

ESTIMACION DE BENEFICIOS ECONÓMICOS POR MEJORAS EN LOS SERVICIOS DE SANEAMIENTO BÁSICO MEDIANTE VALORACIÓN CONTINGENTE

ESTIMATION OF ECONOMIC BENEFITS FOR IMPROVEMENTS IN BASIC SANITATION SERVICES USING THE CONTINGENT VALUATION METHOD

Juan W. Tudela-Mamani¹, Juan A. Leos-Rodríguez^{2*}, María J. Zavala-Pineda²

¹Facultad de Ingeniería Económica (FIE), Universidad Nacional del Altiplano, Avenida el Ejército 329. Apartado postal 291 Puno, República del Perú. (jtudela@unap.edu.pe). ²Centro de Investigaciones Económicas, Sociales y Tecnológicas de la Agroindustria y la Agricultura Mundial (CIESTAAM), Universidad Autónoma Chapingo (UACH). 56230. Carretera México-Teacoco km 38.5, Chapingo, Estado de México, México. (jleos@ciestaam.edu.mx).

RESUMEN

La gestión de servicios de saneamiento básico en el Perú es considerada como política pública de alta prioridad, y dado que los recursos públicos para el ejercicio del presupuesto gubernamental son limitados, es conveniente realizar una estimación de los beneficios económicos que se derivarán de la ejecución de proyectos que mejoren los servicios de saneamiento. El objetivo de este estudio fue estimar los beneficios económicos potenciales por una mejora integral en la provisión de servicios de saneamiento básico (agua, alcantarillado y tratamiento) mediante el uso del método de valoración contingente (MVC) con formato referéndum y doble límite. Se realizaron 392 encuestas a usuarios de los servicios de saneamiento básico en la ciudad de Puno, Perú. El MVC doble límite presentó mayor consistencia teórica. Las variables socioeconómicas y el grado de conocimiento respecto a los problemas en la prestación de los servicios de saneamiento básico, resultaron más significativas para la estimación de la disposición a pagar (DAP). La DAP estimada fue de 8.53 soles mensuales por vivienda (USD 2.84), misma que, considerando el total de hogares beneficiados, representa una medida del beneficio económico en la evaluación costo-beneficio de las mejoras planteadas.

Palabras clave: Logit binomial, disponibilidad a pagar, modelo referéndum, modelo doble límite y máxima verosimilitud.

INTRODUCCIÓN

En el campo de la evaluación de políticas públicas, el método de valoración contingente (MVC) es una herramienta útil para estimar

ABSTRACT

The management of basic sanitation services in Peru is considered a high-priority public policy and, given that the exercise of government budget is very limited by public resources, estimating the economic benefits that will result from the execution of projects that improve sanitation management is an important issue. The objective of this study was to estimate the potential economic benefits of a comprehensive improvement to basic sanitation services (water, sewer, and treatment), using the Contingent Valuation Method (CVM) with referendum and double-bounded formats. Three hundred ninety-two users were polled about basic sanitation services in the City of Puno, Peru. The double-bounded CVM showed higher theoretical consistence. The socio-economic variables and the degree of awareness about the problems in the basic sanitation services were more important to estimate the willingness to pay (WTP). The estimated WTP was \$8.53 soles per month per house (US\$2.84). Considering the total number of beneficiary households, this amount represents a measurement of the economic benefit in the cost-benefit assessment of the improvements that were proposed.

Key words: binomial logit, willingness to pay, referendum model, double-bounded model, maximum likelihood.

INTRODUCTION

In the field of public policies assessment, the contingent valuation model (CVM) is a useful tool to estimate changes in the welfare of people. When these changes involve improvements, it is possible to estimate the potential economic benefits, in order to justify the costs associated with the implementation of the said policies (Uribe *et al.*, 2003). The quantitative

*Autor responsable ❖ Author for correspondence.

Recibido: agosto, 2017. Aprobado: febrero, 2018.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 52: 467-481. 2018.

cambios en el bienestar de las personas. Cuando estos cambios involucran mejoras, es posible estimar los beneficios económicos potenciales para justificar los costos asociados a la implementación de dichas políticas (Uribe *et al.*, 2003). La evidencia cuantitativa sobre los beneficios potenciales de las políticas públicas permite realizar el análisis de costo-beneficio y, luego, justificar la viabilidad de dichas políticas. En países en desarrollo, lo anterior es relevante porque los niveles de gobierno (nacional, regional y local) requieren priorizar tipologías de políticas o proyectos. En el sector saneamiento es relevante evaluar la viabilidad de los proyectos integrales, esto es la provisión de los servicios básicos de agua, alcantarillado y tratamiento de aguas residuales. En la actualidad la gestión de los servicios de saneamiento básico en el Perú es una política pública de alta prioridad por lo que la inversión pública comprometida para este rubro es alta, aproximadamente 1018 millones de dólares (MVCS, 2017).

La ciudad de Puno, al sureste del Perú, no es ajena a la problemática, y el 61.63 % de la población tiene menos de 12 h de servicio continuo de agua potable; el promedio diario es 7.03 h y en algunas zonas de la ciudad (sobre todo en las partes altas) es apenas 1 h. Asimismo, la red de recolección de aguas residuales y la planta de tratamiento “El espinar” presentan problemas principalmente por la antigüedad de su infraestructura, la cual ha colapsado por completo y gran parte de las descargas de aguas residuales se vierte en la bahía interior del lago Titicaca, un área natural con alta biodiversidad y relevancia internacional.

Para solucionar dicha situación la Municipalidad Provincial de Puno, la Empresa Municipal de Saneamiento Básico (EMSAPUNO) y el Ministerio de Vivienda, Construcción y Saneamiento, han realizado gestiones conjuntas para concretar inversiones y mejorar la provisión de los servicios básicos. *El concepto de beneficio se interpreta de un modo particular, la idea básica es “lo que quiere la gente” (las preferencias de los individuos) debe ser la base de la medida de los beneficios.* Con el MVC se determina a partir de encuestas directas el valor medio de la disponibilidad a pagar (DAP) como una medida aproximada de la variación compensatoria de una población específica, lo que corresponde a una aproximación de los beneficios generados por políticas públicas o proyectos (Pearce y Turner, 1995; Just *et al.*, 2004; Tudela-Mamani, 2007; Freeman *et al.*, 2014).

evidence of the potential benefits of public policies enables a cost-benefit analysis which, in turn, justifies the viability of the said policies. In developing countries, domestic, regional, and local government must prioritize policies or projects according to their typology. In the sanitation sector, evaluating the viability of comprehensive projects is relevant; those projects cover basic services (water, sewers, and wastewater treatment). Currently, the management of basic sanitation services is a high-priority public policy in Peru; therefore, the public investment committed for this purpose is high: approximately US\$1.018 billion (CVMS, 2017).

The City of Puno, located in southwestern Peru, is not unaffected by this problem and 61.63 % of its population has less than 12 continuous hours of drinking water supply; the daily average is 7.03 h and, in some areas of the city (particularly in the high areas), it barely lasts 1 h. Additionally, the harvesting system network and “El espinar” treatment plant have problems, mainly due to their old infrastructure, which has completely collapsed and a great amount of wastewater is dumped into the inner bay of Lake Titicaca, a natural area with high diversity and international relevance.

In order to find a solution for this situation, the Provincial Municipality of Puno, the Basic Sanitation Company of the Municipality (EMSAPUNO), and the Ministry of Housing, Construction, and Sanitation of Peru have worked together to materialize investments and to improve basic services. *The concept of benefit is interpreted in a very particular way: the basic idea is that “what people want” (what individuals prefer) must be the basis of the benefits measure.* Through direct surveys, the CVM determines the mean value of the willingness to pay (WTP), as an approximate measure of the compensating variation of a specific population; this matches an approximation of the benefits generated by public policies or projects (Pearce and Turner, 1995; Just *et al.*, 2004; Tudela-Mamani, 2007; Freeman *et al.*, 2014).

Two types of formats are used to estimate the WTP for the improvement of the access to public services: referendum and double-bounded. The referendum format points out the usefulness of the CVM in the estimation of the WTP for the improvement of public services; the main variables for the calculation are socioeconomic: education and income (Del Saz *et al.*, 2009; Valdivia *et al.*, 2011; Arias *et al.*, 2011; Awad,

Existen dos tipos de formatos para estimar la DAP por mejoras en el acceso a servicios públicos: referéndum y doble límite. En el formato de referéndum se indica la utilidad del MVC en la estimación de la DAP por mejoras en la provisión de servicios públicos, y las variables que destacan como relevantes en ese cálculo son socioeconómicas: la educación y el ingreso (Del Saz *et al.*, 2009; Valdivia *et al.*, 2011; Arias *et al.*, 2011; Awad, 2012; Awunyo *et al.*, 2013; Pérez y Quintanilla, 2013; Lu *et al.*, 2015). El formato doble límite presenta mayor eficiencia estadística que el referéndum, dada por la mayor significancia individual y conjunta de los parámetros (Bogale y Urgessa, 2012; Dupont, 2013; Guzmán, 2015; Tudela, 2017). Dichos estudios plantearon la problemática de acceso a servicios públicos mejorados en forma específica. Sin embargo, en nuestra investigación el problema de saneamiento básico es abordado en forma integral.

El objetivo de esta investigación fue estimar los beneficios económicos mediante DAP con formato referéndum y doble límite por el mejoramiento en la provisión de los servicios de saneamiento básico (agua, alcantarillado y tratamiento de aguas residuales) en la ciudad de Puno. La estimación de los beneficios económicos que se podrían generar con la implementación de las mejoras requiere la integración de variables socioeconómicas de los usuarios, como ingreso monetario, nivel educativo, presencia de menores de edad en el hogar y la edad, y el grado de conocimiento individual de los problemas en la prestación de los servicios de saneamiento básico.

MATERIALES Y MÉTODOS

Para una población de 30 945 hogares con conexiones de agua y desagüe, con base a la técnica de muestreo aleatorio simple se determinó un tamaño de la muestra de 400 hogares. Sin embargo, luego de un proceso de verificación y cruce de información se descartaron 8 encuestas por contener información incoherente, y la muestra final fue 392. Los hogares donde se aplicaron las encuestas se seleccionaron aleatoriamente en tres zonas de la ciudad: centro, sur y norte. De un total de 392 hogares visitados, 24 % corresponden a la zona centro de la ciudad, 37 % a la zona sur, mientras que 39 % a la zona norte. Las encuestas se aplicaron a jefes de hogares, quienes tienen capacidad de gasto. Todas las encuestas se realizaron en enero de 2017 por estudiantes de la Facultad de Ingeniería Económica de la Universidad Nacional del Altiplano-Perú, durante dos fines de semana en la ciudad de Puno. Para verificar la eficacia, pertinencia y validar el formato

2012; Awunyo *et al.*, 2013; Pérez and Quintanilla, 2013; Lu *et al.*, 2015). The double-bounded format has higher statistical efficiency than the referendum model: the parameters of the former have a higher individual and joint significance (Bogale and Urgessa, 2012; Dupont, 2013; Guzmán, 2015; Tudela, 2017). The said studies specifically posed the problem of accessing improved public services. However, in our research, the basic sanitation problem is dealt in a comprehensive manner.

The objective of this research was to estimate the economic benefits of the WTP, through a referendum and double-bounded formats, with regard to the improvement of basic sanitation services (water, sewer, and wastewater treatment) in the city of Puno. The estimation of the economic benefits that could be gained from the implementation of the improvements requires the inclusion of the users' socioeconomic variables (such as income, education level, children in the household, age, and the degree of individual awareness of the problems in the basic sanitation services).

MATERIALS AND METHODS

For a population of 30 945 households connected to the water and sewer systems, a 400-household sample size was determined —based on the simple random sampling method. However, after a verification and cross-checking process was carried out, 8 surveys were rejected due to their inconsistent information. The final sample was made of 392 households randomly chosen from three areas of the city: center (24 %), south (37 %), and north (39 %). The surveys were applied to the heads of the households (who have the spending power). All the surveys were carried out during two weekends, in January, 2017, by students of the Facultad de Ingeniería Económica of the Universidad Nacional del Altiplano-Perú, in the city of Puno. In order to verify the efficiency and the relevance, and to validate the survey format, a pilot survey was carried out with 30 randomly selected heads of households. As a result of this test, the minimum and maximum rates were identified and some questions were dismissed. The final survey format had 17 questions.

WTP referendum model

The random utility approach was taken into account for the modeling process (Habb and McConell, 2002). The following utility function was taken into consideration:

de encuesta, se realizó una encuesta piloto a 30 jefes de hogares seleccionadas al azar. Esta prueba permitió identificar el rango mínimo y máximo de las tarifas descartar algunas preguntas, y el formato final de encuesta tuvo 17 preguntas.

Modelo referéndum de DAP

En el proceso de modelamiento se toma en cuenta el enfoque de utilidad aleatoria (Habb y McConell, 2002). La siguiente función de utilidad se consideró:

$$U_{ih} = v_{ih}(p_h, M_i, s_i) + \varepsilon_{ih}$$

donde la utilidad de la alternativa h para el individuo i está en función de s que representa las características individuales, p_h es el precio de la alternativa h y M el ingreso del individuo. La utilidad está compuesta de un componente determinístico (v_{ih}) y un componente no observable de error aleatorio (ε_{ih}) independiente e idénticamente distribuido (iid) con media cero y varianza constante. El individuo i elige la alternativa que le proporciona mayor utilidad; por lo tanto, el modelo de comportamiento es: elige la alternativa h si y sólo si: $U_{ih} > U_{ij}, \forall h \neq j$. En tales circunstancias, la probabilidad de que el individuo elija la alternativa h está dada por:

$$\Pr(h) = \Pr\{U_{ih} > U_{ij}\}$$

$$\Pr(h) = \Pr\{\varepsilon_{ij} - \varepsilon_{ih} < v_{ih}(p_h, M_i, s_i) - v_{ij}(p_j, M_i, s_i)\}$$

Para estimar los impactos en el bienestar, es decir, la DAP por un cambio desde el *statu quo* (alternativa j) al estado seleccionado (alternativa h), se utiliza la siguiente fórmula:

$$\Delta v = v_{ih}(p_h, M_i - VC, s_i) - v_{ij}(p_j, M_i, s_i)$$

donde VC es la variación compensatoria, que se puede interpretar como *la máxima cantidad de dinero que un individuo estaría dispuesto a pagar para acceder a un cambio favorable*. En este caso, para el individuo i la alternativa h mejora su nivel de bienestar con respecto a la alternativa j .

Para el MVC tipo referéndum se pregunta al individuo si estaría dispuesto a pagar una cantidad de dinero por acceder a la mejora ambiental propuesta, en este caso, el individuo deberá escoger entre si o no. En consecuencia, la probabilidad de tener una respuesta afirmativa (si) a la pregunta de disponibilidad a pagar estaría dada por:

$$\Pr(S_i) = \Pr\{\varepsilon < \Delta v\} = F[\Delta v]$$

$$U_{ih} = v_{ih}(p_h, M_i, s_i) + \varepsilon_{ih}$$

where the alternative utility h for the individual i is a function of s , which represents the individual characteristics; is the price of the alternative h , and M is the individual income. The utility is made of a deterministic component (v_{ih}) and a non-observable random error component (ε_{ih}), independent and identically distributed (iid) with a zero mean and a constant variance. The individual i chooses the alternative that provides him or her a higher utility; therefore, his or her behavioral model is the following: he or she chooses the alternative h , if and only if: $U_{ih} > U_{ij}, \forall h \neq j$. In such cases, the likelihood that the individual will choose the alternative h is given by:

$$\Pr(h) = \Pr\{U_{ih} > U_{ij}\}$$

$$\Pr(h) = \Pr\{\varepsilon_{ij} - \varepsilon_{ih} < v_{ih}(p_h, M_i, s_i) - v_{ij}(p_j, M_i, s_i)\}$$

In order to estimate the impacts on welfare—in other words, the WTP for a change from the *statu quo* (alternative j) to the state chosen (alternative h)—, the following formula must be used:

$$\Delta v = v_{ih}(p_h, M_i - VC, s_i) - v_{ij}(p_j, M_i, s_i)$$

where VC is the compensating variation, that can be interpreted as *the maximum amount of money that an individual would be willing to pay for a favorable change*. In this case, alternative h improves the level of welfare of the individual i , in comparison with alternative j .

For the referendum-type CVM, the interviewee was asked if he or she was willing to pay a certain amount to access the environmental improvement proposed; in this case, the individual must choose between yes or no. Accordingly, the probability of getting a positive answer (yes) to the question of willingness to pay is given by:

$$\Pr(S_i) = \Pr\{\varepsilon < \Delta v\} = F[\Delta v]$$

Given that there are two alternatives in the referendum model, the dependent variable is a discrete variable (yes=1 and no=0), the regression analysis is carried out through a logit or probit model (Habb and McConell, 2002). The former was used in this research. The logit model is typically formulated as follows:

$$\Pr(S_i) = F[\beta'x_i] = \frac{1}{1 + \exp^{-\beta'x_i}}$$

The econometric estimate is solved through the maximum likelihood method using the likelihood logarithm function (log-likelihood) given by:

Dado que en el modelo referéndum hay dos alternativas de elección la variable dependiente es discreta ($si=1$ y $no=0$), y el análisis de regresión se hace mediante un modelo logit o probit (Habb y McConell, 2002). En esta investigación se utilizó el primero. Una formulación típica del modelo logit se plantea de la siguiente manera:

$$\Pr(S_i) = F[\beta'x_i] = \frac{1}{1 + \exp^{-\beta'x_i}}$$

La estimación econométrica se resuelve a través del método de máxima verosimilitud con la función de logaritmo de verosimilitud (*log-likelihood*) dada por:

$$LL = \sum_{i=1}^n [(1 - y_i) \ln(1 - F(\beta'x_i)) + y_i \ln(F(\beta'x_i))]$$

donde y_i es la variable dependiente binaria que toma el valor de 1 si la respuesta a la pregunta de disposición a pagar es sí y 0 de lo contrario. La variable x_i sintetiza las principales características socioeconómicas del encuestado y el precio o postura ofrecida en la encuesta por acceder a las mejoras planteadas. El estimador de máxima verosimilitud se obtiene maximizando esta función, con los parámetros como variables de decisión.

Modelo doble límite de disponibilidad a pagar

El uso del MVC tipo referéndum está sujeto a críticas respecto a su capacidad de entregar estimaciones fiables y exactas de la DAP. Como una forma de reducir esta ineficiencia, Hanemann *et al.* (1991) sugieren utilizar un formato dicotómico doble, conocido como double bounded (doble límite), el cual consiste en agregar una segunda pregunta sobre disposición a pagar también de naturaleza dicotómica (Tudela-Mamani, 2017).

De acuerdo con Hanemann *et al.* (1991; citado en Tudela-Mamani, 2017) en el contexto de doble pregunta en la disponibilidad a pagar, la pregunta inicial propuesta al individuo (BI) es preguntada de nuevo en función a la primera respuesta (BD o BU). Donde BU es el segundo precio propuesto después de una respuesta positiva, BD es el segundo precio propuesto después de una respuesta negativa. En la Figura 1 se ilustra el procedimiento de elección en el formato doble límite.

Según Hanemann *et al.* (1991) y Habb y McConell (2002) las respuestas en términos de probabilidad se pueden expresar de la siguiente manera:

$$\Pr(si, si) = 1 - F(\beta'x_i^u)$$

$$\Pr(si, no) = F(\beta'x_i^u) - F(\beta'x_i)$$

$$LL = \sum_{i=1}^n [(1 - y_i) \ln(1 - F(\beta'x_i)) + y_i \ln(F(\beta'x_i))]$$

where y_i is the binary dependent variable with a value of 1, if the answer to the willingness to pay question is yes, and 0 otherwise. The variable summarizes the main socio-economic characteristics of the interviewee and the price offered in the survey to have access to the improvements. This function is maximized—using the parameters as decision variables—in order to find out the maximum likelihood estimator.

Double-bounded model for willingness to pay

The capacity of the referendum-style CVM to deliver reliable and precise WTP estimates is questioned. In order to diminish this inefficiency, Hanemann *et al.* (1991) suggested using a double dichotomous format (double-bounded), which adds a second question about the willingness to pay which also has a dichotomous nature (Tudela-Mamani, 2017).

According to Hanemann *et al.* (1991; quoted by Tudela-Mamani, 2017), within the context of a double question about the willingness to pay, interviewees are asked the initial question (BI) again based on their first answer (BU: the second price proposed after a positive answer; BD: the second price proposed after a negative answer). Figure 1 illustrates how choices are made when the double-bounded format is used.

According to Hanemann *et al.* (1991) and Habb and McConnell (2002), probability-wise answers can be set forth as follows:

$$\Pr(yes, yes) = 1 - F(\beta'x_i^u)$$

$$\Pr(yes, no) = F(\beta'x_i^u) - F(\beta'x_i)$$

$$\Pr(no, yes) = F(\beta'x_i) - F(\beta'x_i^d)$$

$$\Pr(no, no) = F(\beta'x_i^d)$$

For the double-bounded case, the function of the likelihood logarithm (log-likelihood) is given by:

$$LL = \sum_{i=1}^n \left\{ \begin{aligned} & d_i^{ss} \ln \left(1 - \frac{1}{1 + \exp^{-\beta'x_i^u}} \right) + \\ & d_i^{sn} \ln \left(\frac{1}{1 + \exp^{-\beta'x_i^u}} - \frac{1}{1 + \exp^{-\beta'x_i}} \right) + \\ & d_i^{ns} \ln \left(\frac{1}{1 + \exp^{-\beta'x_i}} - \frac{1}{1 + \exp^{-\beta'x_i^d}} \right) + \\ & d_i^{nn} \ln \left(\frac{1}{1 + \exp^{-\beta'x_i^d}} \right) \end{aligned} \right\}$$

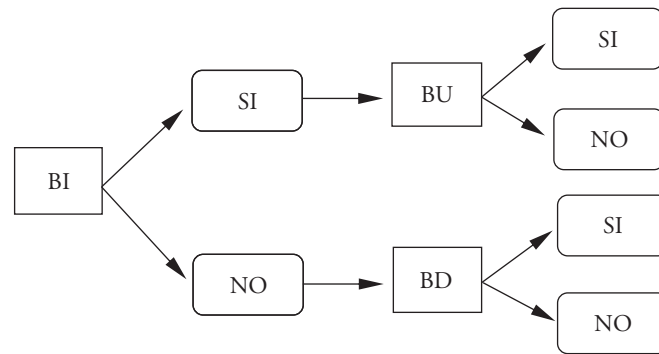


Figura 1. Proceso de elección dicotómica en formato doble límite.

Fuente: Tudela-Mamani, 2017.

Figure 1. Dichotomous choice process in a double-bounded format.

Source: Tudela-Mamani, 2017.

$$\Pr(no, si) = F(\beta'x_i) - F(\beta'x_i^d)$$

$$\Pr(no, no) = F(\beta'x_i^d)$$

Para el caso doble límite la función de logaritmo de verosimilitud (*log-likelihood*) está dada por:

$$LL = \sum_{i=1}^n \left\{ \begin{aligned} & d_i^{ss} \ln \left(1 - \frac{1}{1 + \exp(-\beta'x_i^u)} \right) + \\ & d_i^{sn} \ln \left(\frac{1}{1 + \exp(-\beta'x_i^u)} - \frac{1}{1 + \exp(-\beta'x_i)} \right) + \\ & d_i^{ns} \ln \left(\frac{1}{1 + \exp(-\beta'x_i)} - \frac{1}{1 + \exp(-\beta'x_i^d)} \right) + \\ & d_i^{nn} \ln \left(\frac{1}{1 + \exp(-\beta'x_i^d)} \right) \end{aligned} \right\}$$

donde d_i^{ss} , d_i^{sn} , d_i^{ns} y d_i^{nn} son variables binarias derivadas de las respuestas: SI-SI, SI-NO, NO-SI y NO-NO, respectivamente. Toman el valor de 1 cuando la respuesta del entrevistado se encuentra en esa posición y 0 de lo contrario. El estimador de máxima verosimilitud se obtiene maximizando esta función, con los parámetros como variables de decisión.

Según Hanemann *et al.* (1991; citado en Cerda *et al.*, 2007), *el modelo dicotómico doble provee una ganancia en la precisión de la matriz de varianza-covarianza de los coeficientes estimados, produciendo intervalos de confianza más pequeños con respecto al modelo dicotómico simple. Además, encontraron que el estimador puntual de la mediana de la DAP de los modelos dicotómicos dobles es menor.*

Tudela (2017) demostró que el formato doble límite presenta mayor consistencia teórica, dada por la mayor significancia indivi-

where d_i^{ss} , d_i^{sn} , d_i^{ns} and d_i^{nn} are binary variables derived from the YES-YES, YES-NO, NO-YES, and NO-NO answers, respectively. They have a value of 1 when the interviewee's answer is found in this position and 0, otherwise. This function is maximized—using the parameters as decision variables—in order to find out the maximum likelihood estimator.

According to Hanemann *et al.* (1991; quoted by Cerda *et al.*, 2007), *the double dichotomous model increases the accuracy of the variance-covariance matrix of the estimated coefficient, creating narrower confidence intervals with regard to the simple dichotomous model. Additionally, they found out that the accurate estimator of the WTP median of the dichotomous model is lower.*

Tudela (2017) proved that the double-bounded format has greater theoretical consistency, as a result of the greater individual and joint significance of the parameters. According to Bateman *et al.* (2001), the contingent valuation questions (referendum type) with dichotomous choices are relatively inefficient for big samples.

Once the parameters estimates were obtained, the monetary measure of welfare was calculated; the formula to estimate the WTP will depend on the functional form of the utility change (Δv), which can be linear or a logarithm. The detail and identification of the variables that enabled the estimation of the logit econometric model for the referendum and double-bounded model is shown in Table 1.

The survey format designed for this research had three parts: questions about the problems related to basic sanitation services; questions regarding the willingness to pay for improvements to basic sanitation services; and questions about certain socio-economical characteristics of the individuals. The second part of the survey referred to the willingness to pay for the proposed change; with that purpose in mind, the proposal for the improvement of basic sanitation services in the city of Puno was

dual y conjunta de los parámetros. Según Bateman *et al.* (2001), las preguntas de valoración contingente de elección dicotómica (tipo referéndum) son relativamente ineficientes para muestras grandes.

Una vez obtenidas las estimaciones de los parámetros se calculó la medida monetaria de bienestar, la fórmula para la estimación de la DAP dependerá de la forma funcional del cambio en la utilidad (Δv), que puede ser lineal o logarítmica. El detalle e identificación de las variables que permitieron estimar el modelo econométrico logit para el caso referéndum y doble límite se presenta en el Cuadro 1.

El formato de encuesta diseñado para esta investigación tuvo tres partes: preguntas sobre la problemática en la provisión de servicios de saneamiento básico, preguntas concernientes a la disponibilidad a pagar por mejoras en la provisión de servicios de saneamiento básico, y preguntas sobre algunas características socio

summarized as a package or set of projects aimed at improving the quality of life of the city's inhabitants. Those changes consisted of improvements to the supply of drinking water, the sewer system, and the treatment of wastewater. The following valuation scenario was proposed for the survey:

Currently, groundwork is being laid to materialize a group of projects aimed at improving basic sanitation services in the city of Puno. The goal of the first comprehensive project is to improve the drinking water and sewer systems. The drinking water system will basically include the expansion of the services (increased range), their improvement (increasing the continuity of the service, *i.e.*, increasing the drinking water service continuity up to an average of 24 h), and service quality. Regarding the sewer system, the proposal is to expand and improve the system, by increasing the coverage and optimizing the collection of wastewater, without jamming the pipe network. The second project comprises the improvement of

Cuadro 1. Descripción de variables usadas en el análisis.

Table 1. Description of the variables used for the analysis.

Variable	Descripción	Opciones de respuesta
PSI	Probabilidad de responder SI a la pregunta de disponibilidad a pagar	1=Si la respuesta en la primera ronda es SI; 0=Si responde negativamente.
BI	Precio hipotético inicial	2, 4, 6, 8, 10.
BD	Precio hipotético menor	1, 2, 4, 6, 8.
BU	Precio hipotético mayor	4, 6, 8, 10, 12.
DSS	Variable dummy para SI-SI	Si la respuesta en la primera ronda fue SI: 1=si la respuesta en la segunda ronda es SI; 0=en otro caso
DSN	Variable dummy para SI-NO	Si la respuesta en la primera ronda fue SI: 1=si la respuesta en la segunda ronda es NO; 0=en otro caso
DNS	Variable dummy para NO-SI	Si la respuesta en la primera ronda fue NO: 1=si la respuesta en la segunda ronda es SI; 0=en otro caso
DNN	Variable dummy para NO-NO	Si la respuesta en la primera ronda fue NO: 1=si la respuesta en la segunda ronda es NO; 0=en otro caso
GEN	Género del encuestado	Hombre=1; Mujer=0
EDA	Edad del encuestado	Número entero
HIJO	Presencia de menores edad	Número entero
EDU	Nivel de educación	1=Sin educación formal, 2=Primaria incompleta, 3= Primaria completa, 4=Secundaria incompleta, 5=Secundaria completa, 6=Superior técnica, 7=Superior pedagógica, 8=Universitaria incompleta, 9=Universitaria completa, 10=Posgrado.
ING	Nivel de Ingreso	1=Menos de 400 soles, 2=Entre 400 y 600 soles, 3=Entre 600 y 800 soles, 4=Entre 800 y 1000 soles, 5=Entre 1000 y 1500 soles, 6=Entre 1500 y 2500, 7=entre 2500 y 3500, 8=3500 y 4500, 9=Entre 4500 y 5000, 10=Entre 5000 y 6500, 11=Entre 6500 y 7500, 12=Más de 7,500 soles.
INGR	Ingreso monetario	Número entero (Promedio aritmético de cada categoría de la variable ING).
CON	Conocimiento sobre problemática	1=Nada, 2=Poco, 3=Medio; 4=Mucho.

económicas de los individuos. La segunda parte de la encuesta se refirió a la disponibilidad a pagar por el cambio propuesto, para lo cual se resumió la propuesta de mejoras en la provisión de servicios de saneamiento básico en la ciudad de Puno a nivel de un paquete o conjunto de proyectos orientados a mejorar la calidad de vida de los habitantes de esa ciudad. Los cambios son las mejoras en la provisión de agua potable, alcantarillado y tratamiento de aguas residuales. A continuación, se ilustra el escenario de valoración propuesto en la encuesta:

En la actualidad se desarrollan gestiones para concretar un conjunto de proyectos orientados a mejorar los servicios de saneamiento básico en la ciudad de Puno. El primer proyecto integral está orientado a mejorar los servicios de agua potable y alcantarillado. En el sistema de agua potable se incluyen principalmente componentes de ampliación de servicios (incremento de cobertura), mejoramiento (incremento en la continuidad del servicio - aumentar a 24 h en promedio la continuidad del servicio de agua potable) y calidad en el servicio. En el sistema de alcantarillado se proponen componentes de ampliación (incremento de cobertura) y mejoramiento (óptima recolección de aguas residuales - sin atoros en la red de tuberías). El segundo proyecto consiste en mejorar el sistema de tratamiento de aguas residuales mediante la construcción de una planta de tratamiento y de esta manera controlar el problema de contaminación de la bahía interior del lago Titicaca.

A partir del escenario de valoración propuesto se formuló la pregunta central relacionada con la DAP por acceder a las mejoras:

Tomando en cuenta lo anterior (el escenario de valoración), ¿estaría usted dispuesto a contribuir mensualmente la cantidad de S/_____ adicional en su recibo de agua, para el financiamiento de las actividades de operación y mantenimiento de las mejoras en los servicios de saneamiento básico que le he explicado?

El encuestador preguntó en la primera ronda sobre la postura (BI) que es la postura inicial, la cual tuvo cinco tipos de precios: 2, 4, 6, 8 y 10. Una vez obtenida la respuesta del individuo ("SI" o "NO") a la pregunta inicial, el encuestador reformuló la pregunta y esta vez la segunda pregunta estuvo en función de la primera respuesta; si el individuo respondió "SI" en la primera ronda, se usó el vector de precios de la postura alta (BU) que contiene los siguientes precios: 4, 6, 8, 10 y 12. Si en la primera ronda el individuo respondió "NO", entonces para la segunda ronda se usó el vector de precios de la postura baja (BD) que contiene los siguientes precios: 1, 2, 4, 6 y 8. En todos los casos siempre se preguntó por un solo tipo de precio en los casos BI, BU o BD; además es importante mencionar que la pregunta en la segunda ronda también fue de naturaleza dicotómica.

the wastewater treatment system. For this purpose, a treatment plant will be built. As a result, the pollution problem that affects the inner bay of Lake Titicaca will be controlled.

Based on the valuation scenario, the core question about the WTP for improvements was posed as follows:

Taking into account [the valuation scenario], would you be willing to make a monthly contribution for the amount of _____ additional soles in your water bill, in order to fund the operation and maintenance activities connected with the improvement of the basic sanitation services I have explained before?

During the first round, the pollster asked about the initial stance (BI), which included five price types: 2, 4, 6, 8, and 10. Once the interviewee had answered the initial question ("YES" or "NO"), the pollster modified the question, depending on the first answer. If the interviewee answered "YES" in the first round, the high stance price vector (BU) was used (it included the following prices: 4, 6, 8, 10, and 12). If the interviewee answered "NO" in the first round, the low stance price vector was used in the second round (it included the following prices: 1, 2, 4, 6, and 8). In every case, only one type of price was included in the BI, BU, and BD cases. Additionally, the second round question was also dichotomous.

RESULTS AND DISCUSSION

The first round of the contingent valuation survey (referendum type) about the improvement to the basic sanitation services revealed that, out of 392 polls, 44 % of the interviewees were not willing to pay for this kind of project, while 56 % stated that they were willing to pay. The most accepted rate was \$2 soles. Additionally, part of the population would accept a \$10 soles rate (Table 2) which would enable price discrimination. The interviewees showed a rational behavior, *i.e.*, higher rates receive less positive responses, while positive responses prevail when lower rates are involved.

The answers to the WTP questions during the second round (when the double-bounded format was used) show that 50.3 % of the participants have a positive stance (YES/YES and NO/YES) (Table 3). A greater ratio for positive WTP answers was obtained with the referendum format.

A contingent valuation study has the aim of estimating the WTP as an approximation of the compensating variation. Several econometric regressions were analyzed using binomial logit models. The parameters for various econometric models were estimated during this research (Table 4).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la encuesta de valoración contingente tipo referéndum (primera ronda) el análisis de la DAP por el mejoramiento en el servicio de saneamiento básico reveló que, de 392 encuestas, 44 % de los entrevistados no están dispuestos a pagar por este tipo de proyectos, y 56 % declararon estar dispuestos a pagar, la tarifa con mayor aceptación fue de S/2; además, una parte de la población aceptaría una tarifa de S/10 (Cuadro 2), lo cual podría permitir hacer discriminación de precios. En los entrevistados se aprecia un comportamiento racional, es decir, para tarifas mayores menos respuestas afirmativas frente a tarifas menores donde prevalece las respuestas afirmativas.

Las respuestas a las preguntas de la DAP en la segunda ronda con el formato doble límite, muestran que 50.3 % de encuestados tienen una postura afirmativa (SI/SI y NO/SI) (Cuadro 3). En el formato

Once the econometric models was estimated, the next step was to select the best binomial econometric model, based on the following economic and econometric criteria (Greene, 2003):

- 1) That the coefficients of the variables show the expected signs, *i.e.*, that the signs of the estimated coefficients for the explanatory variables reflect a logical relation with the dependent variable.
- 2) That the coefficients of the independent variables are significant up to a certain acceptable level of reliability.
- 3) That the logarithm for the maximum likelihood model (log-likelihood) is big.

The logarithmic model was chosen based on the criteria mentioned for the group of models that used the referendum format. Hensher *et al.* (2005)

Cuadro 2. Respuestas a la pregunta de valoración propuesta.

Table 2. Answers to the proposed valuation.

Rango de tarifas propuesto S/.	Número de encuestas	Respuestas afirmativas	
		Número	%
2	79	63	80
4	79	50	63
6	79	40	51
8	76	36	47
10	79	30	38
Total	392	219	56

Fuente: Elaboración propia con base en encuestas. ♦ Source: Developed by the authors based on the surveys.

Cuadro 3. Respuesta a preguntas DAP segunda ronda (doble límite).

Table 3. Answer to 2nd round WTP questions (double-bounded).

Respuestas	Precio (S/)						Total
	1	2	4	6	8	10	
SI		63	50	40	36	30	219
NO		16	29	39	40	49	173
SI/SI			34	27	24	19	125
SI/NO			29	23	16	17	94
NO/SI	8	17	11	20	16		72
NO/NO	8	12	28	20	33		101

Fuente: Elaboración propia con base en encuestas. ♦ Source: Developed by the authors based on the surveys.

referéndum se obtuvo una proporción mayor para la respuesta afirmativa a la DAP.

El objetivo de un estudio de valoración contingente es la estimación de la DAP como una aproximación de la variación compensatoria, este procedimiento se realiza mediante un proceso de análisis de varias regresiones econométricas utilizando modelos logit binomial. En esta investigación se estimó los parámetros de diversos modelos econométricos (Cuadro 4).

Una vez estimados los modelos econométricos, el siguiente paso fue seleccionar el mejor modelo

carried out simulations that proved that the values of Pseudo R^2 (comprised in the 0.30-0.40 interval) were equivalent to R^2 (0.60-0.80) in the conventional case. The model made an accurate prediction (78.061 %), according to the prediction percentage. The joint significance was high, because the P-value of the statistic for the likelihood ratio was low. All explanatory variables were individually significant (1-5 %).

Among the groups of models that used the double-bounded format, the linear double-bounded model

Cuadro 4. Estimaciones econométricas modelo referéndum y doble límite.

Table 4. Econometric estimates, using the referendum and the double-bounded models.

Variables	Referéndum			Doble límite	
	Lineal	Restringido	Logarítmico	Lineal	Logarítmico
Constante	-0.763 (-0.873)	-3.935 (-4.277)†	-11.700 (-5.619)†	-0.478 (-0.703)	-12.924 (-8.069)†
BI	-0.326 (-6.461)†			-0.504 (-14.106)†	
INGR	0.0009 (5.306)†	0.0008 (5.081)†		0.001 (9.895)†	
LBI			-1.761 (-6.584)†		-2.679 (-14.450)†
LINGR			1.857 (6.153)†		2.176 (9.736)†
HIJO	0.271 (2.289)¶	0.263 (2.250)¶	0.251 (2.086)¶	0.352 (3.769)†	0.340 (3.499)†
EDU	0.217 (2.794)†	0.234 (3.010)†	0.196 (2.472)¶	0.227 (3.573)†	0.201 (2.958)†
EDA	-0.032 (-2.638)†	-0.028 (-2.379)¶	-0.029 (-2.348)¶	-0.020 (-2.078)¶	-0.019 (-1.855)§
CON	0.587 (3.536)†	0.617 (3.735)†	0.583 (3.398)†	0.417 (2.966)†	0.441 (3.111)†
BIR		0.460 (6.173)†			
Logaritmo de verosimilitud	-181.452	-182.686	-174.406	445.179	434.569
Razón de verosimilitud	175.111	172.644	189.203	890.359	869.138
Pseudo R^2	0.325	0.320	0.351		
% predicción correcta	77.041 %	77.041 %	78.061 %		

Entre paréntesis Z-estadísticos, † indica significancia al 1 %, ¶ al 5 % y § al 10 %. BI: Precio hipotético inicial, INGR: Ingreso monetario, LBI: Logaritmo precio hipotético inicial, LINGR: Logaritmo ingreso monetario, HIJO: Presencia de menores de edad, EDU: Nivel de educación, EDA: Edad del encuestado, CON: Conocimiento sobre problemática, BIR: Precio hipotético inicial restringido. ¶ For Z-statistics between parenthesis: † indicates 1 % significance, ¶ 5 % significance, and § 10 % significance. BI: initial hypothetical price. INGR: monetary income. LBI: logarithm of the initial hypothetical price. LINGR: logarithm of the monetary income. HIJO: presence of children. EDU: educational level. EDA: age of the interviewee. CON: awareness of the problem. BIR: initial hypothetical restricted price.

econométrico binomial, con base en los siguientes criterios económicos y econométricos (Greene, 2003):

- 1) Que los coeficientes de las variables tengan los signos esperados, es decir, que los signos de los coeficientes estimados para las variables explicativas reflejen una relación lógica con la variable dependiente.
- 2) Que los coeficientes de las variables independientes sean significativos a un cierto nivel aceptable de confiabilidad.
- 3) Que el logaritmo de máxima verosimilitud del modelo (log-likelihood) sea grande.

De acuerdo con los criterios mencionados en el grupo de modelos que utilizaron el formato referéndum se eligió el modelo logarítmico. Simulaciones hechas por Hensher *et al.* (2005) demostraron que los valores del Pseudo R^2 comprendidos en un intervalo de 0.30-0.40 fueron equivalentes con R^2 de 0.60-0.80 en el caso convencional. El modelo predijo correctamente (78.061 %) según el porcentaje de predicción, la significancia conjunta fue alta porque el p-valor del estadístico de la razón de verosimilitud fue pequeño. Todas las variables explicativas resultaron significativas en forma individual al 1 % y 5 %.

En el grupo de modelos que utilizaron el formato doble límite, se eligió el modelo doble límite lineal porque reportó el mayor valor del logaritmo de verosimilitud y, por consiguiente, el mayor valor del estadístico de la razón de verosimilitud.

Los resultados revelaron que en la mayoría de los casos el valor absoluto del estadístico “Z” de los parámetros estimados fue mayor para los modelos de doble límite, lo cual reflejó que los coeficientes de este modelo tuvieron menor varianza y fueron más significativos, por lo tanto, tuvieron una mejor aproximación a la verdadera DAP de los encuestados. Lo anterior es consistente con los hallazgos de Hanemann *et al.* (1991), Calia y Strazzer (2000) y Tudela (2017). En consecuencia, se utilizó el modelo doble límite lineal para la estimación y análisis de la DAP.

Los resultados del modelo doble límite lineal mostraron que los signos de los coeficientes que acompañan a las variables explicativas fueron los esperados: el coeficiente de BI fue negativo, es decir, a mayor precio o postura ofrecida para desarrollar las mejoras en los servicios de saneamiento, la probabilidad de obtener

was chosen, because its likelihood logarithm had the highest value. Therefore, it had the highest statistical value for the likelihood ratio.

The results revealed that, in most of the cases, the absolute value of the “Z” statistics for the estimated parameters was greater than for the double-bounded models; the coefficients for this model showed less variance and were more significative. Therefore, they were closer to the interviewee’s true WTP. This result matches those of Hanemann *et al.* (1991), Calia and Strazzer (2000), and Tudela (2017). Consequently, the linear double-bounded model was used to estimate and analyze WTP.

The results of the linear double-bounded model showed that the signs of the coefficients that go along with the explanatory variables were as expected: the BI coefficient was negative, *i.e.*, the higher the price or stance offered to carry out the improvements to the sanitation services, the lower the likelihood of obtaining a positive answer from the interviewee. The income variable (INGR) had a positive sign: interviewees with higher incomes were more likely to provide a positive answer. The coefficient of the variable that represents the presence of children in the household (HIJO) had a positive sign: as more children were presents in a house, the likelihood of paying for an improvement to basic sanitation services (water, sewers, and treatment) will increase.

Likewise, according to the positive sign of the EDU coefficient, a higher education level will increase the likelihood that the interviewee gives a positive answer when asked if he or she is willing to pay for improved sanitation services. The expected results were therefore corroborated: heads of households with higher education levels were more aware of the urban sanitation service problem and were willing to use part of their income to improve that service.

EDA had a negative relation with the dependent variable, because older people are less likely to enjoy the benefits of the improvements to basic sanitation services. Meanwhile, the variable that summarizes the degree of awareness about the problems of basic sanitation services (CON) has a positive sign. This also confirmed that people who are more aware of the problems are more likely to give a positive answer when asked about their willingness to pay for improved services.

una respuesta positiva del encuestado es menor. La variable ingreso (INGR) tuvo signo positivo: a mayor ingreso del encuestado, la probabilidad de obtener una respuesta positiva es mayor. El coeficiente de la variable que representa la presencia de menores de edad en el hogar (HIJO) tuvo signo positivo: mientras más hijos menores de edad hay en un hogar, la probabilidad de pago por una mejora en la provisión de los servicios de saneamiento básico (agua, alcantarillado y tratamiento) aumentará.

Asimismo, de acuerdo con el signo positivo del coeficiente de la EDU, un nivel de educación mayor aumentará la probabilidad de una respuesta positiva a la pregunta de disponibilidad a pagar una mejor provisión de los servicios de saneamiento. Esto corroboró lo esperado: los jefes de hogar con mayor nivel educativo son más conscientes del problema del servicio de saneamiento urbano, y están dispuestos a usar parte de sus ingresos a mejorar ese servicio.

EDA tuvo una relación negativa con la variable dependiente, porque a mayor edad es menor la opción de disfrutar los beneficios de las mejoras en los servicios de saneamiento básico. Y la variable que sintetiza el grado de conocimiento sobre la problemática en la provisión de servicios de saneamiento básico (CON) tiene signo positivo, y confirmó que las personas con mayor grado de conocimiento sobre la problemática tienen mayor probabilidad de una respuesta positiva a la pregunta de disponibilidad de pago por mejoras en esos servicios.

Con base en las recomendaciones de Jianjun *et al.* (2006) al estimar la DAP por medio del MVC-doble límite es necesario tener en cuenta los resultados de la DAP media excluyendo las respuestas negativas, los resultados del modelo doble límite lineal generan una DAP media de aproximadamente S/8.538 mensuales por cada vivienda (Cuadro 5). Este monto refleja el incremento de la tarifa en el servicio de agua potable y alcantarillado, después de mejorar los servicios de saneamiento básico en la ciudad de Puno.

Tudela (2017) utilizó 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 y encontró una DAP media de S/4.38 mensuales por vivienda. Para contrastar estos resultados, es necesario precisar que la DAP media estimada en esta investigación incluye la DAP por una mejora integral en los servicios de saneamiento básico. Por lo tanto,

Based on the recommendations of Jianjun *et al.* (2006), when the double-bounded CVM is used to estimate WTP, the average WTP results must be taken into account, excluding negative answers; the results of the linear double-bounded model generate an approximate WTP of \$8.538 soles per month per each house (Table 5). This amount reflects the increased rate of the drinking water and sewer systems, after the basic sanitation services in the city of Puno have been improved.

Tudela (2017) used the double-bounded CVM to estimate WTP regarding improvements to the wastewater treatment system in the city of Puno and found an average WTP of \$4.38 soles per month per house. As a point of contrast, the average WTP estimated in this research includes the WTP for a comprehensive improvement of the basic sanitation services. Therefore, 51.3 % of the overall WTP (\$4.38 soles) estimated in the current research matches the improvement to the wastewater treatment, while the remaining 48.7 % is related to the water and sewer systems (\$4.16 soles).

Figures 2 and 3 include the histograms for the WTP estimated using the linear double-bounded model, including all the answers and excluding negative answers.

The histogram for the double-bounded WTP that excludes negative answers (Figure 3) —unlike the double-bounded WTP that includes all the answers (Figure 2)— shows a typical behavior of contingent valuation studies, *i.e.*, WTP distribution approaches a normal distribution, where most of the results concentrate near the average. This aspect reinforced the selection of the WTP average for this kind of model.

Cuadro 5. DAP media modelo referéndum y doble límite.
Table 5. Average WTP, referendum and double-bounded models.

Modelos	DAP media
†Lineal	7.5286
†Restringido	7.8214
†Logarítmico	6.9260
¶Lineal (incluyendo todas las respuestas)	6.6881
¶Lineal (excluyendo las respuestas negativas)	8.5380
¶Logarítmico	5.9936

† Modelo referéndum; ¶ Modelo doble límite. v † Referendum model; ¶ Double-bounded model.

el 51.3% de la DAP total estimada (S/4.38) en la presente investigación corresponde al mejoramiento en el tratamiento de aguas residuales, en tanto que el otro 48.7 % atañe a los servicios de agua y alcantarillado (S/4.16).

En las Figuras 2 y 3 están los histogramas de la DAP estimada con el modelo doble límite lineal incluyendo todas las respuestas y con exclusión de respuestas negativas.

El histograma de la DAP-doble límite con exclusión de respuestas negativas (Figura 3), a diferencia del

CONCLUSIONS

The double-bounded contingent valuation model showed a greater theoretical consistency, as a result of the greater individual and joint significance of the parameters. The average WTP estimate was \$8.53 soles per month per house (US\$2.84). Taking into consideration the overall number of benefited houses, this represented a measurement of the economic benefit that the improvements set forth in the valuation scenario have in the cost-benefit evaluation.

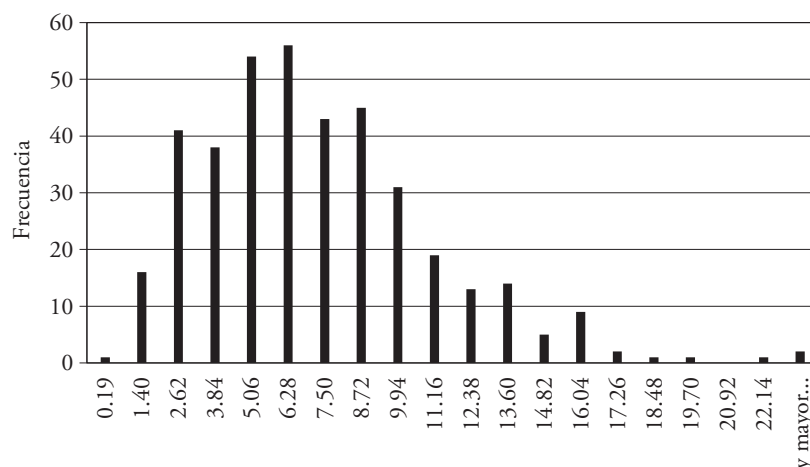


Figura 2. Histograma DAP-doble límite incluyendo todas las respuestas.

Figure 2. WTP double-bounded histogram, including all answers.

Fuente: Elaboración propia con base en la estimación del modelo doble límite.

Source: Developed by the authors, based on the double-bounded model estimate.

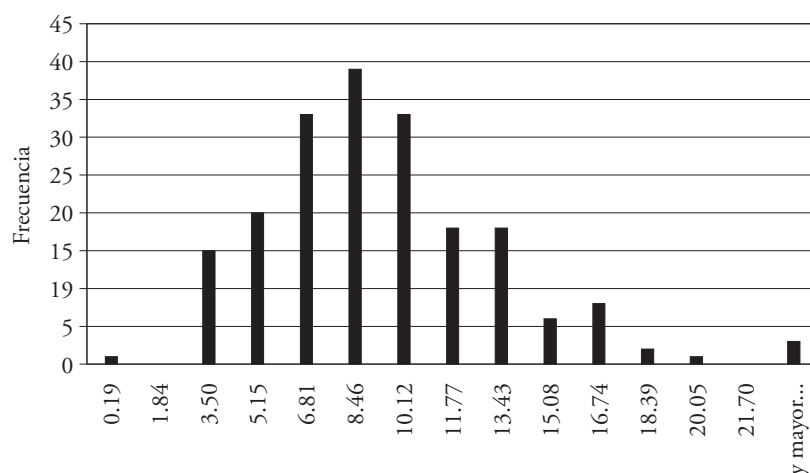


Figura 3. Histograma DAP-doble límite excluyendo respuestas negativas.

Figure 3. WTP double-bounded histogram, excluding negative answers.

Fuente: Elaboración propia con base en la estimación del modelo doble límite.

Source: Developed by the authors, based on the double-bounded model estimate.

de la DAP-doble límite incluyendo todas las respuestas (Figura 2), presentó un comportamiento típico en estudios de valoración contingente, es decir, la distribución de la DAP se aproxima a una distribución normal, donde la mayor parte de los resultados se concentra alrededor de la media. Este aspecto reforzó la selección de la media de la DAP de este tipo de modelo.

CONCLUSIONES

El modelo de valoración contingente doble límite presentó mayor consistencia teórica dada por la mayor significancia individual y conjunta de los parámetros. La DAP media estimada fue S/8.53 mensuales por vivienda (USD 2.84). Esta, al considerar el total de hogares beneficiados, representó una medida del beneficio económico en la evaluación costo-beneficio de las mejoras planteadas en el escenario de valoración.

Las variables ingreso monetario, nivel educativo, presencia de menores de edad al interior del hogar, la edad del encuestado y el grado de conocimiento respecto a los problemas en la prestación de los servicios de saneamiento básico, fueron determinantes en la estimación de la DAP por cambios en la provisión de dichos servicios en la ciudad de Puno.

El principal aporte de la investigación fue la utilización empírica del modelo referéndum (lineal, restringido y logarítmico) y del modelo doble límite (lineal y logarítmico) en un estudio de valoración contingente. Por lo tanto, se generó evidencia sobre las bondades de comparar diferentes formas funcionales de los modelos econométricos y sus implicaciones en la estimación de la DAP.

AGRADECIMIENTOS

A la Agencia Mexicana de Cooperación Internacional para el Desarrollo (AMEXCID) por la beca otorgada para realizar la estancia de investigación posdoctoral en el Centro de Investigaciones Económicas, Sociales y Tecnológicas de la Agroindustria y la Agricultura Mundial (CIESTAAM) de la Universidad Autónoma Chapingo y de donde se obtuvo apoyo para desarrollar esta investigación.

LITERATURA CITADA

Arias, J., A. Suarez, y Y. Taborda. 2011. Disponibilidad a pagar por los servicios de acueducto y alcantarillado en los barrios el Cofre y San Isidro del corregimiento de Puerto Caldas; Pereira. *Scientia et Technica* 3: 280-285.

The variables involved—cash income, educational level, presence of children in the household, the age of the respondents, and the degree of awareness of the problems in the basic sanitation services—determined the estimation of the WTP, as a result of changes in the said services in the city of Puno.

The main contribution of this research was the empirical use of the (linear, restricted, and logarithm) referendum model and the (linear and logarithm) double-bounded model in a contingent valuation study. This proves the usefulness of comparing different functional forms of econometric models and their implications for WTP estimation.

—End of the English version—



- Awad, I. 2012. Using econometric analysis of willingness-to-pay to investigate economic efficiency and equity of domestic water services in the west bank. *Socio-Economics* 41: 485-494.
- Awunyo, D., S. Ishak, and G. Seidu. 2013. Urban households' willingness to pay for improved solid waste disposal services in Kumasi metropolis, Ghana. *Urban Studies Res.* 2013: 1-8. doi:10.1155/2013/659425
- Bateman, I., H. Langford, A. Jones, and G. Kerr. 2001. Bound and path effects in double and triple bounded dichotomous choice contingent valuation. *Resource Energy Econ.* 23: 191-213.
- Bogale, A., and B. Urgessa. 2012. Households' willingness to pay for improved rural water service provision: application of contingent valuation method in eastern Ethiopia. *J. Hum Ecol.* 38: 145-154.
- Calia, P., and E. Strazzer. 2000. Bias and efficiency of single versus double bounded model for contingent valuation: a Monte Carlo analysis. *Appl. Econ.* 32: 1329-1336.
- Cerda, A., J. Rojas y L. García. 2007. Disposición a pagar por un mejoramiento en la calidad ambiental en el Gran Santiago, Chile. *Lect. Econ.* 67: 143-160.
- Del Saz, S., F. Hernández, and R. Sala. 2009. The social benefits of restoring water quality in the context of the Water Framework Directive: A comparison of willingness to pay and willingness to accept. *Sci. Total Environ.* 407: 4574-4583.
- Dupont, D. 2013. Water use restrictions or waste water recycling? A Canadian willingness to pay study for reclaimed wastewater. *Water Resources Econ.* 1: 61-74. <https://doi.org/10.1016/j.wre.2014.03.001>
- Freeman, M., J. Herriges, and C. Kling. 2014. *The Measurement of Environmental and Resource Values: Theory and Methods*. 3th ed. Resources for the Future, USA. 479 p.
- Greene, W. H. 2003. *Econometric Analysis*. 5th ed. Prentice Hall, USA. 1188 p.
- Guzmán, E. 2015. Valoración económica de mejoras en los servicios ambientales en el contorno del Río Huatanay, Cusco-Perú. *Consorcio de Investigación Económica y Social, Perú*. 67 p.

- Habb, T. C., and K. E. McConell. 2002. *Valuing Environmental and Natural Resources: The Econometric of Non-Market Valuation*. Edward Elgar Publishing Limited, UK. 343 p.
- Hanemann, M., J. Loomis, and B. Kanninen. 1991. Statistical efficiency of double-bounded dichotomous choice contingent valuation. *Am. J. Agr. Econ.* 73: 1255-1263.
- Hensher, D., J. Rose, and W. Greene. 2005. *Applied Choice Analysis: A Primer*. Cambridge University Press, UK. 714 p.
- Jianjun, J., W. Zhishi, and R. Shenghong. 2006. Comparison of contingent valuation and choice experiment in solid waste management programs in Macao. *Ecol. Econ.* 57: 430-441.
- Just, R., D. Hueth, and A. Schmitz. 2004. *The Welfare Economics of Public Policy: A Practical Approach to Project and Policy Evaluation*. Edward Elgar Publishing, UK. 712 p.
- Lu, W., Y. Peng, Ch. Webster, and J. Zuo. 2015. Stakeholders' willingness to pay for enhanced construction waste management: A Hong Kong study. *Renewable Sustain. Energy Rev.* 47: 233-240. doi: 10.1016/j.rser.2015.03.008
- MVCS (Ministerio de Vivienda, Construcción y Saneamiento). 2017. Proyectos de agua y saneamiento transferidos por departamento al 11 de diciembre 2017. http://www3.vivienda.gob.pe/destacados/estadistica/67_SANEAMIENTO-NACIONAL.pdf
- Pearce, D., y K. Turner. 1995. *Economía de los Recursos Naturales y del Medio Ambiente*. Colegio de Economistas de Madrid. 448 p.
- Perez, F., and C. Quintanilla. 2013. Estimating willingness-to-pay and financial feasibility in small water projects in El Salvador. *J. Business Res.* 66: 1750-1758.
- Tudela-Mamani, J. W. 2007. Estimación de la disponibilidad a pagar de los habitantes de la ciudad de Puno por el tratamiento de aguas servidas. Informe final PBA-38. Consorcio de Investigación Económica y Social, Lima-Perú. 47 p.
- Tudela-Mamani, J. W. 2017. Willingness to pay for improvements in wastewater treatment: application of the contingent valuation method in Puno, Peru. *Rev. Chapingo Serie Ciencias For. Ambiente* 23: 341-352. doi: 10.5154/r.rchscfa.2016.11.059.
- Uribe, E., J. C. Mendieta, H. Jaime, y F. Carriazo. 2003. *Introducción a la Valoración Ambiental, y Estudios de Casos*. Universidad de los Andes, Facultad de Economía, CEDE: Ediciones Uniandes, Colombia. 227 p.
- Valdivia, R., E. García, M. López, J. Hernández, y A. Rojano. 2011. Valoración económica por la rehabilitación del Río Axtla, S.L.P. *Revista Chapingo Serie Ciencias For. Ambiente* 17: 333-342. doi: 10.5154/r.rchscfa.2010.07.045