Recife – PE, por máxima verossimilhança.  
Modelo A– função com intercepto**

Variáveis do modelo	Coeficiente		Erro padrão (*)		Estatística z		Probabilidade		Influência sobre a demanda	
	Cuiabá	Recife	Cuiabá	Recife	Cuiabá	Recife	Cuiabá	Recife	Cuiabá	Recife
Constante	1,75383	1,47637	8,22214e+06	48,9524	0,0000	0,0302	1,0000	0,9759		
Preço marginal	-1,00048	-1,16618	0,56535	1,56431	-1,7697	-0,7455	0,0768	0,4560	*	
Renda virtual	0,171471	0,0809072	0,0782499	0,267908	2,1913	0,3020	0,0284	0,7627	**	
QM	0,425243	0,562337	0,0356073	0,0813088	11,9426	6,9161	<0,0001	<0,0001	***	***
TD	0,298979	0,3528	0,19083	0,550329	1,5667	0,6411	0,1172	0,5215		
QC	-0,067626	0,0335867	0,0414457	0,129093	-1,6317	0,2602	0,1027	0,7947		
PA	0,221238	0,567345	8,22214e+06	1,73563	0,0000	0,3269	1,0000	0,7438		
QB	0,287039	0,0485769	0,0951415	0,361682	3,0170	0,1343	0,0026	0,8932	***	
AE	0,0690053	0,102066	0,0144635	0,0323753	4,7710	3,1526	<0,0001	0,0016	***	***
TDP	0,463358	0,517744	0,187407	0,359345	2,4725	1,4408	0,0134	0,1496	**	
TDM	-0,210512	-0,182048	0,151685	0,313112	-1,3878	-0,5814	0,1652	0,5610		
ECH	-0,490317	0,757061	0,28617	0,66471	-1,7134	1,1389	0,0866	0,2547	*	
EVR	0,155659	-0,100653	0,246564	0,369361	0,6313	-0,2725	0,5278	0,7852		
TM	-0,900897	-1,13093	1,18287	7,14251	-0,7616	-0,1583	0,4463	0,8742		
UR	0,271967	0,58154	1,69688	5,93684	0,1603	0,0980	0,8727	0,9220		
η	1,12186	0,515562	0,0733904	0,413955	15,2861	1,2455	<0,0001	0,2130	***	
γ	-0,153522	-1,27908	0,184117	0,2781	-0,8338	-4,5994	-4,5994	<0,0001		***
		Cuiabá		Recife			Cuiabá			Recife
Máximo de Iterações		6000		6000		Tolerância de Convergência	1,82 E – 12			1,82 E – 12
Log da verossimilhança:		-65,74606		-47,95530		Critério de Akaike	165,4921			129,9106
Critério de Schwarz:		230,8324		185,9820		Critério Hannan-Quinn:	191,5136			152,6018
Maximizador		BFGS		BFGS						

(\*) Erros padrão baseados na matriz dos Produtos Externos (ou vetoriais);

(\*\*) Estatísticas baseadas nos dados ponderados

Fonte: Elaboração própria, 2016.

Isso era explicado porque no verão lá ocorriam usos menos sustentáveis da água, como os de usos externos à residência de rega de jardins e lavagem de veículos. Porém, tal resultado não é consistente com a teoria e não coincide com os resultados obtidos por Melo e Jorge Neto (2005; 2007) para o semiárido nordestino, e nem com os obtidos para os EUA e o Canadá por Olmstead et al.. Já quanto à Elasticidade renda da demanda, os resultados coincidem com as pesquisas internacionais, confirmando a água como um bem normal, renda-inelástica ( $E_{RD} = 0,08$ ).

Neste modelo, constatou-se que os resultados da estatística z validaram as variáveis explanatórias aplicadas na pesquisa.

Tomando-se as variáveis explicativas que, em 2008, mais fortemente influenciaram o aumento da demanda de água em Cuiabá encontram-se a quantidade de moradores por domicílio, quantidade de banheiros, os anos de estudo; as que influenciam moderadamente estão a renda e o tamanho pequeno dos domicílios. Já os que influenciam fracamente estão o preço marginal e a estação chuvosa. O parâmetro  $\eta$  que capta a heterogeneidade nas preferências do consumidor tem valor estimado alto, garantindo que esta heterogeneidade está garantida.

Já para Recife as variáveis explicativas que mais fortemente influenciaram o aumento da demanda de água, em 2008, foram a quantidade de moradores por domicílio e os anos de estudo. O parâmetro  $\epsilon$  ( $\gamma$ ), que capta os erros de especificação, tem valor estimado negativo, garantindo que o erro está minimizado, o que é o melhor esperado.

Sobre as estatísticas geradas com o método de máxima verossimilhança geradas pelo pacote GRETL, para Cuiabá e Recife, temos que: (a) quanto à convergência deu-se em 1,82 E -12, com o máximo de 6000 iterações; (b) a estatística de log-verossimilhança média<sup>13</sup> para Cuiabá foi de -0,1906 (= -65,74606/345) e para Recife foi de -0,2398 (= -47,95530/200).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O propósito de se estimar a função demanda residencial da água com uso de estruturas de preços marginais crescentes em bloco, admitindo-se a existência da renda virtual e aplicação do modelo estrutural de escolha discreto-contínua (DCC), flexível o suficiente para permitir o agrupamento de observações, com a técnica de máxima verossimilhança – foi colimado, permitindo-se a obtenção das respectivas elasticidades, preço e renda da demanda, para Cuiabá e Recife, em 2008, com base de dados fundamentais obtidos da POF 2008-2009. Foi adotada uma estruturação de preços em cinco blocos segmentados e pontos limítrofes distribuídos em 10, 20, 30 e 40 pontos de quebra, num total de 200 observações para Recife e 345 para Cuiabá.

Tal estruturação de preços por bloco denota uma tendência de concentração nas primeiras faixas de consumo, como estratégia do consumidor, de ambas as capitais, de evitar pagar mais ao deslocar-se para o bloco subsequente. Pode-se observar em Recife uma maior restrição na quantidade consumida de água, comparativamente à Cuiabá, talvez explicada porque seus preços nos blocos iniciais sejam mais elevados, já que há uma concentração de 88% nos blocos de até de até 20 m<sup>3</sup>, enquanto Cuiabá atingirá 89,3% na faixa imediatamente superior até menos de 30 m<sup>3</sup>, ou seja, tendo um consumo mensal maior nas quantidades de água. Destaca-se que, em ambas as capitais, o valor cobrado no primeiro bloco de consumo (até 10 m<sup>3</sup>) não é fixo, como os verificados nos estudos de Melo e Jorge Neto (2005, 2007) e nos de Olmstead.

As elasticidades renda da demanda para ambas as capitais encontram-se conforme os parâmetros observados internacionalmente, 0,17 para Cuiabá e 0,08 para Recife – ou seja, água como um bem normal de demanda renda-inelástica.

Em termos de elasticidade preço da demanda para Cuiabá, o resultado foi semelhante ao encontrado por Melo e Jorge Neto (2005, 2007), com valor unitário, implicando que aumentos relativos nos preços resultam em aumentos relativos proporcionais nas quantidades consumidas de água. Está de acordo com as estimativas encontradas em trabalhos internacionais que aplicam o modelo estrutural aqui adotado, embora seja superior aos obtidos aplicando-se as variáveis instrumentais. Contudo, em relação à Recife, os coeficientes da  $E_{PD}$  foram distintos, maiores que a unidade, indicando um bem de demanda preço-elástica, o que contraria a teoria quanto à classificação da água com elevado grau de essencialidade e quase nula substitutibilidade. Contudo, alguns indícios podem explicar tal resultado – baixa renda da população, o preço como indutor de redução de consumo per capita, e o uso alternativo de outras fontes de captação de água fora da rede de distribuição oficial.

Conforme aponta Olmstead et al. (2007), um dos componentes explicativos de uma maior elasticidade seria a *elasticidade da probabilidade* que o consumidor identificaria em cada torção

---

<sup>13</sup> Que implica na divisão entre a função valor maximizada pelo número de observações da amostra aplicada ao modelo.

possível ao longo de sua restrição orçamentária, e o outro seria o efeito-renda secundário, oriundo dos subsídios inframarginais obtidos de mudanças de preços, ou seja, da uma renda virtual. Assim, há uma probabilidade de o consumidor ser sensível à mudança de preços por bloco de consumo e decidir restringir seus gastos de água, promovendo economia na quantidade consumida, caso observe os preços marginais aplicados. Bem como pode obter uma renda virtual, ou subsídio, por mudança de preços. Tal concepção analítica pode ser admitida para o caso de Recife e Cuiabá.

Espera-se que os resultados obtidos neste trabalho possam permitir novas hastes investigativas de pesquisas futuras, bem como subsidiar possíveis políticas públicas para a gestão hídrica no Brasil.

## 6 REFERÊNCIAS

ANDRADE, Thompson A. et all. *Estudo da função demanda por serviços de saneamento e estudo da tarifação do consumo residencial*. Texto para discussão nº 415. Rio de Janeiro: IPEA, 1996.

Disponível em:

[http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes\\_pt/Galerias/Arquivos/bf\\_bancos/e0000626.pdf](http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/bf_bancos/e0000626.pdf). Acesso em: 29-09-2014.

ARBUÉS, F.; GARCIA-VALIÑAS, M. Á.; MARTÍNEZ-ESPIÑEIRA, R. *Estimation of residential water demand: a state-of-the art review*. Journal of Socio-Economics 32, 2003. Disponível em:

[http://www.researchgate.net/publication/4932233\\_Estimation\\_of\\_residential\\_water\\_demand\\_a\\_state-of-the-art\\_review/links/09e415072a5c409ea8000000](http://www.researchgate.net/publication/4932233_Estimation_of_residential_water_demand_a_state-of-the-art_review/links/09e415072a5c409ea8000000). Acesso em: Junho-2014.

BRANCO, Otavio Eurico de. *Avaliação da disponibilidade hídrica: Conceitos e aplicabilidade*.

Engenharia Sanitária e Ambiental. Universidade Federal de Juiz de Fora – MG, 2006. Disponível em:

<http://www.ufjf.br/engsanitariaeambiental/files/2012/04/Disponibilidade-H%C3%ADrica.pdf>.

Acesso em: jan/2016.

BRASIL. Lei Nº 11.445/2007, de 05 de janeiro de 2007. Estabelece diretrizes nacionais para o saneamento básico e dá outras providências. Disponível em:

[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2007-2010/2007/lei/11445.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/lei/11445.htm). Acesso em: 18-06-2015.

BRASIL. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009**. IBGE, Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento. Rio de Janeiro. 2010. Disponível em:

<http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv47307.pdf>.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009 – Análise do consumo alimentar Pessoal no Brasil**. IBGE, Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento. Rio de Janeiro, 2011. Disponível em: <http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv50063.pdf>.

CARDOSO, E. R. *A Precificação dos Recursos Hídricos de Uso Urbano no Vale do Rio Cuiabá*.

Dissertação de Mestrado, Orientadores: Prof. Charles Curt Mueller/Prof. Jorge Madeira Nogueira – ECO/CEEMA/UnB. Brasília: UNB, 2005.

COMPANHIA DE SANEAMENTO BÁSICO DO ESTADO DE SÃO PAULO (SABESP).

**Estimação da Elasticidade-Preço da Demanda dos Clientes Comerciais e Industriais da SABESP**.

São Paulo: Fundação de Pesquisas Econômicas (FIPE)/ SABESP, 2009. Disponível em:

[http://www.sabesp.com.br/Sabesp/filesmng.nsf/85F62FA047EB2B66832575FD005B3F5D/\\$File/estimacao\\_elasticidade\\_preco\\_demanda\\_prof\\_denisard.pdf](http://www.sabesp.com.br/Sabesp/filesmng.nsf/85F62FA047EB2B66832575FD005B3F5D/$File/estimacao_elasticidade_preco_demanda_prof_denisard.pdf). Acesso em 27/05/2014.

CONEJO, João Gilberto Lotufo et all. **Sobre um índice de disponibilidade hídrica aplicável à gestão dos recursos hídricos**. XVIII Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos – Associação Brasileira de Recursos Hídricos. Campo Grande - MS, 2009. Disponível em:

<https://www.abrh.org.br/SGCv3/index.php?PUB=3&ID=110&PAG=14>. E também:

[https://www.abrh.org.br/SGCv3/UserFiles/Sumarios/86d54c77ce6b54ec0e65aa3cfeae4825\\_c36373eae96149566fd59126b7e2f24.pdf](https://www.abrh.org.br/SGCv3/UserFiles/Sumarios/86d54c77ce6b54ec0e65aa3cfeae4825_c36373eae96149566fd59126b7e2f24.pdf). Acesso em janeiro-2016.

- ESPEY, M.; ESPEY, J.; SHAW, W. D. **Price elasticity of residential demand for water: a meta-analysis**. Water Resources Research, vol. 33, n.6, p. 1369-1374, 1997.
- FARIA, R. C. e NOGUEIRA, J. M. **Métodos de precificação da água e uma análise dos mananciais hídricos do Parque Nacional de Brasília**. Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 35, nº 2, abr-jun. 2004. Disponível em: [http://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd\\_artigo\\_ren=344](http://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd_artigo_ren=344). Acesso em: 28-09-2014.
- HAIJSPYROU, S.; KOUNDOURI P. & PASHARDES, P. **Household demand and welfare: implications of water pricing in Cyprus**. Environment and Development Economics 7:659-685, Cambridge University Press. Printed in the United Kingdom, 2002.
- HANEMANN, W. Michael. **Discrete/Continuous Models of Consumer Demand**. Econometrica, Vol. 52, Nº 3, may 1984, pp. 541-561.
- HEWITT, Julie and HANEMANN, W. Michael. **A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing**, Land Economics, 71(2): 173-92, 1995.
- MELO, J. A. Mendonça de; JORGE NETO, P. de M. **Estimação de funções de demanda residencial de água em contextos de preços não lineares**. ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 33th Brazilian Economics Meeting] 01/2005. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A092.pdf>. Acesso em: 29-09-2014.
- \_\_\_\_\_. **Estimação de funções de demanda residencial de água em contextos de preços não lineares**. Pesquisa e planejamento econômico (ppe), v.37, n.1, abr 2007, pp.149-173.
- MOFFITT, Robert. **The Econometrics of Piecewise-Linear Budget Constraints: a survey and exposition of the maximum likelihood method**. Journal of Business and Economic Statistics, Vol.14, No.3. Julho, 1986.
- NOGUEIRA, José R.; CAVALCANTI, José C. **Determinação de tarifas em empresas de utilidade pública**. Revista Brasileira de Economia Vol. 50, nº 3. Rio de Janeiro: RBE – FGV, 1996, pp. 328-350. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/issue/view/50-3>. Acesso: 28-09-2014.
- OLMSTEAD, S.; HANEMANN, W. M.; STAVINS, R. **Water demand under alternative price structures**. Journal of Environmental Economics and Management, Vol. 54, 2007, pp. 181-198.
- OLMSTEAD, Sheila. **The economics of managing scarce water resources**. Review of Environmental Economics and Policy. Volume 4, issue 2, 2010, pp. 179-198.
- MAMANI PAREDES, Rene Paz. **Demanda Residencial Desagregada de Electricidad en el Departamento de Puno**. Tese em Economia, apresentada junto à Pontificia Universidad Católica del Perú, 2005. Disponível em: [http://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/bitstream/handle/123456789/104/MAMANI\\_PAREDES\\_RENE\\_DEMANDA\\_RESIDENCIAL.pdf?sequence=1](http://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/bitstream/handle/123456789/104/MAMANI_PAREDES_RENE_DEMANDA_RESIDENCIAL.pdf?sequence=1). Acesso em: abril/2016.
- PASHARDES, Panos & HAIJSPYROU, Soteroula. **Consumer demand and Welfare under increasing block pricing**. Chipre, UE. Department of Economics University of Cyprus, 2002.
- REISS, Peter C. & WHITE, Matthew W. **Household Electricity Demand, Revisited**, Graduate School of Business, Stanford University, 2002. Disponível em: <http://web.stanford.edu/~preiss/demand.pdf>. Acesso em abril/2016.
- RUIJS A.; ZIMMERMANN, M; VAN DEN BERG, M. **Demand and distributional effects of water pricing policies**. Ecological Economics 66, 2008, pp. 506-516.