

# Disposição a pagar por métodos de cobrança da água bruta no perímetro irrigado dos tabuleiros de Russas, Ceará-Br

*Willingness to pay for raw water charging methods in the irrigation district of tabuleiros de Russas, Ceará, Brazil.*

Submetido em: 28/11/15

Revisado em: 24/02/16

Aprovado em: 19/04/16

Rogério César Pereira de Araújo  
Alisson Costa Coutinho

**RESUMO:** A implantação de sistema de cobrança de água bruta em perímetros irrigados tem sido um desafio para os gestores de recursos hídricos no Nordeste do Brasil. Esta pesquisa se propõe a investigar a preferência dos irrigantes com relação aos métodos de cobrança da água bruta para irrigação utilizando a abordagem de preferência declarada, denominado Experimento de Escolha. Para isto, cenários de cobrança da água bruta e conjuntos de escolha foram construídos utilizando quatro atributos: garantia de oferta mínima, transação do direito de uso, método de cobrança e valor da tarifa. O desenho experimental foi formado por nove cenários, 36 conjuntos de escolha, distribuídos em seis blocos, cada um com seis conjuntos de escolha. Os dados do perfil do irrigante, atitudes e escolhas foram coletados por meio de um questionário semiestruturado aplicado a 30 irrigantes proprietários de pequenos lotes do Perímetro Irrigado dos Tabuleiros de Russas (PITR), Ceará. Com base em modelos logit condicionais e mistos, observou-se que o aumento da garantia por oferta de água afetou significativamente as escolhas dos irrigantes por cenários de cobrança e que sua disposição a pagar marginal para mudar do sistema de cobrança corrente para outro sistema alternativo ficou em torno de R\$ 2,00/1.000 m<sup>3</sup>.mês.

**PALAVRAS-CHAVE:** valoração ambiental, água bruta, distrito de irrigação, experimento de escolha, modelo logit misto.

**ABSTRACT:** The implementation of raw water charging system has been a challenge for the water resource managers in the Northeast of Brazil. This study aimed to investigate the irrigator's preferences towards the raw water for irrigation using the stated preference approach, named Choice Experiment. To do that we built raw water charging scenarios and choice sets using four attributes: the guarantee of minimum water supply, transaction of water use rights, method of raw water charging and water tariff. The experimental design was composed of nine scenarios, 36 choice sets, distributed into six blocks with six choice sets each. The irrigation profile, attitudes and choice data were gathered by a semi structured questionnaire applied to 30 small lot irrigator owners in the Irrigation District of Tabuleiros de Russas (PITR), Ceará. Based on two conditional and mixed logit models, we observed that the increased guarantee in the water supply affected significantly the irrigator choices for charging schemes and that their marginal willingness to pay to shift from the current system to another one was estimated around R\$ 2,00/1.000 m<sup>3</sup>.mês.

**KEYWORDS:** environmental valuation, raw water, irrigation district, choice experiment, mixed logit model.

## INTRODUÇÃO

O gerenciamento sustentável da água tem imposto grandes desafios para os gestores dos recursos hídricos, particularmente em regiões onde a oferta de água se mostra cada vez mais escassa (ALCON et al., 2014). Esta escassez crescente coloca em evidência a alocação eficiente da água entre os múltiplos usos (RIGBY et al., 2010). Dentre os setores da economia, a agricultura irrigada consome a maior parcela da oferta de água global, sendo responsável por 70% da água extraída (REVENGA et al., 2000). Este setor tem

sido considerado como aquele que gera o menor valor econômico pelo uso da água, sendo a fonte natural de realocação para as áreas urbanas (YOUNG, 2005).

Na agricultura, a precificação da água tem sido recomendada como um instrumento de gerenciamento da demanda capaz de promover a alocação economicamente eficiente (TURNER et al., 2004; ALCON et al., 2014; RIGBY et al., 2010). Além disso, a cobrança pelo uso da água pode se prestar a outros propósitos tais como a recuperação dos custos (MOLLE; BERKOFF, 2007) e promoção da equidade e sustentabilidade do uso da água (TURNER et

al. 2004; JOHANSSON et al. 2002; SPEELMAN et al., 2009). Porém, a precificação da água vai além da definição do preço a ser cobrado ao usuário, o arcabouço institucional, o contexto social e/ou a viabilidade técnica da cobrança devem ser levados em consideração em sua formulação.

O desempenho dos métodos de cobrança varia em função das condições no campo (clima, sistemas de cultivo, bacia hidrográfica), da estrutura administrativa e das variações nos custos de transação, o que determina sua adequabilidade e viabilidade de implantação. Os custos administrativos e de informação dos sistemas de preços podem afetar significativamente o desempenho do método de cobrança (SAMPATH, 1992). No caso de sistema de cobrança mal formulado, as dificuldades de implantação e gerenciamento do sistema hídrico podem elevar os custos de transação a níveis consideráveis que quando negligenciados do cálculo dos custos conduzem à alocação ineficiente da água (SPEELMAN et al., 2009).

Segundo Johansson et al. (2002), a precificação pode ser classificada em volumétrica, não volumétrica, por sistemas de cotas ou por mecanismos baseados no mercado. Cada um desses métodos considerados isoladamente tem sido ineficaz em alocar a água eficientemente (BORDEL; GÓMEZ-LIMÓN, 2000). Para ser efetiva, a precificação precisa ser combinada a instrumentos de natureza institucional, social e/ou técnico. Por exemplo, associar uma forma de precificação a um ou mais aspectos relevantes da demanda, tais como a certo nível de garantia da oferta de água e/ou a um mecanismo de troca de direitos de uso, etc., pode criar conjuntamente incentivos que conduzam à alocação eficiente da água (MOLLE; BERKOFF, 2007).

Um aspecto que tem sido ignorado pelos formuladores de políticas, assim como pela academia, é a preferência dos irrigantes por métodos de cobrança de água (TSUR, 2005; DINAR; MODY, 2004). A aceitação de um método de cobrança pelos irrigantes pode reduzir significativamente o custo de transação do mesmo, assim como a taxa de inadimplência, e tornar eficiente a alocação da água. Portanto, pressupõe-se que os irrigantes têm preferência pelos elementos que compõe o sistema de cobrança de água, tais como o valor tarifa, sistema de direitos de propriedade, nível de garantia hídrica, etc., que incluídos em um método de cobrança criam incentivos

econômicos para a alocação eficiente e equitativa da água (JOHANSSON et al., 2002).

Para tanto, esta pesquisa tem como foco investigar as preferências dos irrigantes, localizados em perímetros irrigados no estado do Ceará, com relação aos métodos de precificação da água (MPA). Especificamente, pretende-se definir cenários de cobrança de água bruta descrita por meio de atributos e aferir a disposição a pagar dos irrigantes de pequeno porte pelos níveis desses atributos, tendo como referência a forma de cobrança corrente (*status quo*). Para isto, utiliza-se a abordagem de preferência declarada, denominada método de Experimento de Escolha (ou Modelagem de Escolha), que consiste em apresentar ao respondente diferentes combinações de bens (conjunto de escolha), descrito em termos de atributos (características) e seus níveis, e fazê-lo escolher a alternativa que maximize sua utilidade.

O estudo empírico foi realizado no Perímetro Irrigado dos Tabuleiros de Russas (PITR), que está localizado nos municípios de Morada Nova, Limoeiro do Norte e Russas, no estado do Ceará. Este perímetro abrange a maior área de irrigação já implantada no Ceará, possuindo 659 lotes previstos apenas na primeira etapa do projeto (DNOCS, 2010). O sistema de cobrança por água bruta foi instituído em 2007, o qual consiste em dividir igualmente o custo total da água bruta pelo total de lotes. A água é ofertada de acordo com sua disponibilidade nos reservatórios e não existe garantia de volume mínimo de água para o lote ou de transação da outorga entre os irrigantes. Por ser um tipo de cobrança não volumétrica, esta abordagem não oferece o incentivo necessário para o uso eficiente da água na irrigação. Além disto, não se inclui dentre as formas de cobrança recomendadas pela legislação específica.

O método de Experimento de Escolha foi aplicado em contextos diferentes de demanda de água bruta de irrigação em alguns países (RIGBY et al., 2010; VEETTIL et al., 2011; ALCON et al., 2014). No Brasil, vários estudos estimaram o valor da água bruta para irrigação utilizando o método de valoração contingente. Porém, até o presente, não se tem conhecimento de nenhum trabalho que tenha utilizado o método de experimento de escolha para tal fim. Além de sua originalidade no contexto brasileiro, espera-se que o resultado desta pesquisa seja

útil para os gestores de recursos hídricos na elaboração de políticas de cobrança da água bruta.

O restante do artigo é dividido em três seções. Na segunda seção, apresenta-se a metodologia, na qual se delimita a área de estudo e descrevem o método de valoração, os modelos de regressão e os procedimentos de amostragem e coleta de dados. A terceira seção mostra os resultados da análise, em que se descreve o perfil dos irrigantes e interpreta os modelos de regressão e da análise de bem estar. Finalmente, na quarta seção, as principais conclusões são destacadas.

## MATERIAL E MÉTODOS

### Área de Estudo

O Perímetro Irrigado dos Tabuleiros de Russas (PITR) está localizado nos municípios de Russas, Limoeiro do Norte e Morada Nova, mais precisamente no trecho médio do vale do rio Jaguaribe, na chamada zona de Transição Norte dos Tabuleiros de Russas. O PITR faz parte do Plano de Desenvolvimento Agrícola do Governo Federal, estando sua implantação a cargo do Departamento Nacional de Obras contra as Secas (DNOCS).

A implantação do Projeto se deu em duas etapas. Na primeira etapa, os lotes de irrigação ocupavam uma área de 11.762 ha, que foram entregues a pequenos produtores (4.149 ha), técnicos agrícolas (1.088 ha), agrônomos (496 ha), empresários (5.029 ha) e proprietários rurais adjacentes ao perímetro (1.000 ha). Os lotes de pequenos produtores totalizavam 495 unidades com área de 8 ha, dos quais 75 lotes eram designados a reassentados. Os lotes de técnicos agrícolas somavam 65 unidades, cada um com área de 16 ha. Os lotes de agrônomos e empresários totalizavam 21 e 78 unidades, com área de 25 e 67 hectares, respectivamente. A segunda etapa do projeto propõe-se expandir em 3.600 ha a área de irrigação, cuja fase de licitação não tinha sido divulgado até março de 2015.

O PITR produz frutas, hortaliças, grãos, pastagem, cana de açúcar, madeira (sabiá) e oleaginosas. Os sistemas de irrigação que predominam no PITR são o de microaspersão e gotejamento. Em 2013, a produção de frutas, olerícolas e hortícolas foi de 87,1 mil toneladas, cujo valor da produção foi estimado em R\$ 91.907.686,59.

A entidade gestora do Distrito de Irrigação do Perímetro dos Tabuleiros de Russas (Distar) é respon-

sável pela administração, operação e manutenção do perímetro. A Distar também executa a cobrança da água bruta dos lotes de irrigação. Para isto, a Distar registra o volume captado por cada lote e calcula o valor da tarifa que é incluída na parcela variável do K2. O K2, cujo coeficiente varia em função do tipo de lote (pequeno produtor, empresário, técnico agrícola e agrônomo), é prevista na Política Nacional de Irrigação, instituída pela Lei n. 12.787, de 11 de janeiro de 2013. Por fim, a Distar repassa o valor total arrecadado referente à cobrança pelo uso da água bruta para a Companhia de Gestão de Recursos Hídricos (COGERH) do estado do Ceará.

## MODELAGEM DE ESCOLHA

### Experimento de escolha

A modelagem de escolha (ME) é uma abordagem de preferência declarada (HANLEY et al., 2001) que tem como fundamentação a teoria do comportamento do consumidor, a teoria do valor das características (LANCASTER, 1966) e a teoria de utilidade randômica (McFADDEN, 1974). A abordagem de Lancaster (1966) considera que o consumidor obtém utilidade a partir das características que o bem possui (VIEETIL et al., 2011).

A técnica de ME consiste em apresentar ao respondente diferentes combinações de bens (opções ou cenários), descrito por meio de atributos (ou características) e seus níveis, diante dos quais o respondente escolhe a opção que melhor atende aos seus objetivos. O preço (ou custo) do bem é incluído entre os atributos, o que permite que se estime a disposição a pagar (DAP) por mudanças nos níveis dos outros atributos. Bennett e Adamowicz (2001) destacam que a modelagem de escolha oferece uma oportunidade para avaliar as preferências e estimar benefícios e custos a partir das variações na qualidade ambiental. A Modelagem de Escolha permite também fazer uso mais eficiente da amostra, já que um número maior de respostas é obtido de cada indivíduo (HANEMANN et al., 1991).

Uma função utilidade é definida, tendo como argumentos os atributos e os pesos atribuídos a cada atributo. Estes pesos são chamados de valor-parte (*part worth*) e refletem a importância relativa de cada atributo nas escolhas do indivíduo (BENNETT; ADAMOWICZ, 2001).

## Atributos e níveis do método de cobrança

O problema de decisão consiste da escolha do modelo de cobrança de água bruta descrito por meio de atributos e seus níveis. Os atributos e níveis dos métodos de cobrança foram definidos por meio de entrevistas com técnicos da COGERH e do DNOCS, gestores e irrigantes do Perímetro Irrigado dos Tabuleiros de Russas. Os métodos de cobrança da água bruta de irrigação são construídos pela combinação dos níveis de quatro atributos, a saber: (i) garantia de oferta mínima de água; (ii) transação do direito de uso da água; (iii) método de cobrança da água bruta; e (iv) valor da tarifa em reais (R\$) por 1.000 m<sup>3</sup>/mês.

O primeiro atributo, a garantia do consumo mínimo de água para irrigação, oferece ao produtor maior segurança hídrica para a produção. A insegurança na oferta hídrica aumenta o risco de fracasso da produção e cria dificuldades ao planejamento da fazenda. Por exemplo, o agricultor pode ficar relutante quanto a ampliação da área cultivada, exploração de culturas de alto valor comercial ou adoção de tecnologias. O aumento da garantia de oferta hídrica pode afetar o valor da tarifa a ser cobrada pela água bruta, já que, em situação de escassez, o aumento da garantia hídrica para um setor implicaria em transferir o risco de desabastecimento para outros setores. Portanto, o aumento da garantia hídrica para a irrigação pode elevar o valor da tarifa para os irrigantes, pois a mesma deve refletir o custo de oportunidade da água bruta neste setor.

Neste contexto, dois níveis de garantia de oferta hídrica foram considerados para o experimento de escolha: (i) ausência de garantia, que corresponde à situação corrente (*status quo*); e (ii) garantia mínima de oferta de 5.000 m<sup>3</sup>/mês (1,26 l/s). A garantia mínima de 5.000 m<sup>3</sup>/mês é considerada insuficiente para atender a demanda hídrica de algumas culturas, portanto, está bem abaixo do que seria necessário para uma garantia plena de oferta.

O segundo atributo estabelece a permissão ou não de transação de direito do uso da água bruta (outorga) entre os irrigantes no contexto de cobrança pela água bruta no PITR. De acordo com a legislação brasileira vigente, a transferência de outorga de água bruta somente pode ser feita mediante autorização emitida pela Secretaria de Recursos Hídricos e sujeita à alienação do empreendimento, o que torna inviável

a instituição do mercado de água no PITR. Porém, constatou-se, com base em informações dadas pelos próprios irrigantes, que transações de volumes de água têm ocorrido informalmente entre lotes do DITR, o que demonstra a possibilidade de ganhos de eficiência por meio deste mecanismo. Portanto, o método de cobrança é considerado sob dois contextos: (i) sem transação do direito de uso da água (*status quo*); e (ii) com transação.

A ausência de transação impede que os irrigantes se beneficiem de excedentes econômicos originados por meio do mercado. A transação do direito sobre o uso da água (outorga) poderia gerar uma receita adicional ao irrigante à medida que a água é realocada para usuários que possuem uma disposição a pagar maior pelo recurso, promovendo assim eficiência econômica. Em princípio, a possibilidade de transação de direitos sobre uso da água tenderia a elevar a tarifa, já que a mesma seria definida em função do custo de oportunidade da água.

O terceiro atributo, o método de cobrança (MC), pressupõe a possibilidade de o irrigante escolher entre diferentes formas de cobrança. Dos nove métodos de cobrança classificados por Molle e Berkoff (2008), três métodos foram selecionados para definir os níveis deste atributo: (i) cobrança por categoria de lote feita pelo Distrito de Irrigação (Distar) (*status quo*); (ii) cobrança volumétrica em blocos com aumento progressivo da tarifa, considerando o consumo individual de cada lote e pagamento direto à COGERH; e (iii) cobrança com base no tipo de cultura agrícola explorada no lote. A cobrança volumétrica em blocos com aumento progressivo da tarifa foi selecionado por ser considerada a forma que oferece maior eficiência para a alocação do recurso. A cobrança com base na cultura foi selecionada por permitir calcular uma tarifa fixa por cultura, sendo um mecanismo de fácil aplicação no campo pelo fato de permitir incorporar em seu cálculo a área cultivada.

O quarto atributo, tarifa da água bruta de irrigação, pressupõe três níveis de tarifa, a saber: (i) R\$ 3,00/1.000 m<sup>3</sup>.mês; (ii) R\$ 8,35/1.000 m<sup>3</sup>.mês; e (iii) R\$ 13,36/1.000 m<sup>3</sup>.mês. Estes níveis foram definidos com base no Decreto Estadual nº 31.195, de 16 de abril de 2013, que define que a tarifa pelo uso da água bruta na categoria de usuários da Irrigação em Perímetros Públicos ou Privados com captações em estrutura hídrica com adução da COGERH. De

TABELA 1

**Atributos dos métodos de cobrança de água bruta, seus níveis e respectivos nomes das variáveis, usadas no desenho experimental da pesquisa**

Atributo	Nível	Variável
Garantia de oferta mínima de água ( $10^3 \text{ m}^3/\text{mês}$ )	0 ( <i>sq</i> <sup>1</sup> )	<i>GARZERO</i>
	5	<i>GAR5MIL</i>
Transação	Sem ( <i>sq</i> )	<i>COMTRANS</i>
	Com	<i>SEMTRANS</i>
	Distar ( <i>sq</i> )	<i>MCDISTAR</i>
Método de Cobrança	Cultura	<i>MCCULTURA</i>
	Volumétrica	<i>MCVOLUME</i>
	3,00	
Tarifa (R\$/ $10^3 \text{ m}^3 \cdot \text{mês}$ )	8,35 ( <i>sq</i> )	<i>TARIFA</i>
	13,36	

Nota: (1) *sq* significa status quo (ou situação corrente).

Fonte: Elaborado pelos autores.

acordo com este decreto, os usuários podem ser enquadrados em dois níveis de tarifas: (i) R\$ 8,35/1.000  $\text{m}^3 \cdot \text{mês}$  para o consumo de 1.440 a 46.999  $\text{m}^3 \cdot \text{mês}$ ; e (ii) R\$ 13,36/1.000  $\text{m}^3 \cdot \text{mês}$  para consumo a partir de 47.000  $\text{m}^3/\text{mês}$ . Para o experimento de escolha, a tarifa de menor valor corresponde ao que foi definido no decreto para o consumo a partir de 19.000  $\text{m}^3/\text{mês}$  em perímetros públicos de irrigação com captações em mananciais sem adução da COGERH. Em virtude dos acordos firmados internamente entre representantes da COGERH e do Distar, a tarifa cobrada aos lotes de pequenos produtores do PITER de R\$ 8,35/1.000  $\text{m}^3 \cdot \text{mês}$  (*status quo*).

A Tabela 1 apresenta os atributos, seus níveis e nomes das variáveis, usados no planejamento experimental da pesquisa.

### Desenho experimental

O desenho experimental permite escolher subconjuntos de alternativas a partir do total de alternativas possíveis, de forma estatisticamente eficiente, para serem incluídas no questionário (BATEMAN et al., 2002). Nesta pesquisa, foi utilizado o planejamento fatorial fracionário dos efeitos principais, o qual possui a propriedade da ortogonalidade. Esta propriedade garante que cada atributo incluído na alternativa não esteja correlacionado com qualquer dos outros atributos. O efeito prático disso é que a influência de mudanças em qualquer dos atributos pode ser identificada e mensurada. Somado a isto, foi utilizado o delineamento dos efeitos principais que assume que a utilidade de cada alternativa depende diretamente

de cada atributo, ou seja, desconsideram-se os efeitos que possam se originar de interações entre atributos (BATEMAN et al., 2002).

A combinação fatorial completa dos atributos que descrevem os métodos de cobrança de água bruta gerou um total de 36 combinações possíveis. O total de combinações possíveis é calculado pela seguinte expressão:  $2^2 \cdot 3^2 = 36$ ; onde os numerais 2 e 3 correspondem ao número de níveis dos atributos enquanto o expoente 2 representa o número de atributos para ambos os níveis de atributos. O pacote estatístico *SPSS Statistics Base 20* foi utilizado para definir o desenho mínimo eficiente do planejamento fatorial fracionário dos efeitos principais. Do total de alternativas possíveis, foram selecionados nove cenários para o desenho experimental.

Os cenários definidos foram usados para construir os conjuntos de escolha, cada um deles formado por três opções: dois cenários alternativos e o cenário corrente (SQ). Esta última opção representa a opção de desistência (ou *opt-out*), ou seja, quando o irrigante prefere a situação corrente a qualquer dos cenários propostos. A Tabela 2 mostra a composição dos cenários conforme o desenho experimental mínimo eficiente.

O número de combinações possíveis não ordenadas dos cenários totalizou 36 pares, obtida pela fórmula:  $c \cdot (c - 1) / 2 = 36$ ; onde  $c$  é o número de cenários ( $c=9$ ). Os 36 conjuntos de escolha foram divididos em seis blocos, cada bloco formado por seis subconjuntos de escolha. A distribuição dos conjuntos de escolha em blocos permitiu reduzir o tamanho da amostra e aumentar a eficiência da análise das preferências.

TABELA 2

Desenho ortogonal de efeitos principal gerado a partir do software estatístico IBM SPSS Statistics Base 20

Cenário	Garantia (10 <sup>3</sup> m <sup>3</sup> /mês)	Transação	Método de Cobrança	Tarifa (R\$/10 <sup>3</sup> m <sup>3</sup> .mês)
SQ	0	Sem	Distar	8,35
C1	5	Com	Distar	8,35
C2	0	Com	Distar	13,36
C3	5	Com	Cultura	13,36
C4	5	Com	Cultura	3,00
C5	0	Com	Volumétrico	3,00
C6	5	Sem	Distar	3,00
C7	5	Com	Volumétrico	8,35
C8	5	Sem	Volumétrico	13,36
C9	0	Sem	Cultura	8,35

Fonte: Elaborado pelos autores.

A estratégia adotada para construir os conjuntos de escolha consistiu em, inicialmente, combinar os cenários que tinham o maior número de níveis de atributos comuns com os níveis dos atributos do cenário de referência (*status quo*). Em seguida, foram pareados cenários que compartilhavam o maior número de níveis dos atributos comuns entre si. Desta forma, procurou-se facilitar a escolha do irrigante ao reduzir ao menor número possível os atributos distintos entre os cenários. O Quadro 1 apresenta o desenho experimental descrito em termos de conjunto de escolha (CE) e pares de cenários (Opção 1 e 2), os quais são distribuídos em seis blocos. Embora esteja presente em todos os conjuntos de escolha, a opção *opt-out* (SQ) foi omitida do Quadro 1.

Em cada conjunto de escolha, pressupõe-se que o irrigante compara os níveis de utilidade obtidos nos dois cenários propostos com a situação corrente (SQ) e, baseado nesta avaliação, escolhe a opção que lhe proporciona o maior nível de utilidade, ou seja, aquela que

melhor atende seus objetivos. Depois de fazer sua escolha, procura-se identificar as razões que motivaram sua escolha por meio de questões de verificação (ou *follow up*).

Este delineamento permitiu que o respondente respondesse o questionário em um tempo razoável e evitasse a fadiga ao executar a tarefa de escolha. Desvousges e Smith (1987) acreditam que blocos de conjuntos de escolhas de quatro a seis elementos produzem respostas mais consistentes, enquanto que mais de oito conjuntos torna o experimento complexo para a maioria dos entrevistados (CARSON et al., 1994; PEARCE, 2006).

Duas formas de apresentação dos cenários no questionário foram testadas no pré-teste do questionário, a saber: (i) descrição textual do cenário; e cenário retratado por imagem. Com base nos resultados do pré-teste, constatou-se que o uso de imagem facilitou tanto a compreensão das informações contidas nos cenários quanto a tarefa de escolha da alternativa preferida pelo respondente. A Figura 1 mostra as imagens dos nove

QUADRO 1

Desenho experimental da pesquisa

CE	BLOCO 01		BLOCO 02		BLOCO 03		BLOCO 04		BLOCO 05		BLOCO 06	
	Opção 01	Opção 02	Opção 01	Opção 02	Opção 01	Opção 02	Opção 01	Opção 02	Opção 01	Opção 02	Opção 01	Opção 02
1	C8	C2	C3	C2	C2	C1	C8	C6	C2	C6	C8	C3
2	C7	C6	C5	C7	C4	C9	C2	C7	C8	C7	C6	C5
3	C4	C5	C9	C3	C5	C3	C5	C9	C1	C9	C7	C9
4	C3	C7	C1	C8	C6	C7	C1	C7	C3	C6	C3	C1
5	C9	C6	C4	C6	C1	C5	C5	C2	C5	C8	C4	C7
6	C1	C4	C9	C8	C2	C4	C4	C8	C4	C3	C2	C9

Fonte: Elaborado pelos autores.



$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij} = \beta X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

onde:  $X_{ij}$  é o vetor das variáveis que descrevem as alternativas de escolha e as características socioeconômicas dos indivíduos.

Se o indivíduo escolher a alternativa que maximize sua utilidade, então a probabilidade de o indivíduo  $i$  escolher a alternativa  $j$  ao invés de  $h$ , ambas pertencentes ao conjunto de escolha  $C$ , é dada pela seguinte expressão:

$$\Pr(\beta X_{ij} + \varepsilon_{ij} > \beta X_{ih} + \varepsilon_{ih}) = \Pr(\varepsilon_{ij} - \varepsilon_{ih} > \beta X_{ih} - \beta X_{ij}) \quad (2)$$

Assumindo que os termos do erro seguem a distribuição Gumbell, obtém-se o modelo condicional (McFADDEN, 1974; ALCON et al., 2014; BELL et al., 2014), cuja probabilidade de escolha da alternativa  $j$  feita pelo indivíduo  $i$  é dada pela seguinte equação:

$$\Pr(j|X_{ij}, \beta) = \frac{\exp(\beta X_{ij})}{\sum_j \exp(\beta X_{ij})} \quad (3)$$

O modelo logit condicional (MLC) é amplamente aplicado para modelar escolhas. Este modelo assume que as escolhas possuem a propriedade de independência e irrelevância das alternativas (IIA), que se origina a partir do pressuposto de distribuição idêntica e independente (IID). A IIA determina que a razão das probabilidades de escolha de duas alternativas quaisquer não seja afetada pela inclusão ou remoção de qualquer uma delas (BEN-AKIVA e LERMAN, 1985; BLAMEY et al., 1999). Este pressuposto implica que as preferências dos indivíduos são homogêneas. O modelo de utilidade aleatória padrão somente pode ser empregado se esta propriedade não for violada (ALCON et al., 2014), condição esta verificada por meio do teste de Hausman-McFadden (HENSHER et al., 2005).

O modelo logit condicional é estimado pela abordagem clássica de maximização da função de verossimilhança (HANLEY et al., 2001). Uma vez estimado o modelo logit condicional, que representa a parte determinística da função de utilidade indireta ( $V_{ij}$ ), a probabilidade do indivíduo  $i$  de escolher a alternativa  $j$  a partir do conjunto de escolha é estimada substituindo os níveis apropriados dos atributos e das

características socioeconômicas na função de utilidade estimada.

Os irrigantes podem se diferenciar quanto às suas características demográficas e socioeconômicas, o que pode tornar heterogênea as preferências dos irrigantes com relação aos métodos de cobrança de água (BELL et al., 2014). O modelo logit de parâmetros aleatórios (MLPA), também denominado de modelo logit misto (MLM), é comumente utilizado para avaliar a heterogeneidade das preferências.

O modelo logit misto relaxa a suposição de alternativas independentes e irrelevantes que embasa o modelo logit condicional, permitindo que os parâmetros sejam distribuídos aleatoriamente na população (BEN-AKIVA; LERMAN, 1985). Desta forma, as preferências variam aleatoriamente entre os indivíduos, estando as escolhas condicionadas a especificação da distribuição dos coeficientes (McFADDEN; TRAIN, 2000; RIGBY et al., 2010), o que permite capturar a heterogeneidade das preferências (ALCON et al., 2014).

Definindo a distribuição dos parâmetros  $\beta$  pelo vetor de parâmetros  $\varphi$  (tipicamente, a média e variância da distribuição), a probabilidade do indivíduo  $i$  escolher a alternativa  $j$  ( $P'_{ij}$ ), a partir de um conjunto de escolha  $C$ , é dada pela seguinte expressão (TRAIN, 2003; RIGBY et al., 2010):

$$P'_{ij} = \int \exp(\beta_i X_{ij}) / \sum_i \exp(\beta_i X_{ij}) f(\beta|\varphi) d\beta \quad (4)$$

onde:  $\beta_i$  é um vetor de parâmetros de preferências individuais;  $f(\beta|\varphi)$  é a função de densidade de probabilidade para  $\beta$  definido sobre um vetor de parâmetro  $\varphi$ . A matriz  $\varphi$  define os parâmetros que caracterizam a distribuição dos parâmetros aleatórios (e.g., normal, log-normal, triangular etc.) definida pelo pesquisador. Os coeficientes de todos os atributos, exceto o atributo de custo (tarifa), variam de acordo com a distribuição normal e não se correlacionam entre si (BELL et al., 2014).

Assumir coeficiente do custo (tarifa) fixo elimina a possibilidade de preferências heterogêneas sobre os custos (tarifa). Este pressuposto permite obter uma única estimativa da distribuição da disposição a pagar dos atributos, mesmo com a distribuição dos coeficientes estocásticos dos atributos (BELL et al., 2014).



Esta função é estimada por meio de simulação seguindo a função densidade  $f(\beta|\varphi)$ . Para isto, utiliza-se uma função logarítmica da verossimilhança ( $LL$ ) que também é usada para medir o grau de ajustamento dos dados ao modelo (AGRESTI, 2002). Para comparação dos modelos, usa-se a razão de logaritmos de verossimilhança ( $LR$ ), denominado de *deviance*, que possui distribuição normal (HENSHER et al., 2005; AGRESTI, 2002). O teste Wald e a razão de verossimilhança ( $LR$ ) são usados para verificar a significância dos parâmetros individuais no modelo (HOSMER; LEMESHOW, 2000).

Nesta pesquisa, seguindo Barton e Bergland (2010), calcula-se a disposição a pagar (excedente de compensação) por uma mudança (melhoria) não marginal no conjunto de atributos da política. Segundo Hanemann (1984), a DAP pode ser calculada pela seguinte equação:

$$DAP = \beta_y^{-1} \ln \left[ \frac{\sum_j \exp(V_j^1)}{\sum_j \exp(V_j^0)} \right] = \beta_y^{-1} \left[ \ln \sum_j \exp(V_j^1) - \ln \sum_j \exp(V_j^0) \right] \text{ com } j \in C \quad (5)$$

onde:  $V_j^0$  é a utilidade inicial da opção  $j$ ;  $V_j^1$  é a utilidade final da opção  $j$ ;  $\beta_y$  é a utilidade marginal da renda (dinheiro) que corresponde ao coeficiente do atributo de preço (ou custo); e  $C$  é o conjunto de escolha apresentado ao indivíduo. As variações em  $V_j^0$  e  $V_j^1$  podem surgir a partir de mudanças nos atributos das alternativas ou exclusão (ou inclusão) de alternativas.

O coeficiente de um atributo ( $\beta_k$ ) expressa a preferência de um indivíduo por este atributo, podendo ser interpretado como a utilidade marginal. Portanto, a disposição a pagar ( $DAP$ ) por um atributo é expressa pela taxa marginal de substituição deste atributo por dinheiro (BELL et al., 2014; HANLEY et al., 2001). Assumindo que a parte determinística da utilidade é linear em seus parâmetros, a  $DAP$  para qualquer um dos atributos ( $k$ ), também denominada de preço implícito, é calculada pela seguinte expressão para o MLC e MLM, respectivamente:

$$DAP_k = -\beta_k/\beta_y \quad (6)$$

$$E(DAP_k) = -E(\beta_k)/\beta_y \quad (7)$$

A melhoria no nível do atributo teria uma utilidade marginal positiva, indicando que o indivíduo estaria disposto a pagar pela melhoria na qualidade do atributo. Por outro lado, o declínio no nível do atributo resultaria em utilidade marginal negativa, indicando que o indivíduo teria que receber uma compensação pelo declínio no nível do atributo.

Para calcular o intervalo de confiança da  $DAP$  estimadas pelos modelos logit condicional e misto emprega-se o método proposto por Krinsky-Robb, também conhecido como *bootstrap* paramétrico (BARTON; BERGLAND, 2010; KRINSKY; ROBB, 1986, 1990).

## COLETA DE DADOS

### Amostragem

Os irrigantes proprietários de lotes de pequenos produtores do PITR, que se encontravam em operação no ano de 2014, formaram a população amostral desta pesquisa. Do total de 495 lotes de pequenos produtores, 50,3% (ou 249 lotes) estavam devidamente cadastrados no Distar, porém, apenas 28% do total (ou 139) possuíam registro de consumo de água ou estavam engajados na agricultura irrigada. Por esta razão, a população amostral efetiva para o cálculo da amostra foi de 139 lotes.

A amostragem baseou-se na abordagem probabilística, ou seja, a probabilidade de escolha da observação na amostra é conhecida pelo analista. Considerando que a população de irrigantes na área de estudo é finita, o tamanho da amostra foi calculado com base na estimativa da proporção populacional, dada pela equação a seguir:

$$n = \frac{[Np(1-p)Z^2]}{[p(1-p)Z^2 + (N-1)e^2]} \quad (8)$$

onde:

$n$ : tamanho da amostra;

$N$ : tamanho da população ( $N=139$ );

$Z$ : Valor padronizado para o nível de confiança de 95% ( $Z=1,96$ );

$e$ : Margem de erro máximo aceitável (0,05);

$p$ : Proporção da variável de interesse na população ( $p=0,5$ ).

Para o cálculo do tamanho da amostra assumiu-se nível de confiança de 95%, margem de erro de 5% e proporção da variável de interesse na população de 50%. Aplicando a Equação 12 aos parâmetros especificados, o tamanho da amostra foi estimado em 30 irrigantes.

### Questionário

O questionário foi elaborado com o objetivo de coletar dados quantitativos e qualitativos sobre o irrigante, seu lote e suas preferências com relação ao método de cobrança de água bruta no PIRT. O questionário era composto por 58 questões abertas e fechadas, distribuídas em cinco partes, a saber: (i) identificação e informações do irrigante (nome, endereço, telefones de contato, etc.); (ii) caracterização produtiva do lote (área da propriedade, área cultivada, culturas agrícolas desenvolvidas, sistemas de irrigação, etc.); (iii) atitudes e comportamento do irrigante com relação ao uso da água e método de cobrança; (iv) experimento de escolha (descrição dos atributos dos cenários e da tarefa de escolha, seis conjuntos de escolha, e questões *follow-up*); e (v) caracterização demográfica e socioeconômica (idade, tamanho da família, escolaridade, renda mensal do irrigante, participação em associações produtivas, etc.).

O questionário foi submetido a um pré-teste com uma pequena amostra de cinco irrigantes do PIRT com o propósito de identificar problemas e vieses potenciais no instrumento. Com base neste pré-teste, a estrutura do questionário foi reformulada e algumas questões foram eliminadas e outras reescritas para facilitar a compreensão por parte do respondente. O pré-teste permitiu também observar o tempo de duração de aplicação do questionário que ficou com duração média de 30 minutos.

Os questionários foram aplicados diretamente aos irrigantes (face a face) no próprio lote, durante o período de dezembro de 2014 a janeiro de 2015. Os respondentes foram selecionados de forma aleatória, os mesmos sendo convidados a participar voluntariamente da pesquisa. Porém, alguns lotes selecionados aleatoriamente foram descartados da pesquisa por não ter no local pessoa apta a responder o questionário. Os questionários foram aplicados por três alunos do

Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento e Meio Ambiente (PRODEMA), os quais foram devidamente treinados para executar a tarefa.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

### Análise do Perfil do Irrigante e do Lote

A totalidade dos irrigantes da amostra era do sexo masculino e possuía média de idade de 43,4 anos (Tabela 3). O maior percentual dos irrigantes possuía até o ensino médio completo, correspondendo 74% da amostra. O percentual de irrigantes que possuíam nível de escolaridade superior ou pós-graduação se mostrou significativo, abrangendo 27% da amostra. A escolaridade dos irrigantes se diferenciou de forma marcante do nível de escolaridade do agricultor no meio rural cearense que fica em torno de 4,2 anos de estudos, ou seja, não ultrapassando o ensino fundamental (MENDONÇA et al., 2010).

A maioria dos produtores (63%) possuía uma renda mensal de até três salários mínimos. Os irrigantes com renda superior a três salários mínimos representavam 37% da amostra (Tabela 3). Em termos de salário mínimo vigente a partir de janeiro de 2015 (R\$ 788,00), a média da renda mensal do irrigante foi estimada em 3,6 salários mínimos (R\$ 2.863,00). Lacerda e Oliveira (2007) registraram uma renda bruta por família, durante o ano de 2004, de R\$ 3.090,00, em Limoeiro do Norte (município onde o PIRT está localizado), o que corresponde a R\$ 257,50 por mês ou cerca de 1 salário mínimo (salário mínimo em 2004 de R\$ 260,00). Tal discrepância pode ser atribuída ao fato que a renda média do irrigante registrada nesta pesquisa envolve outras fontes de renda que não apenas a agricultura irrigada.

A renda proveniente da agricultura irrigada no PIRT representou uma parcela significativa da renda do irrigante amostrado. Para 80% dos irrigantes, a renda agrícola representou mais de 41% de sua renda familiar mensal (Tabela 3). Uma parcela significativa dos irrigantes dependia de transferências governamentais (e.g. Bolsa Família) e da renda não agrícola na formação da renda familiar. Mendonça et al. (2010, p. 530), estudando as causas da pobreza rural no Ceará, ressalta que “as transferências governamentais podem contribuir para impulsionar as atividades agropecuárias locais”.

TABELA 3  
Estatísticas descritiva das características socioeconômicas dos irrigantes amostrados no PITR

Indicadores	Média	Desvio Padrão
Idade do irrigante (anos)	43,4	11,51
Nível de escolaridade		
Não lê nem escreve	0,03	0,18
Ensino Fundamental Incompleto	0,30	0,47
Ensino Fundamental Completo	0,07	0,25
Ensino Médio Incompleto	0,17	0,38
Ensino Médio Completo	0,17	0,38
Ensino Superior Incompleto	0,07	0,25
Ensino Superior Completo	0,10	0,31
Pós-Graduação	0,10	0,31
Renda mensal do irrigante		
Até um salário mínimo	0,30	0,47
De um a três salários mínimos	0,33	0,48
De três a cinco salários mínimos	0,17	0,38
Acima de cinco salários mínimos	0,20	0,41
Participação da renda agrícola		
0%	0,10	0,31
De 1% a 20%	0,07	0,25
De 21% a 40%	0,03	0,18
De 41% a 60%	0,20	0,41
De 61% a 80%	0,23	0,43
De 81% a 100%	0,37	0,49

Fonte: Dados da pesquisa

TABELA 4  
Estatística descritiva das características dos lotes dos irrigantes amostrados no PITR

Indicadores	Média	Desvio Padrão
Área do lote (ha)	8,35	1,46
Área irrigada (ha)	5,77	2,50
Microaspersão (ha)	5,31	2,46
Gotejamento (ha)	3,00	2,13
Sistema de irrigação		
Microaspersão	0,63	0,31
Gotejamento	0,10	0,49
Microaspersão e Gotejamento	0,27	0,45
Culturas Temporárias		
Mandioca	0,32	0,48
Feijão	0,16	0,37
Capim	0,13	0,34
Batata doce	0,10	0,30
Outro (sorgo, milho)	0,10	0,30
Culturas Semiperenes e Perenes		
Banana	0,61	0,50
Goiaba	0,45	0,51
Acerola	0,19	0,40
Mamão	0,10	0,30
Outro (coco, manga, graviola, uva)	0,26	0,44

Fonte: Dados da pesquisa

A Tabela 3 mostra a média e o desvio padrão das características socioeconômicas dos irrigantes amostrados no PITR.

A área do lote variou entre 0,5 e 14 ha, com médio de 8,35 ha e desvio padrão de 1,46 ha. A média da área irrigada foi 5,77 ha, com desvio padrão de 2,5 ha. Em termos médios, a área irrigada representou 70% da área total do lote, o que demonstra que uma parcela considerável da área do lote encontrava-se ociosa naquele ano, o que pode ser explicado pela seca que afetou a região no período de 2011 a 2015.

Em termos médios, a área irrigada por microaspersão foi maior do que a área irrigada por gotejamento, 5,31 e 3,0 ha, respectivamente. Do total de lotes amostrados, 63% deles utilizavam apenas microaspersão, 10% apenas gotejamento e 27% utilizavam os dois sistemas de irrigação na propriedade. Portanto, a microaspersão foi o sistema de irrigação predominante nos lotes amostrados, tanto em frequência de uso quanto área irrigada.

As culturas agrícolas exploradas nos lotes, em 2014, com maior frequência, segundo indicações dos irrigantes, foram: mandioca (32%) e feijão (16%), entre as culturas temporárias; e banana (61%), goiaba (45%) e acerola (19%), entre as culturas semiperenes e perenes (Tabela 4). Souza et al. (2006), estudando a eficiência de irrigação em perímetros irrigado no estado do Ceará, constaram que as culturas semiperenes e perenes têm maior demanda de água do que as culturas temporárias.

A Tabela 4 apresenta a média e o desvio padrão das variáveis que descrevem as características dos lotes amostrados no PITR.

## ANÁLISE DAS PREFERÊNCIAS DOS IRRIGANTES

Para a análise das preferências dos irrigantes por métodos de cobrança de água bruta no PITR foram estimados quatro modelos logísticos: modelo logit condicional (MLC), simples e expandido (MLC 1 e 2); e modelo logit misto (MLM), simples e expandido (MLM 1 e 2). O modelo logit simples considerou apenas os efeitos principais dos atributos enquanto o modelo logit expandido incluiu ambos, os atributos do método de cobrança e os termos de interação entre variáveis. Os resultados dos modelos estimados são mostrados na Tabela 5.

Depois de testar a significância de vários termos de interação, foram mantidas nas versões expandidas dos modelos logit condicional e misto as seguintes variáveis:

área irrigada versus cobrança por cultura (*AREAIRRXMCCULTURA*); área irrigada versus garantia de 5 mil m<sup>3</sup>/mês (*AREAIRRXGAR5MIL*); escolaridade versus cobrança por cultura (*ESCOLXMCCULTURA*); escolaridade versus garantia de 5 mil m<sup>3</sup>/mês (*ESCOLXGAR5MIL*); localização do lote versus cobrança por cultura (*LIMOXMCCULTURA*); e localização versus garantia de 5 mil m<sup>3</sup>/mês (*LIMOXGAR5MIL*).

Comparando o logaritmo da verossimilhança (LL) do modelo final com o do modelo nulo (sem variáveis explicativas), observa-se que os modelos finais ajustaram melhor os dados do que o modelo nulo, o que foi confirmado pela significância ao nível de 1% do teste da razão de verossimilhança (LR) para os quatro modelos estimados. Portanto, as variáveis explicativas conjuntamente se mostraram significativas em explicar as probabilidades de escolhas dos sistemas de cobrança de água bruta pelos irrigantes.

Os critérios de seleção dos modelos foram o pseudo R-quadrado (pseudo R<sup>2</sup>) e os critérios de informação, Akaike (AIC) e Bayesiana (BIC). Esses critérios mostraram resultados ambíguos para ambos os modelos, logit condicional e misto. O pseudo R<sup>2</sup> somente foi calculado para os modelos logit condicionais.

Para os modelos logit condicionais, o MLC 2 foi ligeiramente melhor do que o MLC 1 em ajustar os dados, tomando como base o pseudo R<sup>2</sup>. Já os testes AIC e BIC foram inconclusivos quanto à identificação do melhor dentre os modelos logit condicionais: o AIC indicou o MLC 2 enquanto o BIC apontou o MLC 1. Por sua vez, o teste de Hausman-McFadden mostrou que os dois modelos logit condicionais (MLC 1 e 2) violaram o pressuposto IIA. Por esta razão, os dados foram ajustados utilizando o modelo logit misto que dispensa a observância do pressuposto de IIA e permite controlar a heterogeneidade das preferências dos irrigantes pelos métodos de cobrança.

Para os modelos logit mistos, os critérios de informação, AIC e BIC, também foram ambíguos quanto a identificar o melhor modelo: o AIC indicou o MLM 2 enquanto o BIC apontou o MLM 1. Porém, comparando todos os modelos estimados, embora não seja possível dizer qual dos quatro é o melhor, os modelos logit mistos ajustaram melhor os dados do que os modelos logit condicionais. Assim sendo, os coeficientes das variáveis são interpretadas com base nestes dois modelos (MLM 1 e 2).

No modelo logit misto simples (MLM 1), todos os coeficientes dos atributos se mostraram significativos

TABELA 5  
Modelos Logísticos dos Métodos de Cobrança de Água Bruta do PITR

Variáveis	Modelo Logit Condicional <sup>1</sup>				Modelo Logit Misto <sup>2</sup>			
	MLC 1		MLC 2		MLM 1		MLM 2	
	Coef.	P > z	Coef.	P > z	Coef.	P > z	Coef.	P > z
<i>MCCULTURA</i>	-1.311***	0.005	0.650	0.546	-2.099***	0.005	0.691	0.633
<i>MCVOLUME</i>	0.493***	0.001	0.585*	0.078	0.809*	0.066	0.844*	0.065
<i>COMTRANS</i>	0.429	0.111	0.616*	0.068	0.773*	0.095	0.860*	0.065
<i>GAR5MIL</i>	2.275***	0.001	-1.658*	0.074	4.559***	0.001	-1.220	0.543
<i>TARIFA</i>	-0.791***	0.001	-0.895***	0.000	-1.209***	0.000	-1.140***	0.000
<i>AREAIRR X MCCULTURA</i>			-0.473**	0.014			-0.590**	0.031
<i>AREAIRR X GAR5MIL</i>			0.780***	0.000			1.047***	0.009
<i>EDUC X MCCULTURA</i>			-1.471**	0.049			-1.894*	0.084
<i>EDUC X GAR5MIL</i>			1.075*	0.078			0.926	0.523
<i>LIMO X MCCULTUR</i>			3.126***	0.000			4.083***	0.002
<i>LIMO X GAR5MIL</i>			-1.564**	0.025			-2.364	0.136
<i>DP(MCCULTURA)</i>					2.016**	0.035	-0.733	0.491
<i>DP(MCVOLUME)</i>					-0.383	0.686	-0.483	0.599
<i>DP(COMTRANS)</i>					-1.049*	0.069	-0.953	0.145
<i>DP(GAR5MIL)</i>					3.749**	0.010	2.574***	0.006
<i>ASC</i>	1.557***	0.005	1.662***	0.006	2.518***	0.002	2.233***	0.005
Número de obs.	537		537		537		537	
Número de parâmetros	6		12		6		12	
LL (nulo)	-116.49		-104.71		-114.93		-98.05	
LL (final)	-115.07		-98.13		-102.20		-91.19	
LR chi2(5)	163.16***		197.03***		25.74***		13.89***	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.4148		0.5010					
AIC	242.15		220.27		224.41		214.38*	
BIC	267.86		271.70		267.27*		282.95	
LR chi2(5) (Lr/Lu)			33.88***					

Notas: (\*), (\*\*) e (\*\*\*) significam significativos ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente. MLC 1 é o modelo logit condicional simples; MLC 2 é o modelo logit condicional expandido; MLM 3 é o modelo logit misto simples; e o MLM 4 é o modelo logit misto expandido. (1) Os modelos logits condicional, simples e expandido, foram estimados por meio do comando *clogit* do programa estatístico Stata 13; (2) Os modelos logits mistos, simples e expandido, foram estimados por meio do comando *mixlogit* do programa estatístico Stata 13.

Fonte: Dados da pesquisa

ao nível de 5% e apresentaram os sinais intuitivamente esperados. Os coeficientes aleatórios dos desvios padrões das variáveis *MCCULTURA*, *COMTRANS* e *GAR5MIL* foram significativos apenas ao nível de 10%. O coeficiente do desvio padrão relativo ao método de cobrança volumétrico (*MCVOLUME*) não se mostrou significante ao nível de 10%.

O modelo logit misto expandido (MLM 2) confirmou os sinais dos coeficientes no modelo logit misto simples (MLM 1). No MLC 2, ao incluir os termos de interação, algumas variáveis deixaram de ser significantes

ao nível de 10%, como foi o caso de *MCCULTURA*, *GAR5MIL*, *DP(MCCULTURA)*, *DP(MCVOLUME)* e *DP(COMTRANS)*. Esta instabilidade quanto à significância das variáveis pode ser um sintoma da presença de multicolinearidade no modelo logit misto expandido.

No modelo logit misto simples (MLM 1), os coeficientes que obtiveram sinais positivos, que significam ganhos de utilidade para os irrigantes individuais, foram a cobrança volumétrica (*MCVOLUME*), transação do direito de uso da água bruta (*COMTRANS*) e garantia de 5 mil m<sup>3</sup>/mês (*GAR5MIL*). Os coeficientes que obtiveram

sinais negativos, que significam perdas de utilidade dos irrigantes, foram: cobrança por cultura (*MCCULTURA*) e tarifa da água bruta (*TARIFA*). Todos os coeficientes mostraram-se estatisticamente significantes ao nível de 10% ou menos.

No modelo logit condicional expandido (MLM 2), os coeficientes dos atributos do método de cobrança que se mostraram significantes, ao nível de até 10%, foram a cobrança por volume (*MCVOLU*), com transação do direito de uso da água (*COMTRANS*) e a tarifa da água bruta (*TARIFA*). Dentre os coeficientes dos termos de interação, apenas *EDUCXGAR5MIL* e *LIMOXGAR5MIL* não se mostraram significativos. Os coeficientes garantia de 5 mil m<sup>3</sup>/mês (*GAR5MIL*) e método de cobrança por cultivo (*MCCULTURA*) não foram significantes nem mesmo ao nível de 10%. Dentre os coeficientes dos desvios padrões, somente a garantia de água bruta apresentou significância ao nível de 1%. Isto significa que os coeficientes da cobrança por cultura, cobrança por volume, e com transação poderiam ter sido considerados como variáveis não aleatórias.

Em ambos os modelos, MLM 1 e 2, a tarifa de água bruta (*TARIFA*) obteve coeficiente negativo e significativo ao nível de 1%. Portanto, a tarifa é negativamente correlacionada com a probabilidade de escolha, o que significa que, mantendo as outras variáveis constantes, quanto maior a tarifa de água bruta, menor a utilidade dos irrigantes. Este resultado está de acordo com a racionalidade econômica e confirma os resultados obtidos por Blamey et al. (1999) e Veetil et al. (2014).

No MLM 1, o método de cobrança por cultura (*MCCULTURA*) foi significativo ao nível de 1% e apresentou sinal negativo. O sinal negativo do coeficiente da *MCCULTURA* significa que a utilidade do irrigante diminuiu com o método de cobrança por cultura. Talvez porque a cobrança por cultura limite a capacidade do irrigante em responder ao aumento da tarifa, já que as culturas agrícolas menos intensiva em água e de elevado valor comercial sejam em menor número.

Esta racionalidade é confirmada, no MLM 2, ao observar a variável *MCULTURA* interagindo com outras variáveis. A probabilidade de escolha do método de cobrança por cultura diminuiu quando o nível de escolaridade do irrigante aumentou, já que maior escolaridade pode implicar em maior capacidade do

irrigante de avaliar os impactos deste método sobre o uso da água e desempenho do cultivo. Porém, ainda segundo o MLM 2, o irrigante localizado no município de Limoeiro do Norte prefere o método de cobrança por cultura, talvez pelo fato de estar localizado nas tributárias e sofrerem externalidades negativas causadas por irrigantes posicionados ao longo do canal principal.

O coeficiente da cobrança volumétrica (*MCVOLU*) mostrou-se positivo e significativo ao nível de 10% em ambos os modelos (MLM 1 e 2). Isto significa que este tipo de cobrança aumentou a utilidade do irrigante quando comparado com a cobrança corrente, ajustado para as outras variáveis. A preferência pela cobrança volumétrica pode indicar a preocupação do irrigante em corrigir a desigualdade na distribuição dos custos da água bruta criada pelo método de cobrança corrente. No método de cobrança volumétrica, os irrigantes pagariam pelo consumo do lote, o que pode levar à alocação eficiente da água. Veetil et al. (2014) argumenta que a cobrança volumétrica requer administração local efetiva e hidrômetros instalados nos lotes, condições estas precariamente atendidas em distritos de irrigação nos países em desenvolvimento.

No MLM 1, o coeficiente da garantia de 5 mil m<sup>3</sup>/mês de água bruta se mostrou significativo ao nível de 1% e positivo. Isto indica que a utilidade do irrigante aumenta à medida que se aumenta a garantia de oferta de água, o que está de acordo com a racionalidade econômica. De acordo com o MLM 2, observa-se que a garantia está associada positiva e significativamente ao tamanho da área irrigada. Portanto, quanto maior a área irrigada, maior a disposição a pagar do irrigante pelo aumento da garantia de oferta de água.

Embora insignificante, a garantia teve coeficiente negativo significando que o irrigante localizado em Limoeiro do Norte prefere não ter aumento da garantia, ou seja, passar de nenhuma garantia para garantia de 5 mil m<sup>3</sup>/mês. O aumento da garantia favoreceria aos irrigantes localizados nos canais principais, uma vez que a demanda desses irrigantes seria atendida primeiro, reduzindo relativamente a quantidade e a qualidade da água para os irrigantes localizados nas tributárias. Portanto, para esses últimos, o aumento da garantia de oferta de água bruta pode significar insegurança hídrica.

## ANÁLISE DE BEM ESTAR

As disposições a pagar marginais (DAPs) dos atributos estimados pelos MLC 1 e 2 assumiram valores constantes e iguais para os irrigantes da amostra. Já para as versões expandidas dos modelos logit condicional e misto, as disposições a pagar marginais foram estimadas para os valores médios das variáveis explicativas.

As médias das DAPs dos MLC 1 e MLM 1 (modelos simples) tiveram os mesmos sinais, o mesmo acontecendo para o MLC 2 e MLM 2 (modelos expandidos). As DAPs dos modelos MLC 1 e MLM 1 foram positivas para a cobrança volumétrica, transação do direito de uso da água bruta e garantia de 5 mil m<sup>3</sup>/mês. A DAP positiva significa que o irrigante está disposto a substituir a situação corrente pelo nível do atributo proposto. Por exemplo, os irrigantes preferiram o método de cobrança volumétrica ao invés da forma de cobrança corrente (Distar).

Analisando as DAPs estimadas pelo MLM 1, os atributos que obtiveram a média da DAP estatisticamente diferente de zero, ao nível de 5%, foram MCCULTURA, COMTRANS e GAR5MIL. A média da DAP do método de cobrança volumétrica pode assumir valor zero, uma vez que o intervalo de confiança para esta variável ficou entre -R\$ 0,02 e R\$ 1,50/1.000 m<sup>3</sup>.mês, portanto, a DAP média se mostrou estatisticamente insignificante.

Em termos médios, o maior valor da disposição a pagar dos irrigantes foi atribuída à garantia de oferta de água bruta, com média de R\$ 3,77/1.000 m<sup>3</sup>.mês (I.C. 95%: 1,75; 6,75) para sair da ausência de garantia para a

garantia de 5 mil m<sup>3</sup>/mês. Em geral, os irrigantes atribuíram maior peso aos ganhos de utilidade proporcionados pelo aumento da garantia por oferta de água do que pela mudança em outros atributos.

Da mesma forma, os irrigantes estavam dispostos a pagar em torno de R\$ 0,65/1.000 m<sup>3</sup>.mês, tanto para poder transacionar o direito do uso da água quanto para instituir o método de cobrança volumétrica. Por outro lado, os irrigantes preferiram o método de cobrança pela Distar do que ao método de cobrança por cultura, de tal forma que para substituir o primeiro pelo segundo, os irrigantes estavam dispostos a receber uma compensação (ou subsídio) no valor de R\$ 1,74/1.000 m<sup>3</sup>.mês.

O coeficiente específico da alternativa (ASC) mede o valor máximo da disposição a pagar marginal do irrigante, em termos médios, para mudar do cenário corrente (SQ) para outro cenário alternativo que, segundo o MLM 1, ficou em torno de R\$ 2,00/1.000 m<sup>3</sup>.mês. Os outros modelos estimaram valores aproximados a este valor, o que demonstra certo grau de consistência entre os modelos.

A Tabela 6 mostra a disposição a pagar (DAP) dos atributos do método de cobrança de água bruta estimada a partir dos modelos logit, condicional e misto, para a amostra.

As probabilidades de escolha dos cenários apresentados nos conjuntos de escolha do experimento foram estimadas para os quatro modelos logit (Tabela 7). Os modelos mostraram-se consistentes quanto aos valores das probabilidades de escolhas dos cenários. Quando ordenados em função das probabilidades, a ordem dos

TABELA 6  
Disposição a pagar por mudança nos atributos do método de cobrança de água bruta

	DAP-MLC 1 (R\$/ 1.000 m <sup>3</sup> .mês)			DAP-MLC 2 (R\$/1.000 m <sup>3</sup> .mês)			DAP-MLM 1 (R\$/1.000 m <sup>3</sup> .mês)			DAP-MLM 2 <sup>1</sup> (R\$/1.000 m <sup>3</sup> .mês)		
	Média	IC <sup>2</sup> (95%)		Média	IC (95%)		Média	IC <sup>2</sup> (95%)		Média	IC (95%)	
<i>ASC</i>	1.96	0.75	3.17	1.86	0.73	2.99	2.08	1.01	3.14	1.96	0.81	3.09
<i>MCCULTURA</i>	-1.65	-2.73	-0.57	0.73	-1.66	3.11	-1.74	-3.32	-0.68	0.61	-2.05	3.29
<i>MCVOLUME</i>	0.62	-0.15	1.39	0.65	-0.09	1.40	0.67	-0.02	1.50	0.74	-0.02	1.65
<i>COMTRANS</i>	0.54	-0.24	1.33	0.69	-0.10	1.48	0.64	-0.06	1.63	0.75	-0.01	1.84
<i>GAR5MIL</i>	2.87	1.61	4.13	-1.85	-3.95	0.25	3,77	1.75	6.75	-1.07	-5.14	2.80

Nota: (1) Os efeitos interativos foram estimados com as médias das variáveis de interação; (2) IC significa Intervalo de Confiança, os quais foram estimados por meio do procedimento de *bootstrap* proposto por Krinsky e Robb (1986), baseado em 1.000 repetições de uma distribuição normal multivariada com média e matriz variância-covariância dos parâmetros estimados do modelo. Para o cálculo da DAP média utilizou-se o função `mwtp()` do programa estatístico R (AIZAKI; NAKATANI; SATO, 2015).

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 7  
**Probabilidade de escolha dos cenários pelos irrigantes amostrados**

Cenário	N.	Probabilidade			
		MLC 1	MLC 2	MLM 1	MLM 2
SQ	180	0.170 (8°)	0.143 (8°)	0.096 (9°)	0.085 (9°)
C1	40	0.748 (3°)	0.703 (3°)	0.650 (3°)	0.659 (3°)
C2	40	0.121 (9°)	0.100 (9°)	0.108 (8°)	0.112 (8°)
C3	40	0.266 (7°)	0.309 (7°)	0.279 (7°)	0.264 (7°)
C4	40	0.639 (4°)	0.658 (4°)	0.548 (4°)	0.550 (4°)
C5	40	0.525 (6°)	0.545 (6°)	0.464 (6°)	0.443 (6°)
C6	40	0.810 (2°)	0.770 (2°)	0.714 (2°)	0.733 (2°)
C7	40	0.830 (1°)	0.792 (1°)	0.770 (1°)	0.806 (1°)
C8	40	0.589 (5°)	0.601 (5°)	0.484 (5°)	0.509 (5°)
C9	40	0.051 (10°)	0.059 (10°)	0.051 (10°)	0.042 (10°)

cenários manteve-se consistentes entre os modelos, exceto pelos cenários SQ e C2 cujas ordens diferiram entre os modelos logit condicional e logit misto. No modelo logit condicional, o SQ e C2 foram ordenados na 8ª e 9ª posições, respectivamente; já no modelo logit misto, as ordens desses cenários foram invertidas.

As probabilidades estimadas pelos modelos logit condicionais foram ligeiramente maiores do que as estimadas pelos modelos logit mistos. Tomando as probabilidades estimadas pelo MLM 2 as três maiores probabilidade de escolha foram observadas para C7 (0,81), C6 (0,73) e C1 (0,66) enquanto as três menores foram C9 (0,04), SQ (0,09) e C2 (0,11). Portanto, os cenários dominantes nos conjuntos de escolha, de acordo com as preferências dos irrigantes, foram C7, C6, C1 e C4 e C8, que individualmente tiveram probabilidade de escolha superior a 50%. Os cenários dominantes servem de referência para a formulação de um método de cobrança de água bruta para o PITR que atenda as preferências dos irrigantes de pequenos lotes.

A Tabela 7 apresenta as probabilidades estimadas pelos modelos logísticos para os cenários propostos no desenho experimental, inclusive para o cenário que descreve a situação corrente (*status quo*).

## CONCLUSÕES

O perfil do irrigante se caracterizou por ser do sexo masculino, com idade média de 43 anos, possuir ensino médio completo e renda familiar mensal de R\$ 2.863,00, da qual 40% dela se originava da agricultura irrigada.

Em média, a área do lote era de 8,4 ha e a área irrigada, 5,8 ha, evidenciando que a área do lote de pequenos produtores era subutilizada. O sistema de irrigação por microaspersão ocupava maior área dos lotes em uma razão de 2:1 quando comparado com a área ocupada por irrigação por gotejamento. As culturas agrícolas indicadas pelos irrigantes com maior frequência foram mandioca, feijão banana, goiaba e acerola.

Embora os critérios de seleção do melhor modelo tenham mostrado resultados ambíguos, o modelo logit misto simples (dos efeitos principais) ajustou melhor os dados das escolhas. Neste modelo, todos os coeficientes se mostraram significativos ao nível de 10% e com os sinais esperados. Quando comparado com os atributos na situação corrente (*status quo*), os níveis dos atributos que contribuíram para aumentar a utilidade do irrigante foram o método de cobrança volumétrica, transação do direito do uso da água bruta e garantia de 5 mil m<sup>3</sup>/mês. Por outro lado, os atributos que declinaram a utilidade do irrigante foram o método de cobrança por cultura e tarifa de água bruta.

As estimativas das disposições a pagar marginal (DAPs) dos níveis dos atributos mostraram-se consistentes entre os modelos estimados. Tomando como base as estimativas das DAPs do melhor modelo, os irrigantes estavam dispostos a pagar valores positivos pelo método de cobrança volumétrica, com permissão de transação do direito de uso da água bruta e garantia de 5 mil m<sup>3</sup>/mês; e estavam dispostos a receber compensação pelo método de cobrança por cultura. Os irrigantes atribuíram maior peso aos ganhos de utilidade proporcionados pelo aumento



da garantia por oferta de água. Dos níveis dos atributos, apenas o método de cobrança por cultura e a garantia de 5 mil m<sup>3</sup>/mês mostraram-se estatisticamente significativos.

Em média, a disposição a pagar marginal do irrigante pela mudança do sistema de cobrança de água da situação corrente para um cenário alternativo proposto foi estimada

em torno de R\$ 2,00/1.000 m<sup>3</sup>.mês. Esse resultado evidenciou que o irrigante típico do lote de pequeno porte do Perímetro Irrigado dos Tabuleiros de Russas pode obter benefícios pela substituição do sistema de cobrança de água bruta corrente por outro sistema de cobrança que reflita sua preferência por método de cobrança.

## Referências

- AGRESTI, A. *Categorical data analysis*. 2nd ed., Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2002.
- AIZAKI, H.; NAKATANI, T.; SATO, K. *Stated preference methods using R*. Boca Raton: CPR Press, 2015.
- ALCON, F.; TAPSUWAN, S.; BROUWER, R.; MIGUEL, M. D. A choice experiment of farmer's acceptance and adoption of irrigation water supply management policies. In: EUROPEAN ASSOCIATION OF AGRICULTURAL ECONOMISTS (EAAE) 2014 CONGRESS, Annals... Ljubljana, Slovenia, 2014.
- BARTON, D. N.; BERGLAND, O. Valuing irrigation water using a choice experiment: an 'individual status quo' modeling of farm specific water scarcity. *Environment and Development Economics*, v. 15, n. 3, p. 321-340, 2010.
- BATEMAN, J.; CARSON, R. T.; DAY, B.; HANEMANN, M.; HANLEY, N.; HETT, T.; JONES-LEE, M.; LOOMES, G.; MOURATO, S.; ÖZDEMIROGLU, E.; PEARCE, D.W.; SUGDEN, R.; SWANSON, J. *Economic valuation with stated preference techniques: A manual*. Cheltenham-UK: Edward Elgar, 2002.
- BELL, A. R.; SHAH, M. A. A.; WARD, P. S. Reimagining cost recovery in Pakistan's irrigation system through willingness-to-pay estimates for irrigation water from a discrete choice experiment. *Water Resources Research*, n.50, p. 6679-6695, 2014.
- BEN-AKIVA, M.; LERMAN, S. R. *Discrete choice analysis: theory and application*. The MIT Press, MA, USA, 1985.
- BENNETT, J.; ADAMOWICZ, V. Some fundamentals of environmental choice modeling. In: BENNETT, J.; BLAMEY, R. (Orgs.). *The choice modeling approach to environmental valuation*. Massachusetts (USA): Edward Elgar Publishing, p. 37-70, 2001.
- BERBEL, J.; GOMEZ-LIMÓN, J. A. The impact of water-pricing policy in Spain: An analysis of three irrigated areas. *Agricultural Water Management*, n. 43, p. 219-238, 2000.
- BLAMEY, R.; GORDON, J.; CHAPMAN, R. Choice modeling: Assessing the environmental values of water supply options. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, v. 43, n. 3, p. 337-357, 1999.
- CARSON, R. T.; LOUVIERE, J. J.; ANDERSON, D. A.; ARABIE, P.; BUNCH, D. S.; HENSHER, D. A.; JOHNSON, R. M.; KUHFELD, W. F.; STEINBERG, D.; SWAIT, J.; TIMMERMANS, H.; WILEY, J. B. Experimental analysis of choice. *Marketing Letters*, v. 5, p. 351-368, 1994.
- DINAR, A.; MODY, J. Irrigation water management policies: Allocation and pricing principles and implementation experience. *Natural Resources Forum*, n. 28, p. 112-122, 2004.
- DNOCS. *100 anos de Atuação no Estado do Ceará*. Fortaleza: INESP, 2010.
- HANEMANN, W. M. Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses. *American J. Agr. Economics*, p. 332-341, August 1984.
- HANEMANN, W.M.; LOOMIS, J.B.; KANNINEN, B. Statistical Efficiency of double-bounded dichotomous choice contingent valuation. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 73, n. 4, p. 1255-1263, 1991.
- HANLEY, N.; MOURATO, S.; WRIGHT, R. E. Choice modeling approaches: a superior alternative for environmental valuation? *Journal of Economic Survey*, v. 15, n. 3, p. 435-462, 2001.
- HENSHER, D. A.; ROSE, J. M.; GREENE, W. H. *Applied choice analysis: A primer*. Cambridge University Press, UK, 2005.
- HOSMER, D.W.; LEMESHOW, S. *Applied logistic regression*. 2nd Ed., Wiley Series in Probability and Statistics, John Wiley & Sons, Inc., NY, USA, 2000.
- JOHANSSON, R. C.; TSUR, Y.; ROE, T. L.; DOUKKALI, R.; AND DINAR, A. Pricing irrigation water: A review of theory and practice. *J. Water Policy*, v. 4, n. 2, p. 173-199, 2002.
- KRINSKY, I.; ROBB, A. L. On approximating the statistical properties of elasticities. *The Review of Economics and Statistics*, v. 68, n. 4, p. 715-719, 1986.

- KRINSKY, I.; ROBB, A. L. On approximating the statistical properties of elasticities: A correction. *The Review of Economics and Statistics*, v. 72, n. 1, p. 189-190, 1990.
- LACERDA, N. B.; OLIVEIRA, T. S. Agricultura irrigada e a qualidade de vida dos agricultores em perímetros do estado do Ceará. *Revista Ciência Agronômica*, v. 38, n. 2, p. 216-223, 2007.
- LANCASTER, K. A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy*, n. 84, p. 132-157, 1966.
- MCFADDEN, D. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In: Zarembka, P. (ed.) *Frontier in Econometrics*. N.Y.: Academic, p. 105-142, 1974. Disponível em: <https://eml.berkeley.edu/reprints/mcfadden/zarembka.pdf>. Acesso em: 24 nov. 2015.
- MCFADDEN, D.; TRAIN, K. Mixed MNL models for discrete response. *J. Applied Econometrics*, n. 15, p. 447-470, 2000.
- MENDONÇA, K. V.; CAMPOS, R. T.; LIMA, P. V. P. S.; BATISTA, P. C. S. Análise das causas socioeconômicas da pobreza rural no Ceará. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 41, n. 3, p. 519-542, jul-set. 2010.
- MOLLE, F.; BERKOFF, J. Water pricing in irrigation: Mapping the debate in the light of experience. In: MOLLE, F.; BERKOFF, J. *Irrigation water pricing policy: The gap between theory and practice*. London: GAP International, p. 21-93, 2007.
- PEARCE, D. (Ed.) *Environmental valuation in developed countries: case studies*. Edward Elgar, Cheltenham, UK, 2006.
- REVENGA, C.; BRUNNER, J.; HENNIGER, N.; KASSEM, K.; PAYNE, R. *Pilot analysis of global ecosystems: Freshwater systems*. Washington, DC: World Resources Institute, 2000.
- RIGBY, D.; ALCON, F.; BARTON, M. Supply uncertainty and the economic value of irrigation water. *European Review of Agricultural Economics*, n. 37, n. 1, 2010.
- SAMPATH, R. K. Issues in irrigation pricing in developing countries. *World Development*, v.20, n. 7, p. 967-977, 1992.
- SOUZA, F.; BARBOSA, F. C.; TEIXEIRA, A. S.; COSTA, R. N. T. Eficiência de irrigação em perímetros irrigados do estado do Ceará – Brasil. In: CONGRESSO RED IBEROAMERICANO DE RIEGOS CYTED 2006, Anais..., Montecillo, Texcoco, México, 2006. Disponível em: [http://ceer.isa.utl.pt/cyted/mexico2006/tema%203/21\\_FSouza\\_Brazil.pdf](http://ceer.isa.utl.pt/cyted/mexico2006/tema%203/21_FSouza_Brazil.pdf). Acesso em: 28 nov. 2015.
- SPEELMAN, S.; BUYASSE, J.; FAROLFI, S.; FRIJA, A.; D'HAESE, M., AND D'HAESE, L. Estimating the impacts of water pricing on smallholder irrigators in North West Province, South Africa. *Agricultural Water Management*, v. 96, n. 11, p. 1560-1566, 2009.
- TRAIN, K. E. *Discrete choice methods with simulation*. N.Y.: Cambridge Univ. Press, 2003.
- TSUR, Y. Economic aspects of irrigation water pricing. *Canadian Water Resource*, v. 30, n. 1, p. 31-46, 2005.
- TURNER, R. K.; GEORGIU, S.; CLARKE, R.; BROUWER, R. Economic valuation of water resources in agriculture. From the sectoral to a functional perspective of natural resource management. *FAO Water Report 27*, FAO, Rome, 2004.
- VEETIL, P. C.; SPEELMAN, S.; FRIJA, A.; BUYASSE, J.; MONDELAERS, K.; VAN HUYLENBROECK, G. Price sensitivity of farmer preferences for irrigation water-pricing method: Evidence from a choice model analysis in Krishna River Basin, India. *Journal of Water Resources Planning and Management*, n. 137, p. 205-214, 2011.
- YOUNG, R. A. *Determining the economic value of water: concepts and methods*. Washington: Resources for the Future, 2005.

**Rogério César Pereira de Araújo** Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, Fortaleza- CE, Brasil. E-mail: [rcpa@ufc.br](mailto:rcpa@ufc.br)  
Contribuição do autor:

Orientou o trabalho de dissertação que deu origem ao artigo.

**Alisson Costa Coutinho** Secretaria de Urbanismo e Meio Ambiente da Prefeitura Municipal de Fortaleza, Fortaleza- CE, Brasil. E-mail: [alissonzg@gmail.com](mailto:alissonzg@gmail.com)  
Contribuição do autor:

Desenvolveu o trabalho de dissertação no Mestrado Acadêmico em Desenvolvimento e Meio Ambiente da Universidade Federal do Ceará, que deu origem ao artigo.