

Estimation of economic benefits due to improvements in basic sanitation services through choice experiments

Estimación de beneficios económicos por mejoras en los servicios de saneamiento básico mediante experimentos de elección

Juan W. Tudela-Mamani^{1*}; Juan A. Leos-Rodríguez²

¹Universidad Nacional del Altiplano, Facultad de Ingeniería Económica. Av. El Ejército 329. A. P. 291. Puno, República del Perú.

²Universidad Autónoma Chapingo, Centro de Investigaciones Económicas, Sociales y Tecnológicas de la Agroindustria y la Agricultura Mundial (CIESTAAM). km 38.5 carretera México-Texcoco. C. P. 56230. Chapingo, Texcoco, Estado de México, México.

*Corresponding author: jtudela@unap.edu.pe, tel.: 51 (051)-368338

Abstract

Introduction: The management of basic sanitation services in Peru is considered a high priority public policy.

Objective: To estimate the economic benefits of an improvement in the provision of basic sanitation services (water, sewage and wastewater treatment) in Puno, Peru.

Materials and methods: The economic benefits were estimated from data obtained in a survey of 392 heads of family. The econometric estimates were made through a choice experiment with multinomial logit and mixed logit models.

Results and discussion: An aggregate marginal willingness to pay of 9.95 PEN (3.32 USD) per month per dwelling was estimated; if the total number of favored households is considered, this amount represents a measure of economic benefit. The wastewater treatment attribute is more valued than the water and sewage provision attributes. With respect to the models used, the mixed logit-dummy codes model presented greater theoretical consistency of the results.

Conclusion: The choice of options for improving basic sanitation services is strongly conditioned by the educational level and monthly income of the users. Any policy aimed at improving basic sanitation services in the city of Puno should focus on solving the issue of wastewater treatment.

Resumen

Introducción: La gestión de servicios de saneamiento básico en Perú es considerada política pública de alta prioridad.

Objetivo: Estimar los beneficios económicos por una mejora en la provisión de servicios de saneamiento básico (agua, alcantarillado y tratamiento de aguas) en Puno, Perú.

Materiales y métodos: Los beneficios económicos se estimaron a partir de los datos obtenidos en una encuesta a 392 jefes de familia. Las estimaciones econométricas se hicieron mediante un experimento de elección con modelos logit multinomial y logit mixto.

Resultados y discusión: Se estimó una disposición a pagar marginal agregada de 9.95 PEN (3.32 USD) mensuales por vivienda; si se considera el total de hogares favorecidos, dicha cantidad representa una medida de beneficio económico. El atributo tratamiento de aguas residuales es más valorado que los atributos provisión de agua y alcantarillado. Con respecto a los modelos utilizados, el modelo logit mixto-dummy codes presentó mayor consistencia teórica de los resultados.

Conclusión: La elección de alternativas de mejora en los servicios de saneamiento básico está fuertemente condicionada por el nivel educativo y el ingreso monetario mensual de los usuarios. Cualquier política orientada a mejorar los servicios de saneamiento básico en la ciudad de Puno debe enfocarse en la solución del tema de tratamiento de aguas residuales.

Keywords: multinomial logit; mixed logit; maximum simulated likelihood; economic value.

Palabras clave: logit multinomial; logit mixto; máxima verosimilitud simulada; valor económico.

Introduction

Policy decisions in any sector of the economy produce changes in society's welfare; consequently, the potential benefits generated have to be quantified to justify the costs associated with their implementation (Uribe, Mendieta, Jaime, & Carriazo, 2003). One of the most promising methodologies in this field is the choice experiments (CEs) that are part of multi-attribute valuation methods (Holmes & Adamowicz, 2003).

Interest in multi-attribute valuation methods has increased, in part, as a response to the questions posed to the contingent valuation method (CVM). Multi-attribute valuation techniques are divided into two categories that differ according to the measurement scale used. In the first category are the preference-based approaches, where individuals rank alternative scenarios on a cardinal scale. The second category consists of choice-based approaches, where individuals are asked to choose (using an ordinal scale) the preferred scenario (Ben-Akiva & Lerman, 1985; Holmes & Adamowicz, 2003).

Regarding the use of CEs, some studies have been conducted in the field of environmental economics. One of them is that of Tudela (2010), who suggests technical criteria to prioritize management policies in protected natural areas of Mexico. Along the same lines, Villota (2009) determined the economic value of the Lenga wetland in Concepción, Chile. Another noteworthy study was conducted by Birol, Karousakis, and Koundouri (2006), who estimated the monetary values of several ecological, social, and economic functions that the Cheimaditida wetland provides to the Greek population. Likewise, Hanley, Wright, and Álvarez-Farizo (2006) estimated the economic value of ecological improvements in the Wear River in the city of Durham, England, and in the Clyde River in central Scotland. Carlsson, Frykblom, and Liljenstolpe (2003) identified the attributes that increase and decrease the welfare of citizens considering their preferences regarding a water wetland in Staffanstorpe, in southwestern Sweden.

On the other hand, several studies involving the use of CEs stand out in the area of economic valuation of improvements in sanitation services. Lucich and Gonzales (2015) disaggregated the value of the quality of the potable water supply service in the city of Tarapoto, Peru. As a result, they found that the attributes of the potable water supply service with the greatest economic value for the users are: quality of the drinking water with respect to its levels of turbidity, hours of water supply and availability of the water resource through the conservation of its source. Justes, Barberán, and Farizo (2014) valued

Introducción

Las decisiones de política en cualquier sector de la economía producen cambios en el bienestar de la sociedad; en consecuencia, los beneficios potenciales generados tienen que cuantificarse para justificar los costos asociados a su implementación (Uribe, Mendieta, Jaime, & Carriazo, 2003). Una de las metodologías más prometedoras en este campo son los experimentos de elección (EE) que forman parte de los métodos de valoración multiatributo (Holmes & Adamowicz, 2003).

El interés en los métodos de valoración multiatributo ha aumentado, en parte, como respuesta a los cuestionamientos planteados al método de valoración contingente (MVC). Las técnicas de valoración multiatributo se dividen en dos categorías que difieren según la escala de medición utilizada. En la primera categoría se encuentran los enfoques basados en las preferencias, donde los individuos califican escenarios alternativos en una escala cardinal. La segunda categoría se compone de enfoques basados en la elección, donde se solicita a los individuos elegir (usando una escala ordinal) el escenario preferido (Ben-Akiva & Lerman, 1985; Holmes & Adamowicz, 2003).

Con respecto al uso de EE, hay algunos estudios realizados en el campo de la economía ambiental. Uno de ellos es el de Tudela (2010), quien sugiere criterios técnicos para priorizar políticas de gestión en áreas naturales protegidas de México. En esa misma línea, Villota (2009) determinaron el valor económico del humedal de Lenga en Concepción, Chile. También destaca el estudio de Birol, Karousakis, y Koundouri (2006), quienes estimaron valores monetarios de varias funciones ecológicas, sociales y económicas que el humedal de Cheimaditida proporciona a la población griega. Asimismo, Hanley, Wright, y Álvarez-Farizo (2006) estimaron el valor económico de mejoras ecológicas en el río Wear en la ciudad de Durham, Inglaterra, y en el río Clyde en el centro de Escocia. Carlsson, Frykblom, y Liljenstolpe (2003) identificaron los atributos que aumentan y disminuyen el bienestar de los ciudadanos considerando sus preferencias sobre un humedal de agua en Staffanstorpe, al suroeste de Suecia.

Por otra parte, varios estudios con el uso de EE destacan en el tema de valoración económica por mejoras en servicios de saneamiento. Lucich y Gonzales (2015) desagregaron el valor de la calidad del servicio de abastecimiento de agua potable en la ciudad de Tarapoto, Perú. Como resultado obtuvieron que los atributos del servicio de abastecimiento de agua potable con mayor valor económico para los usuarios son: calidad del agua potable respecto a sus niveles de turbidez, horas de abastecimiento de agua y disponibilidad del recurso hídrico a través de la conservación de su fuente. Justes,

water uses in the city of Zaragoza, Spain, concluding that the number of household members, employment status, age, income and water consumption level are important variables that must be taken into account in setting rates. Tarfasa and Brouwer (2013) estimated the willingness to pay for improvements in water supply services in an urban area of Ethiopia; the CE design allowed them to estimate the value of water availability for consumption and future supply. Birol and Das (2010) estimated the willingness to pay for improvements in the capacity and technology of a wastewater treatment plant in the municipality of Chandernagore, located on the banks of the Ganges River in India. As for the valuation of water supply preferences, Blamey, Gordon, and Chapman (1999) estimated the environmental value in the context of a consumer evaluating future water supply options in the Australian capital.

Based on a literature review of the subject, it is clearly possible to place a value on the economic benefits generated by public policies aimed at improving the population's welfare. Therefore, the objective of this research was to estimate the potential economic benefits of an improvement in the provision of basic sanitation services (water, sewage and treatment) in the city of Puno, Republic of Peru. Specifically, two results on which we worked on in this research are of interest: the first is to prioritize the intervention alternative that generates the greatest welfare for users, and the second is to identify the socioeconomic variables that condition the choice of options. The results are expected to provide useful information for social actors and become a tool for decision-making in the allocation of resources and management of basic sanitation services in the city of Puno.

Materials and methods

The CE has a theoretical basis in Lancaster's consumer choice model and an econometric basis in the random utility models. "Lancaster breaks with the traditional theory of consumer behavior by assuming that it demands goods by virtue of their characteristics or properties and that it is these characteristics, and not the goods themselves, that generate utility. On the other hand, the theory of random utility assumes a perfectly rational individual that always chooses the alternative that implies a greater expected utility" (Tudela, 2010). Consequently, if different attributes are considered for the different choice alternatives, individuals will express their preferences for a selection of possible combinations. For example, if individuals express their preferences by making choices between alternatives $j = 1, 2, \dots, J$ of choice set C , then the utility for the choice of alternative j for each individual will be given by:

$$U_{ij} = V(Z_{ij}, S_i, M_i) + \varepsilon_{ij}$$

Barberán, y Farizo (2014) valoraron los usos del agua en la ciudad de Zaragoza, España, y concluyeron que el número de miembros del hogar, la situación laboral, la edad, los ingresos y el nivel de consumo de agua son variables importantes que se deben tener en cuenta en el diseño de tarifas. Tarfasa y Brouwer (2013) estimaron la disposición a pagar por mejoras en los servicios de abastecimiento de agua en una zona urbana de Etiopía; el diseño del EE les permitió estimar el valor de la disponibilidad de agua para consumo y el suministro futuro. Birol y Das (2010) estimaron la disposición a pagar por mejoras en la capacidad y la tecnología de una planta de tratamiento de aguas residuales en el municipio de Chandernagore, situado a orillas del río Ganges en la India. En el caso de la valoración de preferencias en el suministro de agua, Blamey, Gordon, y Chapman (1999) estimaron el valor ambiental en el contexto de un consumidor que evalúa opciones de suministro futuro de agua en la capital de Australia.

Con base en la revisión de literatura sobre la temática expuesta, queda claro que es posible valorar los beneficios económicos que generen políticas públicas orientadas a mejorar el bienestar de la población. Por lo anterior, el objetivo de esta investigación fue estimar los beneficios económicos potenciales por una mejora en la provisión de servicios de saneamiento básico (agua, alcantarillado y tratamiento) en la ciudad de Puno, República del Perú. De manera específica, dos resultados sobre los cuales se trabaja en esta investigación son de interés; el primero consiste en priorizar la alternativa de intervención que genera mayor bienestar a los usuarios, y el segundo es identificar las variables socioeconómicas que condicionan la elección de alternativas. Se espera que los resultados provean información de utilidad para los actores sociales y se convierta en herramienta para la toma de decisiones en la asignación de recursos y gestión de los servicios de saneamiento básico en la ciudad de Puno.

Materiales y métodos

El EE tiene una base teórica en el modelo de elección de consumo de Lancaster y una base econométrica en los modelos de utilidad aleatoria. "Lancaster rompe con la teoría tradicional del comportamiento del consumidor al suponer que éste demanda bienes en virtud de sus características o propiedades y que son estas características, y no los bienes en sí, las que generan utilidad. Por su parte, la teoría de la utilidad aleatoria supone un individuo perfectamente racional que opta siempre por la alternativa que le implica una mayor utilidad esperada" (Tudela, 2010). En consecuencia, si se consideran diferentes atributos para las distintas alternativas de elección, los individuos expresarán sus preferencias por una selección de combinaciones

In each alternative of the choice set, the indirect utility function depends on the levels taken by the attributes Z_{ij} , the socioeconomic characteristics of the users S_i and the income M_i . The user i will prefer alternative h over any of the options j in the choice set C , if the utility reported for alternative h is superior to that offered by each of the options; that is, if $U_{ih} > U_{ij} \forall h \neq j; h, j \in C$. Therefore, the probability of choosing alternative h will be:

$$\Pr(ih) = \Pr\{U_{ih}(Z_{ih}, S_i, M_i) > U_{ij}(Z_{ij}, S_i, M_i)\}$$

The utility is composed of a deterministic component v_{ih} and an unobserved component of random error ε_{ih} . The observed component of utility (indirect utility function) can be expressed as a linear function of the explanatory variables:

$$v_{ij} = \alpha_j + \beta_1 Z_1 + \beta_2 Z_2 + \dots + \beta_k Z_k + \gamma(M_i - \text{COST}_j) + \delta_1(S_i^* \alpha_j) + \dots + \delta_p(S_p^* \alpha_j)$$

where,

α = specific constant for each alternative

β = vector of utility coefficients associated with the Z vector of explanatory variables

γ = coefficient associated with the price of alternative j , COST_j

δ = vector of coefficients associated with socioeconomic variables (Blamey et al., 1999).

Therefore, the probability that individual i prefers alternative h $\hat{I} C$ equals the probability that the sum of the observed and random components of that option will be greater than the same sum for the rest of the presented alternatives, that is:

$$\Pr(ih) = \Pr\left\{\begin{matrix} \alpha_h + \beta_1 Z_1 + \dots + \beta_k Z_k + \gamma(M_i - \text{COST}_h) + \delta_1(S_i^* \alpha_h) + \dots + \delta_p(S_p^* \alpha_h) + \varepsilon_{ih} > \\ \alpha_j + \beta_1 Z_1 + \dots + \beta_k Z_k + \gamma(M_i - \text{COST}_j) + \delta_1(S_i^* \alpha_j) + \dots + \delta_p(S_p^* \alpha_j) + \varepsilon_{ij} \end{matrix}\right\}$$

Welfare measures are obtained by estimating the parameters that define the indirect utility function, for which it is necessary to define a probability function. McFadden (1974) observed that if the error terms of the above equation are independent and identically distributed with a Gumbel distribution or extreme value type I, the probability of choosing alternative h has the following representation:

$$\Pr(ih) = \frac{\exp^{w v_{ih}(Z_{ih}, S_i, M_i)}}{\sum_j \exp^{w v_{ij}(Z_{ij}, S_i, M_i)}} = \frac{\exp^{w[\alpha_h + \beta_1 Z_1 + \dots + \beta_k Z_k + \gamma(M_i - \text{COST}_h) + \delta_1(S_i^* \alpha_h) + \dots + \delta_p(S_p^* \alpha_h)]}}{\sum_j \exp^{w[\alpha_j + \beta_1 Z_1 + \dots + \beta_k Z_k + \gamma(M_i - \text{COST}_j) + \delta_1(S_i^* \alpha_j) + \dots + \delta_p(S_p^* \alpha_j)]}}$$

This expression, in which the attributes to be valued and the characteristics of the individuals are present, is known as multinomial logit or conditional logit; where, w is a scale parameter inversely proportional to the standard deviation of the error term of the distribution

posibles. Por ejemplo, si los individuos expresan sus preferencias realizando elecciones entre las alternativas $j = 1, 2, \dots, J$ del conjunto de elección C , entonces la utilidad por la elección de la alternativa j para cada individuo estará dada por:

$$U_{ij} = V(Z_{ij}, S_i, M_i) + \varepsilon_{ij}$$

En cada alternativa del conjunto de elección, la función de utilidad indirecta depende de los niveles que tomen los atributos Z_{ij} , las características socioeconómicas de los usuarios S_i y del ingreso M_i . El usuario i preferirá la alternativa h sobre cualquiera de las opciones j en el conjunto de elección C , si la utilidad que la alternativa h le reporta es superior a la utilidad que le ofrece cada una de las opciones; es decir, si $U_{ih} > U_{ij} \forall h \neq j; h, j \in C$. Por tanto, la probabilidad de elegir la alternativa h será:

$$\Pr(ih) = \Pr\{U_{ih}(Z_{ih}, S_i, M_i) > U_{ij}(Z_{ij}, S_i, M_i)\}$$

La utilidad está compuesta de un componente determinístico v_{ih} y un componente no observable de error aleatorio ε_{ih} . El componente observable de la utilidad (función indirecta de utilidad) se puede expresar como una función lineal de las variables explicativas:

$$v_{ij} = \alpha_j + \beta_1 Z_1 + \beta_2 Z_2 + \dots + \beta_k Z_k + \gamma(M_i - \text{COST}_j) + \delta_1(S_i^* \alpha_j) + \dots + \delta_p(S_p^* \alpha_j)$$

donde,

α = constante específica para cada alternativa

β = vector de coeficientes de utilidad asociado con el vector Z de variables explicativas

γ = coeficiente asociado al precio de la alternativa j , COST_j

δ = vector de coeficientes asociado a las variables socioeconómicas (Blamey et al., 1999).

Por consiguiente, la probabilidad de que el individuo i prefiera la alternativa h $\hat{I} C$ equivale a la probabilidad de que la suma de los componentes observables y aleatorios de esa opción sea mayor que la misma suma para el resto de las alternativas presentadas, es decir:

$$\Pr(ih) = \Pr\left\{\begin{matrix} \alpha_h + \beta_1 Z_1 + \dots + \beta_k Z_k + \gamma(M_i - \text{COST}_h) + \delta_1(S_i^* \alpha_h) + \dots + \delta_p(S_p^* \alpha_h) + \varepsilon_{ih} > \\ \alpha_j + \beta_1 Z_1 + \dots + \beta_k Z_k + \gamma(M_i - \text{COST}_j) + \delta_1(S_i^* \alpha_j) + \dots + \delta_p(S_p^* \alpha_j) + \varepsilon_{ij} \end{matrix}\right\}$$

Las medidas de bienestar se obtienen a partir de la estimación de los parámetros que definen la función indirecta de utilidad, para lo cual es preciso definir una función de probabilidad. McFadden (1974) observó que, si los términos de error de la ecuación anterior son independientes e idénticamente distribuidos con una distribución Gumbel o de valor extremo tipo I, la probabilidad de elegir la alternativa h tiene la siguiente representación:

and is typically normalized as one (Ben-Akiva & Lerman, 1985). The main problem with the multinomial logit model is the implicit assumption of independence of the irrelevant alternatives; that is, the choice probability ratio of two alternatives is independent of any other real or potential alternative. Such an assumption gives rise to biased results when it is not met (Louviere, Hensher, & Swait, 2000). The parameters of the indirect utility function (α , β and δ) are estimated using the maximum likelihood method (Greene, 2003).

On the other hand, the mixed logit model is very flexible and can approximate any random utility model (McFadden & Train, 2000). This model circumvents the limitations of the multinomial logit model, allowing random variation of preferences, unrestricted substitution patterns and correlation between unobserved factors over time. Mixed logit probabilities are the integrals of the multinomial logit probabilities over a probability density of parameters. In a mixed logit model, the choice probabilities are expressed in the form (Train, 2009):

$$\Pr(ih) = \int L_{ih}(\beta) f(\beta) d\beta$$

$$L_{ih}(\beta) = \frac{\exp^{v_{ih}(\beta)}}{\sum_{j=1}^J \exp^{v_{ij}(\beta)}}$$

where,

$L_{ih}(\beta)$ = logit probability evaluated at parameters β

$f(\beta)$ = probability density function

$v_{ih}(\beta)$ = observed part of utility, which depends on the parameters β .

If utility is linear in β , then $v_{ih}(\beta) = \beta'x_{ih}$. In this case, the probability of the mixed logit model takes the following form:

$$\Pr(ih) = \int \left(\frac{\exp^{\beta'x_{ih}}}{\sum_{j=1}^J \exp^{\beta'x_{ij}}} \right) f(\beta) d\beta$$

The probability of the mixed logit model is a weighted average of the multinomial logit formula evaluated in different values of β , with the weights given by the density $f(\beta)$. For the econometric estimation of the parameters in the mixed logit models, the simulated maximum likelihood method is used (Train, 2009).

The parameters of the indirect utility function for both types of models were estimated using the procedure described and, subsequently, the monetary welfare measures were estimated. According to Alpizar, Carlsson, and Martinsson (2001), for a linear utility function, the marginal rate of substitution between two attributes is simply the ratio of their coefficients, and the marginal willingness to pay (MWTP) for a change in attribute Z_a is given by:

$$\Pr(ih) = \frac{\exp^{\omega v_{ih}(Z_{ih}, S_i, M_i)}}{\sum_j \exp^{\omega v_{ij}(Z_{ij}, S_i, M_i)}}$$

$$\frac{\exp^{\omega[\alpha_h + \beta_1 Z_1 + \dots + \beta_k Z_k + \gamma(M_i - \text{COSTO}_h) + \delta_1(S_1 \alpha_h) + \dots + \delta_p(S_p \alpha_h)]}}{\sum_j \exp^{\omega[\alpha_j + \beta_1 Z_1 + \dots + \beta_k Z_k + \gamma(M_i - \text{COSTO}_j) + \delta_1(S_1 \alpha_j) + \dots + \delta_p(S_p \alpha_j)]}}$$

Esta expresión, en la cual los atributos a valorar y las características de los individuos están presentes, es conocida como logit multinomial o logit condicional; donde, ω es un parámetro de escala inversamente proporcional a la desviación estándar del término de error de la distribución y se normaliza típicamente como uno (Ben-Akiva & Lerman, 1985). El problema principal del modelo logit multinomial es el supuesto implícito de independencia de las alternativas irrelevantes; es decir, el cociente de probabilidad de elección de dos alternativas es independiente de cualquier otra alternativa real o potencial. Tal supuesto da lugar a resultados sesgados cuando no se cumple (Louviere, Hensher, & Swait, 2000). Los parámetros de la función indirecta de utilidad (α , β y δ) se estiman mediante el método de máxima verosimilitud (Greene, 2003).

Por otro lado, el modelo logit mixto es muy flexible y puede aproximar cualquier modelo de utilidad aleatoria (McFadden & Train, 2000). Este modelo elude las limitaciones del modelo logit multinomial, permitiendo variación aleatoria de preferencias, patrones de sustitución no restringidos y correlación entre factores no observados a lo largo del tiempo. Las probabilidades del logit mixto son las integrales de las probabilidades logit multinomial sobre una densidad de probabilidad de los parámetros. En un modelo logit mixto, las probabilidades de elección se expresan de la siguiente forma (Train, 2009):

$$\Pr(ih) = \int L_{ih}(\beta) f(\beta) d\beta$$

$$L_{ih}(\beta) = \frac{\exp^{v_{ih}(\beta)}}{\sum_{j=1}^J \exp^{v_{ij}(\beta)}}$$

donde,

$L_{ih}(\beta)$ = probabilidad logit evaluada en los parámetros β

$f(\beta)$ = función de densidad de probabilidad

$v_{ih}(\beta)$ = parte observada de la utilidad, que depende de los parámetros β .

Si la utilidad es lineal en β , entonces $v_{ih}(\beta) = \beta'x_i$. En este caso, la probabilidad del modelo logit mixto toma la siguiente forma:

$$\Pr(ih) = \int \left(\frac{\exp^{\beta'x_{ih}}}{\sum_{j=1}^J \exp^{\beta'x_{ij}}} \right) f(\beta) d\beta$$

La probabilidad del modelo logit mixto es un promedio ponderado de la fórmula logit multinomial evaluada en diferentes valores de β , con los pesos dados por la

$$DAPM_a = \frac{\partial v_{ij} / \partial Z_a}{\partial v_{ij} / \partial COST} = - \frac{\beta_a}{\gamma}$$

Choice card design

Choice cards in survey format were made based on an experimental design derived from the diagnosis of the problem in the provision of basic sanitation services in the city of Puno, taking into account the recommendations of Hensher, Rose, and Greene (2005). Below, the aspects considered most important in the preparation of the choice cards are presented.

Identification of attributes and levels

Based on management documents obtained from the *Empresa Municipal de Saneamiento Básico* (Municipal Basic Sanitation Company, EMSAPUNO), responsible for the administration of drinking water and sewage services in the city of Puno, three aspects that should be prioritized in the design of public investment policies or projects were identified: (1) improvement in the continuity of water provision, (2) improvement in the sewerage network and (3) wastewater treatment. Louviere et al. (2000) recommend introducing one more attribute, which manages to restrict choices by demanding an economic compensation for the improvement actions. The levels of this monetary attribute were determined from an open-question pilot survey, which allowed obtaining the minimum and maximum value of the possible rate increase. These values are: 4 PEN, 6 PEN and 8 PEN. Table 1 summarizes the attributes and levels used in the choice experiment, in operational terms.

Generation of experimental design

According to Table 1 there are 81 combinations of different scenarios ($3 \times 3 \times 3 \times 3$); carrying out the survey with this number of cards would not be practical, so fractional factorial analysis, which minimizes the correlation between attributes (Bennett & Adamowicz, 2001), was used. The combination of attributes, by means of orthogonal statistical design, was carried out with SPSS version 22 software (IBM SPSS Statistics, 2014). According to Table 2, nine cards or alternatives were generated; these optimal scenarios are orthogonal (there is no correlation between levels and attributes) and balanced (each level appears in the attribute the same number of times).

The orthogonal design illustrated in Table 2 contains a combination (card 7) identical to the status quo (which is characterized by having deficient levels in all attributes). In the face of “no improvement” scenarios and with an economic contribution, the choice of card

densidad $f(\beta)$. Para la estimación econométrica de los parámetros en los modelos logit mixto se recurre al método de máxima verosimilitud simulada (Train, 2009). Los parámetros de la función indirecta de utilidad para ambos tipos de modelos se estimaron mediante el procedimiento descrito y, posteriormente, se procedió con la estimación de las medidas monetarias de bienestar. De acuerdo con Alpizar, Carlsson, y Martinsson (2001), para una función de utilidad lineal, la tasa marginal de sustitución entre dos atributos es simplemente el cociente de sus coeficientes, y la disponibilidad a pagar marginal (DAPM) por un cambio en el atributo Z_a está dado por:

$$DAPM_a = \frac{\partial v_{ij} / \partial Z_a}{\partial v_{ij} / \partial COST} = - \frac{\beta_a}{\gamma}$$

Diseño de tarjetas de elección

Las tarjetas de elección en formato de encuesta se hicieron con base en un diseño experimental derivado del diagnóstico de la problemática de la provisión de servicios de saneamiento básico en la ciudad de Puno, teniendo en cuenta las recomendaciones de Hensher, Rose, y Greene (2005). A continuación, se presentan los aspectos considerados más importantes en la elaboración de las tarjetas de elección.

Identificación de atributos y niveles

Con base en documentos de gestión de la Empresa Municipal de Saneamiento Básico (EMSAPUNO), encargada de la administración de los servicios de agua potable y alcantarillado en la ciudad de Puno, se identificaron tres aspectos que deberían ser prioritarios en el diseño de políticas o proyectos de inversión pública: (1) mejoramiento en la continuidad de la provisión de agua, (2) mejoramiento de la red de alcantarillado y (3) tratamiento de aguas residuales. Louviere et al. (2000) recomiendan introducir un atributo más, que logra restringir las elecciones exigiendo una contraprestación económica por las acciones de mejora. Los niveles de ese atributo monetario se determinaron a partir de una encuesta piloto de pregunta abierta, lo que permitió obtener el valor mínimo y máximo del posible incremento en la tarifa. Estos valores son: 4 PEN, 6 PEN y 8 PEN. El Cuadro 1 resume los atributos y niveles usados en el experimento de elección, en términos operativos.

Generación del diseño experimental

Según el Cuadro 1 existen 81 combinaciones de escenarios diferentes ($3 \times 3 \times 3 \times 3$); ejecutar la encuesta con dicho número de tarjetas no sería práctico, por lo tanto, se recurrió al análisis factorial fraccionado, el cual

Table 1. Definition of attributes, variables and levels in the choice experiment, for estimating the economic benefits resulting from improvements in the basic sanitation service in Puno, Peru.**Cuadro 1. Definición de atributos, variables y niveles en el experimento de elección, para la estimación de beneficios económicos por mejoras en el servicio de saneamiento básico en Puno, Perú.**

Attributes / Atributos	Variables	Levels / Niveles
Water supply / Provisión de agua	Increase in continuity to 24 hours (ACA24) / Aumento en continuidad a 24 horas (ACA24)	Excellent (24 hours) Good (12 hours) Deficient (no change) / Excelente (24 horas) Bueno (12 horas) Deficiente (no cambia)
	Increase in continuity to 12 hours per day (ACA12) / Aumento en continuidad a 12 horas por día (ACA12)	
Sewage / Alcantarillado	Upgrading of 100 % of sewer system (R100) / Renovación de 100 % de la red de alcantarillado (R100)	Excellent (100 %) Good (50 %) Deficient (no change) / Excelente (100 %) Bueno (50 %) Deficiente (no cambia)
	Upgrading of 50 % of sewer system (R50) / Renovación de 50 % de la red de alcantarillado (R50)	
Treatment / Tratamiento	Optimal wastewater treatment (construction of a wastewater treatment plant) (TOAR) / Tratamiento óptimo de aguas residuales (construcción de una planta de tratamiento de aguas residuales) (TOAR)	Excellent (new plant) Good (periodic cleaning) Deficient (no change) / Excelente (nueva planta) Bueno (limpieza periódica) Deficiente (no cambia)
	Partial wastewater treatment (periodic cleaning of sludge with machinery – dredges) (TPAR) / Tratamiento parcial de aguas residuales (limpieza periódica de lodos con maquinaria – dragas) (TPAR)	
Rate / Tarifa	Additional COST / COSTO adicional	4 PEN 6 PEN 8 PEN

Source: Author made

Fuente: Elaboración propia

Table 2. Combination of attributes by orthogonal design for the generation of cards in the choice experiment.**Cuadro 2. Combinación de atributos mediante diseño ortogonal para la generación de tarjetas en el experimento de elección.**

Card number / Número de tarjeta	Water / Agua	Sewage / Alcantarillado	Treatment / Tratamiento	Rate (PEN) / Tarifa (PEN)
1	Excellent / Excelente	Good / Bueno	Excellent / Excelente	4
2	Excellent / Excelente	Excellent / Excelente	Deficient / Deficiente	6
3	Good / Bueno	Deficient / Deficiente	Excellent / Excelente	6
4	Good / Bueno	Excellent / Excelente	Good / Bueno	4
5	Good / Bueno	Good / Bueno	Deficient / Deficiente	8
6	Deficient / Deficiente	Excellent / Excelente	Excellent / Excelente	8
7	Deficient / Deficiente	Deficient / Deficiente	Deficient / Deficiente	4
8	Excellent / Excelente	Deficient / Deficiente	Good / Bueno	8
9	Deficient / Deficiente	Good / Bueno	Good / Bueno	6

Source: Author made based on SPSS software results.

Fuente: Elaboración propia con base en resultados del software SPSS.

7 is meaningless, so it was discarded and at the end there were eight optimal combinations.

Coding of attributes to be valued

Effects codes and dummy codes were used in determining the effects of the attributes. The effects codes case is coded taking into account that each attribute has three levels of improvement (deficient, good and excellent); the variable that corresponds to “deficient” is the base level to compare, so finally, in the econometric analysis, two variables are worked with for each attribute (Table 3).

In the second case, dummy codes are used to code the variables associated with the attributes, for which another survey format is not necessary. The dummy variables (0, 1) replace the effects codes (1, 0, -1).

Implementation of choice card

Operationally, the eight choice sets considered optimal in the orthogonal design were divided into blocks of four different versions on which the users proceeded with their choice: card 1 (1 and 2), card 2 (3 and 6), card 3 (4 and 8) and card 4 (5 and 9). Table 4 illustrates a type of card shown to respondents.

In total, 392 surveys were applied to heads of households with water and sewage connections. Due to the technical characteristics of the survey format (presentation of cards to each head of household for the choice of the preferred alternative), it was necessary

minimiza la correlación entre los atributos (Bennett & Adamowicz, 2001). La combinación de atributos, mediante diseño estadístico ortogonal, se realizó con el software SPSS versión 22 (IBM SPSS Statistics, 2014). De acuerdo con el Cuadro 2 se generaron nueve tarjetas o alternativas; estos escenarios óptimos son ortogonales (no existe correlación entre niveles y atributos) y equilibrados (cada nivel aparece en el atributo el mismo número de veces).

El diseño ortogonal ilustrado en el Cuadro 2 contiene una combinación (tarjeta 7) idéntica al *statu quo* (que se caracteriza por tener niveles deficientes en todos los atributos). Frente a escenarios de “no mejora” y con una contribución económica, la elección de la tarjeta 7 carece de sentido, por lo que se desechó y al final se tuvieron ocho combinaciones óptimas.

Codificación de los atributos a valorar

Se utilizaron *effects codes* y *dummy codes* en la determinación de los efectos de los atributos. El caso *effects codes* se codifica teniendo en cuenta que cada atributo tiene tres niveles de mejora (deficiente, bueno y excelente); la variable que corresponde a “deficiente” es el nivel base para comparar, por lo que finalmente en el análisis econométrico se trabaja con dos variables para cada atributo (Cuadro 3).

En el segundo caso se utiliza *dummy codes* para la codificación de las variables asociadas a los atributos, para el cual no es necesario otro formato de encuesta. Las variables *dummy* (0, 1) sustituyen a los *effects codes* (1, 0, -1).

Table 3. Codes to determine the effects of the change attributes in the provision of sanitation services in Puno, Peru, through effects codes.

Cuadro 3. Códigos para determinar los efectos de los atributos del cambio en la provisión de servicios de saneamiento en Puno, Perú, mediante *effects codes*.

Quality level/ Nivel de calidad	Change attributes / Atributos del cambio					
	Water / Agua		Sewage / Alcantarillado		Treatment / Tratamiento	
	IWC24/ACA24	IWC12/ACA12	U100/R100	U50/R50	OWT/TOAR	PWT/TPAR
Excellent/Excelente	1	0	1	0	1	0
Good/Bueno	0	1	0	1	0	1
Deficient/Deficiente	-1	-1	-1	-1	-1	-1

Source: Author made. IWC24 = Increase in continuity to 24 hours, IWC12 = Increase in continuity to 12 hours per day, U100 = Upgrading of 100 % of the sewer system, U50 = Upgrading of 50 % of the sewer system, OWT = Optimal wastewater treatment, PWT = Partial wastewater treatment.

Fuente: Elaboración propia. ACA24 = Aumento en continuidad a 24 horas, ACA12 = Aumento en continuidad a 12 horas por día, R100 = Renovación del 100 % de la red de alcantarillado, R50 = Renovación del 50 % de la red de alcantarillado, TOAR = Tratamiento óptimo de aguas residuales, TPAR = Tratamiento parcial de aguas residuales.

Table 4. Illustration of a type of choice card shown to respondents to know their preference on alternatives for change in the provision of sanitation services in Puno, Peru.

Cuadro 4. Ilustración de un tipo de tarjeta de elección mostrada a los encuestados para conocer la preferencia sobre las alternativas de cambio en la provisión de servicios de saneamiento en Puno, Perú.

Card 1 (1&2)/ Tarjeta 1 (1&2)	Alternative A/ Alternativa A	Alternative B/ Alternativa B	Alternative C / Alternativa C
Continuity in the water supply/ Continuidad en la provisión de agua	Increases water continuity in the home to 24 hours/ Aumenta la continuidad de agua en el hogar a 24 horas	Increases water continuity in the home to 24 hours/ Aumenta la continuidad de agua en el hogar a 24 horas	No change/No cambia
Improvement of sewer system/ Mejoramiento de las redes de alcantarillado	Upgrading of 50 % of the sewer system/ Renovación de 50 % de la red de alcantarillado	Upgrading of 100 % of the sewer system/ Renovación de 100 % de la red de alcantarillado	No change/No cambia
Wastewater treatment/ Tratamiento de aguas residuales	Optimal treatment (construction of a new plant)/ Tratamiento óptimo (construcción de una nueva planta)	No change/No cambia	No change/No cambia
Additional rate increase (PEN-month ⁻¹)/ Incremento adicional en la tarifa (PEN-mes ⁻¹)	4	6	0
Please choose your preferred option / Por favor elija la alternativa que usted prefiere			
Alternative A/Alternativa A () Alternative B/Alternativa B () Alternative C/Alternativa C ()			

to train the applicators. All surveys were conducted in January 2017 in the city of Puno.

The experiment had four replications, thus obtaining a panel data-type data structure. For each respondent, $4 \times 3 = 12$ observations were obtained, distributed in 392 surveys, generating a database with $4 \times 3 \times 392 = 4\,704$ observations. The surveyed individuals made 1 568 choices (392×4).

Results and discussion

Table 5 presents a synthesis of the main results of the estimated econometric models. The mixed logit model with dummy codes was selected based on the econometric criteria; in general, in this model, the signs of the coefficients that accompany the explanatory variables are the expected ones. The highly significant variables ($P \leq 0.01$) were IWC24, U100, OWT, PWT and COST, and the variables significant at 5 % ($P \leq 0.05$) were IWC50 and U50. In addition, there was a good fit (16.62 %) in terms of the adjusted pseudo R^2 (does not come too close to the unit) and the likelihood ratio statistic (Chi-square) rejects the hypothesis that all the model's slopes are zero ($P < 0.01$). The parameters of the multinomial logit and mixed logit models

Implementación de la tarjeta de elección

Operativamente, los ocho conjuntos de elección considerados óptimos en el diseño ortogonal se dividieron en bloques de cuatro versiones diferentes sobre las cuales los usuarios procedieron con su elección: tarjeta 1 (1 y 2), tarjeta 2 (3 y 6), tarjeta 3 (4 y 8) y tarjeta 4 (5 y 9). El Cuadro 4 ilustra un tipo de tarjeta mostrado a los encuestados.

En total se aplicaron 392 encuestas a jefes de hogares con conexiones de agua y desagüe. Por las características técnicas del formato de encuesta (presentación de tarjetas a cada jefe de hogar para la elección de la alternativa preferida) fue necesario capacitar a los aplicadores. Todas las encuestas se realizaron en el mes de enero de 2017 en la ciudad de Puno.

El experimento tuvo cuatro repeticiones, de este modo se obtuvo una estructura de datos tipo *panel data*. Por cada encuestado se obtuvieron $4 \times 3 = 12$ observaciones, distribuidos en 392 encuestas, generándose una base de datos con $4 \times 3 \times 392 = 4\,704$ observaciones. Los individuos encuestados realizaron 1 568 elecciones (392×4).

Table 5. Econometric results of the choice experiment for the estimation of economic benefits due to improvements in basic sanitation services in Puno, Perú.**Cuadro 5. Resultados econométricos del experimento de elección para la estimación de beneficios económicos por mejoras en los servicios de saneamiento básico en Puno, Perú.**

Variables	Multinomial logit / Logit multinomial		Mixed logit / Logit mixto	
	Effect codes	Dummy codes	Effect codes	Dummy codes
IWC24/ACA24	0.437 (5.116)***	0.927 (5.814)***	0.754 (3.888)***	0.965 (5.531)***
IWC12/ACA12	0.108 (1.406)	0.615 (2.883)***	0.060 (0.620)	0.582 (2.454)**
U100/R100	0.137 (2.333)***	0.394 (3.931)***	0.213 (2.337)**	0.422 (3.173)***
U50/R50	0.198 (2.761)***	0.475 (3.384)***	0.259 (2.310)**	0.449 (2.299)**
OWT/TOAR	0.501 (7.207)***	1.070 (8.389)***	0.907 (3.653)***	1.155 (6.779)***
PWT/TPAR	0.154 (2.162)**	0.655 (5.163)***	0.004 (0.031)	0.724 (3.665)***
COST/COSTO	-0.373 (-17.189)***	-0.417 (-13.298)***	-0.467 (-7.627)***	-0.432 (-11.017)***
1_EDUC		0.090 (2.495)**		0.097 (2.418)**
1_INC/1_INGR	0.0002 (4.758)***	0.0002 (3.028)***	0.0003 (4.148)***	0.0002 (2.907)***
2_EDUC		0.111 (2.932)***		0.114 (2.790)***
2_INC/2_INGR	0.0003 (5.997)***	0.0002 (3.687)***	0.0004 (4.999)***	0.0002 (3.575)***
Log-likelihood / Logaritmo de verosimilitud	-1 434.758	-1 429.698	-1 429.815	-1 428.107
Chi-square / Chi-cuadrado	414.360	424.480	585.618	589.034
Pseudo R ²	0.1261	0.1292	0.1699	0.1709
Adjusted Pseudo R ² / Pseudo R ² ajustado	0.1236	0.1262	0.1657	0.1661
Number of observations / Número de observaciones	4 704	4 704	4 704	4 704

Z statistic in parentheses: *** $P \leq 0.01$ and ** $P \leq 0.05$. Variables: IWC24 = increase in continuity to 24 hour, IWC12 = Increase in continuity to 12 hours per day, U100 = Upgrading of 100 % of sewer system, U50 = Upgrading of 50 % of sewer system, OWT = Optimal wastewater treatment, PWT = Partial wastewater treatment, COST = Rate increase, EDU = Educational level, INC = Income. Source: Author made based on NLOGIT software results.

Estadístico Z entre paréntesis: *** $P \leq 0.01$ y ** $P \leq 0.05$. Variables: ACA24 = Aumento en continuidad a 24 horas, ACA12 = Aumento en continuidad a 12 horas por día, R100 = Renovación del 100 % de la red de alcantarillado, R50 = Renovación del 50 % de la red de alcantarillado, TOAR = Tratamiento óptimo de aguas residuales, TPAR = Tratamiento parcial de aguas residuales, COSTO = Incremento tarifario, EDU = Nivel de educación, INGR = Ingreso monetario. Fuente: Elaboración propia con base en resultados del software NLOGIT.

were estimated using NLOGIT version 4 software (Econometric Software, Inc., 2007).

The parameters of the attributes of the improvements in basic sanitation services have the expected signs; that is, the increase in continuity to 24 hours (IWC24), the increase in continuity to 12 hours per day (IWC12), the upgrading of 100 % of the sewage system (U100), the upgrading of 50 % of the sewage system (U50), optimal wastewater treatment (OWT) and partial wastewater treatment (PWT) are improvements that positively affect the user's utility.

The coefficient of the cost (COST) variable, which reflects the rate increase for water and sewage services, is negative as expected; the higher the rate, the lower the disposable income and, therefore, the lower its indirect utility will be.

On the other hand, the socioeconomic characteristics of the users reflect the interaction effect with the specific constants for each alternative. Both the educational (EDU) level and the income (INC) level were highly significant; that is, the higher the educational level and the higher the income levels, the greater the indirect utility for the improvements in basic sanitation services.

Analysis of marginal willingness to pay

The CEs allow the estimation of changes in welfare due to a variation in any of the levels of the attributes. The MWTP or the implicit price of a non-monetary attribute of the good is the willingness to pay for a unit change in this attribute, keeping the rest constant. The results of the econometric estimations of the mixed logit model with interaction indicate that the estimated indirect utility function has the following form in its random and non-random part:

$$v_{ij} = 0.965IWC24 + 0.582IWC12 + 0.422U100 + 0.449U50 + 1.155OWT + 0.724PWT - 0.432COST + 0.097(1_EDUC) - 0.0002(1_INC) + 0.114(2_EDUC) + 0.0002(2_INC)$$

Table 6 shows the MWTP of the non-monetary attributes used in the choice experiment. When adding the MWTP, the treatment and water attributes are greater than the sewage attribute. The total WTP for the improvements in the four attributes is 9.95 PEN.

In another study on the same subject, Tudela-Mamani (2017) applies the double-bounded CVM in estimating the WTP for improving the wastewater treatment system in the city of Puno, Peru, finding an average WTP of approximately 4.38 PEN·month⁻¹·dwelling⁻¹. This figure is similar to the MWTP obtained in this work for the treatment attribute (4.35 PEN·month⁻¹·dwelling⁻¹).

Resultados y discusión

El Cuadro 5 presenta una síntesis de los principales resultados de los modelos econométricos estimados. El modelo logit mixto con *dummy codes* se seleccionó con base en los criterios econométricos; en general, en este modelo, los signos de los coeficientes que acompañan a las variables explicativas son los esperados. Las variables altamente significativas ($P \leq 0.01$) fueron ACA24, R100, TOAR, TPAR y COSTO, y las variables significativas al 5 % ($P \leq 0.05$) fueron ACA50 y R50. Además, hubo un buen ajuste (16.62 %) en términos del pseudo R² ajustado (no se acerca demasiado a la unidad), y el estadístico de la razón de verosimilitud (Chi-cuadrado) rechaza la hipótesis de que todas las pendientes del modelo son cero ($P < 0.01$). Los parámetros de los modelos logit multinomial y logit mixto se estimaron utilizando el software NLOGIT versión 4 (Econometric Software, Inc., 2007).

Los parámetros de los atributos de las mejoras en los servicios de saneamiento básico tienen los signos esperados; es decir, el aumento en la continuidad a 24 horas (ACA24), el aumento en continuidad a 12 horas por día (ACA12), la renovación del 100 % de la red de alcantarillado (R100), la renovación del 50 % de la red de alcantarillado (R50), el tratamiento óptimo de aguas residuales (TOAR) y el tratamiento parcial de aguas residuales (TPAR) son mejoras que afectan positivamente la utilidad del usuario.

El coeficiente de la variable costo (COSTO), que refleja el incremento en la tarifa de los servicios de agua y alcantarillado, es negativo como se esperaba; mientras mayor sea la tarifa, menor será el ingreso disponible, por ende, menor será su utilidad indirecta.

Por otro lado, las características socioeconómicas de los usuarios reflejan el efecto interacción con las constantes específicas para cada alternativa. Tanto el nivel de educación (EDU) como el nivel de ingreso (ING) fueron altamente significativos; es decir, a mayor nivel educativo y mayores niveles de ingreso se percibe mayor utilidad indirecta por las mejoras en los servicios de saneamiento básico.

Análisis de la disponibilidad a pagar marginal

Los EE permiten la estimación de los cambios en el bienestar debido a una variación en cualquiera de los niveles de los atributos. La DAPM o el precio implícito de un atributo no monetario del bien es la disponibilidad a pagar por un cambio unitario en este atributo manteniéndose el resto constante. Los resultados de las estimaciones econométricas del modelo logit mixto con interacción indican que la función indirecta de utilidad estimada tiene la siguiente forma en su parte aleatoria y no aleatoria:

Table 6. Marginal willingness to pay (MWTP) for a change in the attributes of basic sanitation in the city of Puno, Peru.
Cuadro 6. Disponibilidad a pagar marginal (DAPM) por un cambio en los atributos de saneamiento básico en la ciudad de Puno, Perú.

Basic sanitation services/ Servicios de saneamiento básico	MWTP by levels of improvement (PEN·month ⁻¹ ·dwelling ⁻¹)/ DAPM por niveles de mejora (PEN·mes ⁻¹ ·vivienda ⁻¹)		Total WTP (PEN·month ⁻¹ ·dwelling ⁻¹)/ DAP total (PEN·mes ⁻¹ ·vivienda ⁻¹)	WTP (%)/ DAP (%)
	Good / Bueno	Excellent / Excelente		
Water / Agua	1.35	2.23	3.58	36
Sewage / Alcantarillado	1.04	0.98	2.02	20
Treatment / Tratamiento	1.68	2.68	4.35	44
Total	4.07	5.89	9.95	100

Source: Made by authors based on the econometric mixed logit-dummy codes model.

Fuente: Elaboración propia sobre la base del modelo econométrico logit mixto-dummy codes

On the other hand, Lucich and Gonzales (2015), when applying the CE in the city of Tarapoto, Peru, conclude that water distribution service users would be willing to pay the sum of 7.00 PEN·month⁻¹, as an additional amount on their bill, for improving the quality of the potable water supply service and for conserving the current water source through reforestation. When breaking down their results, the attribute “water quality: turbidity” and the value of “increasing the water supply hours” add up to a total of 3.91 PEN. This result is close to that reported in the present research for the water attribute (3.58 PEN).

Conclusions

The mixed logit-dummy codes model showed greater theoretical consistency due to the greater individual and joint significance of the parameters. Through this model, an aggregate marginal willingness to pay of 9.95 PEN·month⁻¹·dwelling⁻¹ (3.32 USD), which, considering the total number of favored households, represents a measure of economic benefit in the cost/benefit evaluation of the improvements proposed. This study shows that the wastewater treatment attribute is more valued than the water supply and sewage attributes; therefore, any policy aimed at improving basic sanitation services in the city of Puno should be focused on solving the issue of wastewater treatment. The choice of alternatives for improving basic sanitation services is strongly conditioned by the educational level and the monthly income of the users.

Acknowledgments

The authors thank the Mexican Agency for International Development Cooperation (AMEXCID)

$$v_{ij} = 0.965ACA24 + 0.582ACA12 + 0.422R100 + 0.449R50 + 1.155TOAR + 0.724TPAR - 0.432COST + 0.097(1_EDUC) - 0.0002(1_INGR) + 0.114(2_EDUC) + 0.0002(2_INGR)$$

El Cuadro 6 muestra la DAPM de los atributos no monetarios utilizados en el experimento de elección. Al agregar la DAPM, los atributos tratamiento y agua son mayores que el atributo alcantarillado. La DAP total por las mejoras en los cuatro atributos es de 9.95 PEN. En otro estudio de la misma temática, Tudela-Mamani (2017) aplica el MVC-doble límite en la estimación de la DAP por el mejoramiento en el sistema de tratamiento de aguas residuales en la ciudad de Puno-Perú, encontrando una DAP media de aproximadamente 4.38 PEN·mes⁻¹·vivienda⁻¹. Esta cifra es similar a la DAPM obtenida en este trabajo para el atributo tratamiento (4.35 PEN·mes⁻¹·vivienda⁻¹).

Por otro lado, Lucich y Gonzales (2015), al aplicar el EE en la ciudad de Tarapoto-Perú, concluyen que los usuarios del servicio de distribución de agua estarían dispuestos a pagar la suma de 7.00 PEN·mes⁻¹, como monto adicional en su recibo, por la mejora en la calidad del servicio de abastecimiento de agua potable y por la conservación de la fuente actual de agua a través de la reforestación. Al desagregar sus resultados, el atributo “calidad del agua: turbidez” y el valor de “aumentar las horas de abastecimiento de agua” suman en total 3.91 PEN. Este resultado es cercano al reportado en la presente investigación para el atributo agua (3.58 PEN).

Conclusiones

El modelo logit mixto-dummy codes presentó mayor consistencia teórica, debido a la mayor significancia individual y conjunta de los parámetros. Mediante este

for the grant awarded to carry out a postdoctoral research stay at the Center for Economic, Social and Technological Research on Agroindustry and World Agriculture (CIESTAAM) - Universidad Autónoma Chapingo, and to conduct this research work.

End of English version

References / Referencias

- Alpizar, F., Carlsson, F., & Martinsson, P. (2001). Using choice experiments for non-market valuation. Retrieved from <http://www.eepsea.org/pub/sp/10301141930choiceexperiments.pdf>
- Ben-Akiva, M., & Lerman, S. (1985). *Discrete choice analysis: theory and application to travel demand*. Cambridge, MA, USA: MIT Press.
- Bennett, J., & Adamowicz, V. (2001). Some fundamentals of environmental choice modelling. In J. Bennett & R. Blamey (Eds.), *The choice modelling approach to environmental valuation* (pp. 37–69). Cheltenham, UK & Northampton, MA, USA: Edward Elgar Publishing.
- Birol, E., & Das, S. (2010). Estimating the value of improved wastewater treatment: the case of River Ganga, India. *Journal of Environmental Management*, 91(11), 2163–2171. doi: 10.1016/j.jenvman.2010.05.008
- Birol, E., Karousakis, K., & Koundouri, P. (2006). Using a choice experiment to account for preference heterogeneity in wetland attributes: The case of Cheimaditida Wetland in Greece. *Ecological Economics*, 60(1), 145–156. doi: 10.1016/j.ecolecon.2006.06.002
- Blamey, R., Gordon, J., & Chapman, R. (1999). Choice modelling: assessing the environmental values of water supply options. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 43(3), 337–357. Retrieved from <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/117163/2/1467-8489.00083.pdf>
- Carlsson, F., Frykblom, P., & Liljenstolpe, C. (2003). Valuing wetland attributes: an application of choice experiments. *Ecological Economics*, 47(1), 95–103. doi: 10.1016/j.ecolecon.2002.09.003
- Econometric Software, Inc. (2007). NLOGIT versión 4. USA: Author.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis* (5th ed.). USA: Prentice Hall.
- Hanley, N., Wright, R., & Álvarez-Farizo, B. (2006). Estimating the economic value of improvements in river ecology using choice experiments: an application to the water framework directive. *Journal of Environmental Management*, 78(2), 183–193. doi: 10.1016/j.jenvman.2005.05.001
- Holmes, T., & Adamowicz, W. (2003). Attribute-based methods. In P. A. Champ, K. J. Boyle, & T. C. Brown (Eds.), *A primer nonmarket valuation* (pp. 171–219). Netherlands: Springer. doi: 10.1007/978-94-007-0826-6
- modelo se estimó una disponibilidad a pagar marginal agregada de 9.95 PEN·mes⁻¹·vivienda⁻¹ (3.32 USD), misma que, considerando el total de hogares favorecidos, representa una medida de beneficio económico en la evaluación costo/beneficio de las mejoras planteadas. Este estudio evidencia que el atributo tratamiento de aguas residuales es más valorado que los atributos provisión de agua y alcantarillado; por tanto, cualquier política orientada a mejorar los servicios de saneamiento básico en la ciudad de Puno debería estar enfocada en solucionar el tema de tratamiento de aguas residuales. La elección de alternativas de mejora en los servicios de saneamiento básico está fuertemente condicionada por el nivel educativo y el ingreso monetario mensual de los usuarios.
- ## Agradecimientos
- A la Agencia Mexicana de Cooperación Internacional para el Desarrollo (AMEXCID) por la beca otorgada para realizar estancia de investigación posdoctoral en el Centro de Investigaciones Económicas, Sociales y Tecnológicas de la Agroindustria y la Agricultura Mundial (CIESTAAM) – Universidad Autónoma Chapingo, y desarrollar este trabajo de investigación.
- ### Fin de la versión en español
- Hensher, D., Rose, J., & Greene, W. (2005). *Applied choice analysis: A primer*. USA: Cambridge University Press.
- IBM SPSS Statistics. (2014). Statistical Package for Social Sciences: SPSS versión 22. USA: Author.
- Justes, A., Barberán, R., & Farizo, B. (2014). Economic valuation of domestic water uses. *Science of the Total Environment*, 472, 712–718. doi: 10.1016/j.scitotenv.2013.11.113
- Louviere, J., Hensher, D., & Swait, J. (2000). *Stated choice methods: analysis and application*. USA: Cambridge University Press.
- Lucich, I., & Gonzales, K. (2015). Valoración económica de la calidad y confiabilidad de los servicios de agua potable en Tarapoto a través de experimentos de elección. Perú: USAID-IRG-CSF. Retrieved from <https://www.conservation-strategy.org/es/publication/valoraci%C3%B3n-econ%C3%B3mica-de-la-calidad-y-confiabilidad-de-los-servicios-de-agua-potable-en-t#.Wqy9hech2Uk>
- McFadden, D., & Train, K. (2000). Mixed MNL models for discrete response. *Journal of Applied Econometrics*, 15, 447–470. Retrieved from <http://pages.stern.nyu.edu/~wgreene/DiscreteChoice/Readings/McFadden-Train.pdf>
- McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour. In P. Zarembka (Ed.), *Frontiers in*

- econometrics* (pp. 105–142). New York, USA: Academic Press. Retrieved from <https://eml.berkeley.edu/reprints/mcfadden/zarembka.pdf>
- Tarfasa, S., & Brouwer, R. (2013). Estimation of the public benefits of urban water supply improvements in Ethiopia: A choice experiment. *Journal of Applied Economics*, 45(9), 1099–1108. doi: 10.1080/00036846.2011.613793
- Train, K. (2009). *Discrete choice methods with simulation* (2nd ed.). USA: Cambridge University Press.
- Tudela, J. W. (2010). Experimentos de elección en la priorización de políticas de gestión en Áreas Naturales Protegidas. *Revista Desarrollo y Sociedad*, 66, 183–217. Retrieved from http://economia.uniandes.edu.co/revistadys/Articulo66_6.pdf
- Tudela-Mamani, J. W. (2017). Willingness to pay for improvements in wastewater treatment: application of the contingent valuation method in Puno, Peru. *Revista Chapingo Serie Ciencias Forestales y del Ambiente*, 23(3), 341–352. doi: 10.5154/r.rchscfa.2016.11.059
- Uribe, E., Mendieta, J. C., Jaime, H., & Carriazo, F. (2003). *Introducción a la valoración ambiental y estudios de caso*. Colombia: Universidad de los Andes-Ediciones Uniandes.
- Villota, C. L. (2009). Valoración económica del humedal de Lengua mediante experimentos de elección. *Panamorama Socioeconómico*, 27(38), 32–43. Retrieved from <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=39912023004>