

**ESTIMACIÓN PARAMÉTRICA Y NO PARAMÉTRICA DE LA
DISPONIBILIDAD A PAGAR POR LOS BENEFICIOS
RECREATIVOS DE UN PROYECTO DE RECUPERACIÓN Y
CONSERVACIÓN EN EL COMPLEJO CLUB DE PUEBLO
SALCEDO, PUNO, PERÚ -2012**

**PARAMETRIC AND NON-PARAMETRIC ESTIMATION OF THE
AVAILABILITY TO PAY FOR THE RECREATIONAL BENEFITS
OF A RECOVERY AND CONSERVATION PROJECT IN THE CLUB
DE PUEBLO SALCEDO COMPLEX, PUNO, PERU -2012**

Gustavo Luis Vilca Colquehuanca¹, Magaly Coila Mamani²

RESUMEN

El complejo recreacional club del pueblo Salcedo, Puno, Perú presenta características propias de un bien público, puesto que en ella se realizan actividades deportivas y recreativas al aire libre, sin pago alguno, lo que conduce a una ineficiente asignación de recursos. El beneficio económico derivado del aprovechamiento de las bondades recreativas del complejo puede representar una fuente significativa de ingresos para realizar labores de recuperación y conservación. El objetivo del estudio es estimar la disposición media a pagar por los beneficios recreativos que proporcionaría un proyecto de recuperación y conservación del complejo, empleando técnicas paramétricas y no paramétricas. Se aplicó una encuesta para la valoración contingente con formato binario tipo referéndum a 361 personas que visitan regularmente el complejo con fines recreativos. Específicamente se estimaron medidas de cambio en el bienestar, empleando el método de valoración contingente y técnicas estimación paramétricas y no paramétricas. Posteriormente, estas medidas se compararon estadísticamente por medio de la construcción de intervalos de confianza. Los resultados confirman que no

¹ M. Sc. en Economía, mención en Proyectos de Inversión y Lic. en Sociología. Docente Ordinario de la Universidad Nacional de Juliaca, Puno-Perú. gvilca@unaj.edu.pe

² Universidad Nacional del Altiplano, Puno-Perú. magalycoylamamani@gmail.com

Este artículo fue recibido 03 de julio 2018 y su publicación aprobada el 27 de julio 2018.

existe diferencia estadística significativa (5%) entre las estimaciones paramétrica (s/. 4.13) y no paramétrica de Kriström (s/. 3.79). No ocurriendo esto cuando se le compara con la estimación no paramétrica de Haab & McConnell (s/. 2.93). La estimación hecha con la técnica de Haab & McConnell subvalora los beneficios recreativos que proporciona el complejo recreacional club del pueblo.

Palabras clave: *Beneficio recreativo, paramétrico, no paramétrico, valor económico y valoración contingente.*

ABSTRACT

The recreational club village complex, Salcedo, Puno, Perú has characteristics that are characteristic of a public good, since sports and recreational activities are carried out in the open air, without any payment, which leads to an inefficient allocation of resources. The economic benefit derived from the use of the recreational benefits of the complex can represent a significant source of income to carry out recovery and conservation work. The objective of the study is to estimate the average disposition to pay for the recreational benefits that a complex recovery and conservation project would provide, using parametric and non-parametric techniques. A survey was applied to the contingent valuation in a referendum binary format to 361 people who visit the complex regularly for recreational purposes. Specifically, measures of change in welfare were estimated, using the contingent valuation method and parametric and nonparametric estimation techniques. Subsequently, these measures were statistically compared by means of the construction of confidence intervals. The results confirm that there is no significant statistical difference (5%) between the parametric (s / 4.13) and nonparametric Kriström estimates (s / 3.79). This does not happen when compared to Haab & McConnell's nonparametric estimate (s. 2.93). The estimate made with the Haab & McConnell technique undervalues the recreational benefits provided by the village's recreational club complex.

Keywords: *Seasonality, Titicaca lake, Peru, SARIMA, Solanum tuberosum,.*

1. INTRODUCCIÓN

El interés espacial del ocio y la recreación, dentro de la ciudad contemporánea, se origina a partir de los impactos producidos por el proceso de concentración urbana sobre la calidad de vida de la población (Gomes & Elizalde, 2009). La concentración urbana desarrolla y provoca consecuencias en la relación existente entre los diferentes tiempos del hombre urbano: tiempo de trabajo, tiempo liberado de trabajo, pero no libre de obligaciones sociales, y tiempo disponible para el ocio (Müller, 2002).

Según Santini (1993), la sociedad actual precisa observar y analizar la cuestión espacial del ocio y la recreación. El hombre viene siendo limitando a un espacio mínimo para su supervivencia y ello afecta su calidad de vida. Con el incremento de la población, la despersonalización urbana y la concentración espacial extremada, las áreas verdes de esparcimiento y los espacios de ocio y recreación son cada vez más insuficientes (Müller, 2002). De allí la necesidad de la intervención de Estado (gobierno central regional y local) en los asuntos de la oferta de espacios de ocio y recreación a campo abierto.

El espacio de recreación posee una importancia social, al ser un punto de encuentro y de convivencia entre las personas expuestas. A través de ese convivir, puede acontecer una toma de conciencia, o el incitar a las personas a reconocer que los espacios urbanos -equipados, conservados y, principalmente, animados para el ocio y la recreación- son indispensables para una vida mejor para todos y se constituyen en un derecho de los ciudadanos (Elizalde & Gomes, 2010).

Desde la década de 1950, se inicia la publicación de literatura económica dedicada al estudio del uso y valoración de los recursos naturales, así como estudios relacionados a los impactos o variaciones que generan las políticas gubernamentales sobre los sistemas naturales. Sin embargo, es con el trabajo seminal realizado por Clawson en 1959 y otro esfuerzo realizado por Davis en 1963, que se da inicio a las investigaciones para estimar el valor de una parte significativa del flujo de servicios de las áreas protegidas, relacionada con el uso recreacional de ambientes naturales (Fisher & Kutrilla, 1975)

Los beneficios de recreación que proporcionan los parques naturales, áreas verdes y equipamientos recreativos han sido valorados económicamente, según los estudios consultados, aplicando métodos de Costo de Viaje (Gándara, 2006; Hernández-Trejo, Avilés-Polanco, & Almendarez-Hernández, 2011; Martínez & Sainz, 2017; Orrego-Suaza, Jaime, & Bedoya, 2002; Sanjurjo-Rivera & Islas-Cortés, 2007; Siles, 2007) , y más recientemente de Valoración Contingente (Flores-Xolocotzi, González-Guillén, & de los Santos-Posadas, 2010; Sarmiento, 2004; Sepúlveda-Vargas, 2008). La preferencia reciente por la aplicación del método de Valoración Contingente se justifica por la simplicidad, la reducida exigencia de información y la potencial aplicación de información recolectada mediante encuestas. En todos los casos revisados se destaca la preponderancia del uso de técnicas paramétricas de estimación para la DAP, siendo casi nulos los estudios donde se aplican métodos de estimación no paramétrica para el caso de la región.

Por otra parte, los estudios sobre comparación entre técnicas paramétricas y no paramétricas de estimación del cambio en el bienestar de las personas, dado el consumo de un recurso, bien o servicio ambiental y/o recreativo, presentan resultados divergentes. Es así que un balance de los trabajos de investigación revisados sugiere que existen discrepancias entre estudios que no encuentran diferencias significativas entre los métodos paramétricos y no paramétricos contra aquellos que si confirman diferencias significativas (Ramajo & del Saz, 2010; Sánchez, 2008; Soncco & Armas, 2008; Villena & Lafuente, 2013) . Estos últimos señalan que, en la mayoría de los casos, las diferencias encontradas evidenciarían la inconsistencia de los métodos paramétricos por depender de una función de distribución hipotética, que no siempre se justificaría (Fernández, Riva- Vergara, & Durán, 2006; Herrador & Dimas, 2001). Es importante destacar que las técnicas paramétricas más utilizadas son las basadas en distribuciones logit y probit, mientras que en las técnicas no paramétricas destacan los modelos Kriström y Turnbull.

En la ciudad de Puno, la relación entre el tiempo de ocio y el espacio de recreación se manifiesta en la escasa oferta de espacios públicos para este fin. Solo existen cinco campos deportivos en toda la ciudad (Plan de Desarrollo Urbano de la Ciudad de Puno 2008-2012). Uno de los principales espacios es el complejo recreacional club del pueblo, que se encuentra ubicado en el centro poblado de Salcedo. Parte de la población urbana de la ciudad de Puno asiste a ella todos los fines de semana para realizar actividades deportivas y recreativas al aire libre. Sin embargo, al ser un bien público éste carece de un mercado y de un precio de intercambio, lo

que conduce a una ineficiente asignación de recursos. Actualmente, este equipamiento de recreación, responsabilidad del Gobierno Regional de Puno, se encuentra muy deteriorado y prácticamente abandonado.

Desde la administración del Gobierno Regional de Puno se ha emprendido iniciativas para recuperar y conservar este espacio público, sin embargo, para efectos de hacer sostenible el proyecto es necesario que los usuarios deban asumir una contraparte financiera por los beneficios disfrutados. La defensa de los espacios de ocio y recreación en la ciudad, depende también del involucramiento de la población en su sostenibilidad. Desde esta perspectiva es imprescindible valorar en términos económicos los beneficios recreativos que le asignan los individuos a este complejo recreacional, haciendo uso tanto de métodos paramétricos y no paramétricos. La preocupación básica detrás de este trabajo de investigación es contrastar la estimación de la disposición media a pagar por los beneficios recreativos que proporcionaría un proyecto de recuperación y conservación del complejo, empleando métodos paramétricos y no paramétricos.

2. MATERIALES Y MÉTODOS

El diseño de investigación adoptado es el descriptivo de corte transversal, que hace uso de datos levantados por encuesta en un único momento del tiempo (Marshall & Rossman, 1989). El método empleado es la medición basada en encuestas (Rodríguez, Barrios, & Fuentes, 1984). Independientemente de la denominación utilizada, es un estudio observacional, en el cual no se interviene o manipula la variable de estudio,

es decir se observa lo que ocurre con el fenómeno en condiciones naturales, en la realidad.

Ámbito de estudio es el complejo recreacional club del pueblo, que está ubicado en el centro poblado de Salcedo, Puno, Perú, a 17 minutos del centro de la ciudad. El centro poblado de Salcedo en 1925 era un espacio rural, propiedad del Ministerio de Fomento, que con el transcurrir del tiempo ha devenido en espacio urbano. Posteriormente, en este medio rural funcionaron tres instituciones educativas importantes: el Instituto Superior Tecnológico José Antonio Encinas, La Gran Unidad Escolar San Juan Bosco y el Instituto Superior Pedagógico Puno. Estos centros educativos se constituyen en polos de atracción y de movilidad espacial porque la mayoría de estudiantes de educación primaria, secundaria y del nivel superior procedían de la ciudad de Puno. Si bien a mediados de la década del 80 se ejecutaron tres grandes programas de vivienda, dos realizados por ENACE-FONAVI y una por la CORPUNO, será recién a partir de los 90 que se produce el despegue urbano de esta zona. La infraestructura urbana como el complejo recreacional club del pueblo fue construido por la administración del Gobierno Regional de Puno entre 1989 y 1990. Estas instalaciones atraen a cientos de personas en general que concurren a ella para hacer deporte o disfrutar de los espacios libres que ofrece esta infraestructura.

La población del estudio estuvo conformada por el total de la población urbana de la ciudad de Puno, que incluye a la población aledaña del centro poblado de Salcedo, cuyas edades fluctúan entre 10 a 85 años, entre varones y mujeres. Por esta misma razón se consideró el tamaño de

población como infinito, en tanto que es superior a los 100 000 habitantes (Cea D'Ancona, 1999). Se empleó una muestra probabilística conformada por 361 usuarios que asisten al complejo recreacional club del pueblo con fines de recreación y ocio (nivel de confianza de 95% y error muestral de 5%).

El método de valoración elegido para realizar la valoración es el Método de Valoración Contingente (MVC), éste consiste en simular mediante encuestas un escenario hipotético de mercado para un bien o conjunto de bienes para los que no existe mercado. Este método se ha convertido en una herramienta cada vez más popular para estimar cambios en el bienestar de las personas, especialmente cuando estos cambios involucran bienes o servicios públicos que no tienen precios explícitos (Vasquez-Lavín, Cerda-Urrutia, & Orrego-Suaza, 2007) .

El instrumento utilizado en este estudio fue el cuestionario de encuesta. El instrumento contiene cuatro secciones bien diferenciadas: 1) La primera sección referida a explorar la actividad de recreación en el complejo recreacional – 8 preguntas. 2) La segunda presenta el escenario de valoración – 3 preguntas. 3) La tercera se enfoca exclusivamente en la disponibilidad a pagar – 1 pregunta. 4) Finalmente, la cuarta sección se centra en información general del encuestado – 8 preguntas. En la sección II, cuando se presenta el escenario de valoración, se tuvo especial cuidado en indicar el conjunto de mejorar hipotéticas que implicarían un cambio en el bienestar de los usuarios del complejo recreacional. En la sección III, a la hora de preguntar por la disponibilidad a pagar (DAP) se aplicó el formato

binario o referéndum. En este formato se trata de preguntas que sólo tienen un SI o un NO como respuesta. *¿Estaría dispuesto usted a pagar s/ x cantidad de dinero por...?*, las respuestas revelan un límite superior (NO) o un límite inferior (SI) de la medida del bienestar. Para reducir el sesgo hipotético³ producido por el cuestionario de valoración contingente se recurrió a la herramienta de corrección Cheap Talk⁴ (Maturana, 2011):

Para la determinación del vector de cantidades de pago ofrecidas se realizó una encuesta piloto con formato abierto a 32 usuarios del complejo recreacional club del pueblo. La encuesta piloto fue útil porque permitió determinar la distribución de la DAP, y también porque fue un medio para evaluar la idoneidad de las preguntas planteadas y el escenario de valoración. Para los cálculos se utilizó el programa econométrico profesional STATA.

A continuación, se indican las variables de investigación consideradas dentro de la encuesta, que han sido seleccionadas para dar respuesta al objetivo planteado (Tabla 1):

³ Cuando se aplica el MVC existe una sobreestimación de la DAP en los mercados contingentes atribuida en gran parte a un sesgo hipotético, expresado por la diferencia observada entre lo que efectivamente se paga y la DAP hipotética. El sesgo hipotético se origina porque usualmente los individuos se comportan de forma distinta a la hora de responder sobre su DAP en los cuestionarios de valoración, pues usualmente muestran una mayor disponibilidad de pago o están dispuestos a pagar montos mayores que cuando efectivamente se tiene que realizar el pago (Neill et al, 1994, citado por Maturana, 2011)

⁴ Cheap Talk es herramienta alternativa para reducir el sesgo hipotético, incorporando un párrafo que explica el problema del sesgo a los participantes en el estudio antes de la administración de los cuestionarios de valoración.

Tabla 1: Identificación de variables para la estimación de la DAP.

Variable	Descripción	Cuantificación	Valor esperado
DAP	<i>Disponibilidad a pagar</i>	Variable dependiente dicotómica que contiene la postura del encuestado a pagar por las mejoras planteadas	0 = No 1 = Si
EDA	<i>Edad del usuario</i>	Variable cuantitativa de razón, representa la edad en años del entrevistado.	Valor entero $\beta_{EDA} < 0$
SEX	<i>Sexo del usuario</i>	Variable cualitativa nominal binaria que representa el género del entrevistado.	0= Femenino 1= Masculino $\beta_{SEX} > 0$
ING	<i>Ingreso</i>	Variable cuantitativa discreta de razón que representa los ingresos mensuales del entrevistado.	Valor entero $\beta_{ING} > 0$
FVC	<i>Frecuencia de visitas al complejo</i>	Variable cuantitativa discreta de razón que mide la frecuencia de veces que se visita el complejo recreativo en una semana	Valor entero $\beta_{FVC} > 0$
HOD	<i>Tiempo de permanencia en el complejo</i>	Variable cuantitativa continua de razón que mide el número de horas que el entrevistado permanece generalmente cuando visita el complejo recreativo	Tiempo $\beta_{HOD} > 0$
OER	<i>Oferta de espacios recreativos</i>	Variable binaria que toma el valor de 1 si el entrevistado considera suficiente la oferta de espacios de recreación en la ciudad, toma el valor de 0 si es el caso contrario.	0 = No 1 = Si $\beta_{OER} < 0$
PAG	<i>Monto a pagar por mejoras – Precio hipotético</i>	Contiene los valores de la tarifa o montos a pagar utilizados para preguntar la DAP mensual de los encuestados por la mejora.	p1= 2.00 p2= 3.00 p3= 4.00 p4= 5.00 $\beta_{PAG} < 0$

Para la estimación de las disposiciones a pagar se optó por una técnica paramétrica y dos técnicas no paramétricas (modelos Kriström y Haab & McConnell). A continuación, se describe cada uno de ellos:

El modelo paramétrico propuesto inicialmente por Hanemann (1984), y conocido habitualmente como modelo de Diferencia de la función indirecta de utilidad, se basa en la obtención de medidas de bienestar hicksianas a partir de las respuestas binarias y empleando la función indirecta de utilidad (incorporando la demanda por servicios recreativos), que está dada por:

$$U_j = V_j(p, y; q_j) + e_j; \quad \forall j = 0, 1$$

En este caso V_j es la función de utilidad indirecta, $j = 0$ en la situación inicial sin proyecto, $j = 1$ en la situación modificada cuando se toma acción (con proyecto), p es el vector de precios de los bienes, y es el ingreso familiar, q_j es la calidad del servicio recreativo a la cual está sujeto el nivel de utilidad y e_j es el error aleatorio con media 0 (idénticamente distribuida), que puede incorporar tanto características del individuo como de las alternativas a ser evaluadas.

La valoración contingente enfrenta a los individuos a optar por una mejora en la calidad del servicio recreativo de q_0 a q_1 , por el que deben pagar una cierta cantidad A_i (el subíndice i indica la cantidad que es ofrecida y que se encuentra dentro del vector de pagos). Sin embargo, se debe tener presente que A_i no es necesariamente la verdadera disposición a pagar del individuo (la cual será designada como C), por ello la probabilidad de

obtener una respuesta afirmativa por parte del encuestado será la probabilidad de que su verdadera disposición a pagar sea mayor o igual a la cantidad que se le está ofreciendo, es decir: $Pr(S_i) = Pr(C \geq A)$.

De esta forma, la probabilidad de que el individuo esté dispuesto a aceptar la cantidad ofrecida será:

$$Pr(S_i) = Pr [V_1(p, y - A_i; q_1) + e_1 > V_0(p, y; q_0) + e_0]$$

Agrupando los errores:

$$Pr(S_i) = Pr [V_1(p, y - A_i; q_1) - V_0(p, y; q_0) > +e_0 - e_1]$$

$$\eta = e_0 - e_1$$

$$\Delta v = V_1(p, y - A_i; q_1) - V_0(p, y; q_0)$$

Entonces:

$$Pr(S_i) = Pr(\Delta v > \eta) = F_\eta(\Delta v)$$

Donde F_η es la función de distribución acumulada de η .

Eligiendo una distribución para η y una forma funcional, dada la función de utilidad indirecta, es posible obtener los parámetros de esta última a partir de las respuestas binarias. Para esto se puede utilizar la función de distribución logit asumiendo que los errores tienen una distribución logística, que se estima mediante el método de máxima verosimilitud.

Cameron (1988) y Hanemann (1984) proponen utilizar una forma funcional lineal que depende del ingreso (Y).

$$V = \alpha + \beta Y$$

Entonces la utilidad indirecta inicial (V_0) y final (V_1) se representan del siguiente modo:

$$V_0 = \alpha_0 + \beta Y$$

$$V_1 = \alpha_1 + \beta(Y - P)$$

El cambio de utilidad puede expresarse ahora como:

$$\Delta V = [\alpha_1 + \beta(Y - P)] - (\alpha_0 + \beta Y)$$

Dado que α_0 y α_1 son interceptos, pueden ser adicionados, se tiene que:

$$\alpha = \alpha_1 - \alpha_0$$

Por consiguiente:

$$\Delta V = \alpha + \beta P$$

Donde $\beta > 0$, es utilidad marginal del ingreso, ya que el valor esperado de la utilidad V aumenta con el ingreso, implicando que cuanto más alto sea P en la encuesta menor será ΔV y por tanto, menor será la probabilidad de que un individuo responda *SI*.

Finalmente, si con el pago P que hace el individuo éste queda indiferente entre el nivel de utilidad inicial y final, es decir si $\Delta V = 0$, entonces la disponibilidad a pagar ($P = DAP$) por el bien ofrecido se puede despejar del modo siguiente.

$$0 = \alpha - \beta(DAP)$$

$$DAP = \frac{\alpha}{\beta}$$

El modelo no paramétrico de Haab y McConnell (1997) analizan la proporción de respuestas negativas (k_i) resultante de las cantidades (A_i) ofrecidas a los encuestados (n_i). A su vez, se asume una distribución

Turnbull, que es especialmente robusta, puesto que define supuestos acerca de la distribución de la DAP y no acerca de la función de utilidad.

Para este caso p_i representa la probabilidad de que la real o verdadera DAP (denotada por C) se encuentre dentro del intervalo (A_{i-1}, A_i) esto es:

$$p_i = \text{Prob}(A_{i-1} < C < A_i) \quad \forall i = 1, 2, \dots, m + 1$$

Con esta especificación, la función de distribución acumulada FDA (denotada por F_i) está dada por:

$$F_i = \text{Prob}(C \leq A_i) \quad \forall i = 1, 2, \dots, m + 1 \quad \text{y} \quad F_{m+i} = 1$$

Entonces la función de densidad de probabilidad (FDP) puede ser representada por la diferencia de la función de distribución acumulada (FDA)

$$p_i = F_i - F_{i-1}, \quad \text{con} \quad F_0 = 0$$

La función Turnbull puede ser estimada a través de la siguiente función de verosimilitud

$$L(F; h, k) = \sum_{i=1}^m [h_i \ln(F_i) + k_i \ln(1 - F_i)]$$

Donde k_i son las respuestas positivas. La probabilidad de que la DAP esté en el intervalo (A_{i+1}, A_i) será positiva e igual a la diferencia de las proporciones si la proporción de respuestas negativas (h_i) a la cantidad (A_{i+1}) es estrictamente mayor que la proporción de respuestas negativas a la cantidad A_i (Haab & McConnell, 1997).

Haab y McConnell (1997) resumen el procedimiento de estimación para encontrar las medidas de bienestar en varias fases, empezando por calcular F_i , como:

$$F_i = \frac{h_i}{n_i} \quad \forall i$$

Luego se compara F_i y F_{i+1} (comenzando con $j = 1$). Si $F_{i+1} > F_i$ se debe continuar con el cálculo de los F_i siguientes. Posteriormente se calcula la función de densidad de probabilidad (p_i) como la diferencia entre la función de distribución acumulada en i e $i - 1$. La medida de tendencia central usada como medida de bienestar es una cota inferior de la DAP. Este límite inferior se calcula de la siguiente manera:

$$E(DAP_{Lim Inf}) = \sum_{i=1}^{n+1} (A_{i-1} * p_i)$$

$$Var \left[\sum_{i=1}^{n+1} (A_{i-1} * p_i) \right] = \sum_{i=1}^{n+1} \{A_i * V(F_i) + (F_{i+1})\} - 2 \sum_{i=1}^{n+1} A_i * A_{i-1} * V(F_i)$$

Donde

$$V(F_i) = \frac{F_i(1 - F_i)}{h_i + k_i}$$

La facilidad en su aplicación y la robustez de las medidas de cambio en el bienestar a errores de especificación son ventajas importantes que presentan estos métodos de estimación (Villena & Lafuente, 2013).

El modelo no paramétrico de Kriström (1990) utiliza el “Pooled Adjacent Violator Algorithm” (PAVA) para construir la función empírica de sobrevivencia de la DAP. Para esto se emplean las cantidades ofrecidas (A_i) y sus respectivas proporciones de aceptación. La metodología consiste en ordenar los resultados obtenidos de las respuestas dicotómicas, especificando las distintas cantidades ofrecidas (A_i) y sus respuestas afirmativas (k_i) del total de encuestas realizadas (n_i), para luego construir

una secuencia de proporciones (π_i), la cual si es monótona y no creciente provee un estimador de máxima verosimilitud de libre distribución de probabilidades de aceptación (Kiström, 1990).

$$\hat{\pi}_i = \frac{k_i}{n_i}$$

Si la secuencia no es monótona se utiliza el PAVA hasta asegurar que la secuencia sea monótona decreciente en i . Para completar la información necesaria, se asume que si la cantidad ofrecida fuese cero ($A_i = 0$), entonces la probabilidad de aceptación es igual a uno ($\pi_i = 1$). Además, se escoge algún punto arbitrario $A_i = T$, tal que la probabilidad de aceptación sea igual a cero. El valor de T representa el punto donde la función empírica de supervivencia de la DAP hace un corte en el eje horizontal. Esta asignación de un valor T permite cerrar la curva de la función empírica de supervivencia de la DAP, garantizando la estimación de la media C , definida como el área bajo la curva.

La medida de bienestar puede expresarse como (Duffield & Patterson, 1991):

$$C = \sum_i^k \Delta A_i * \pi_i$$

Donde:

$$\Delta A_i = \frac{(A_{i+1} - A_{i-1})}{2}, \text{ si } i = 2, 3, \dots, I - 1$$

$$\Delta A_1 = A_1 + \frac{(A_2 - A_1)}{2}$$

$$\Delta A_k = \frac{(A_k - A_{k-1})}{2} + (T - A_k)$$

Esta forma de expresar la media tiene la ventaja de dar la variación de la medida de bienestar directamente.

$$Var(C) = \sum_{i=1}^Y \frac{(\Delta A_i)^2 * \pi_i * (1 - \pi_i)}{n_i}$$

La estimación de la mediana requiere una extrapolación lineal, considerando que el valor que se busca es aquel para el cual el encuestado es indiferente entre aceptar o no aceptar A_i ; es decir, cuando $\pi_i = 0.5$

3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

3.1 *Resultados.*

Con el objetivo de determinar la disposición media a pagar por los beneficios recreativos que proporcionaría un proyecto de recuperación y conservación del complejo recreacional club del pueblo aplicando el método paramétrico de estimación logística, se procedió a analizar varias regresiones econométricas, mediante la construcción de un portafolio de 3 especificaciones (Tabla 2). En las regresiones, la variable dependiente está representada por las respuestas si/no de disposición a pagar (DAP) declaradas por las personas que visitan el complejo recreacional Club del Pueblo. Por otro lado, las variables independientes, utilizadas fueron: Monto a pagar por mejoras (PAG), ingreso económico (ING), oferta de espacios recreativos (OER), sexo (SEX), edad del encuestado (EDA), frecuencia de visitas al complejo (VEM) y tiempo de permanencia en el complejo (HOD).

Tabla 2: Resumen de resultados del modelo logit

Variables	Especificaciones		
	(1)	(2)	(3)
Constante	1.84723* (3.25)	1.52513* (2.26)	1.40298* (3.62)
Precio hipotético	-0.385736* (-3.85)	-0.37519* (-3.77)	-0.37696* (-3.79)
Ingreso monetario	0.000203 (1.55)	0.000230*** (1.77)	0.000212*** (1.75)
Oferta de espacios recreativos	-0.615673*** (-1.86)	-0.64313** (-1.96)	-0.61238*** (-1.88)
Sexo del usuario	0.1554799 (0.59)	0.092092 (0.36)	
Edad del usuario	-0.006152 (-0.62)	-0.00655 (-0.66)	
Frecuencia de visitas al complejo	-0.048353 (-1.14)		
Tiempo de permanencia en el complejo	-0.048353 (-0.75)		
Log. de verosimilitud	-235.709	-236.874	-237.173
LR χ^2 (Razón de verosimilitud)	25.230	22.905	22.307
Pseudo R-Squared	0.051	0.046	0.045
Porcentaje de predicción	61.50%	61.22%	62.33%

Fuente: Elaboración propia en base a resultados obtenidos con software Stata 12.

Nota: Los números entre paréntesis son los t-estadísticos; * indica significancia a un nivel de 1%, ** al 5% y *** al 10%.

Para la elección de la mejor regresión logística se siguieron los criterios econométricos y económicos siguientes: i) que los coeficientes de las variables independientes tengan los signos esperados, es decir que reflejen una relación lógica con la variable dependiente; ii) que los

coeficientes de las variables independientes sean significativas a un cierto nivel aceptable de confiabilidad; iii) que el logaritmo de máxima verosimilitud del modelo (log-likelihood) sea grande; y iv) que la razón de verosimilitud del modelo sea significativa a cierto nivel de aceptable de confiabilidad.

Los resultados de las regresiones de los modelos logit binomial se presentan en la tabla 3, donde se ilustran las variables utilizadas en la estimación, los coeficientes de cada variable y su respectivo estadístico “t”. De las cuatro regresiones presentadas se seleccionó el modelo logit 4, que se especifica con las variables monto a pagar por mejoras (PAG), ingreso económico (ING) y oferta de espacios recreativos (OER). Los resultados del modelo logit 4 muestran que los signos de los coeficientes que acompañan a las variables son los esperados y se mantienen en los cuatro modelos, el modelo predice correctamente (62.33%) según el porcentaje de predicción, la significancia conjunta es muy alta en términos del estadístico de la Razón de Verosimilitud (LR=22.307), y el valor crítico de la chi-cuadrado al 5 % de significancia con 3 grados de libertad es significativa ($\text{Prob} > \chi^2$), por lo que se rechaza la hipótesis conjunta de que los coeficientes de todas las variables explicativas sean cero.

Al analizar la consistencia lógica entre variables independientes y la variable dependiente, representada por la probabilidad de responder SI a la pregunta de disponibilidad a pagar, se verifica que efectivamente los signos de los coeficientes son los esperados. El coeficiente de la variable PAG, como se esperaba, es negativo. Esto indica que a mayor precio o postura

ofrecida para que se desarrolle la implementación de un proyecto de recuperación y conservación del complejo recreacional club del pueblo, la probabilidad de obtener una respuesta positiva de parte del encuestado es cada vez menor. Además, la variable ingreso (ING), también es consistente, puesto que tiene signo positivo, indicando que, a mayor nivel de ingreso del encuestado, la probabilidad de obtener una respuesta positiva del mismo es mayor.

Finalmente, la variable oferta de espacios recreativos (OER), presenta signo negativo, que también es lógicamente consistente. En la encuesta aplicada, se le consultó a los encuestados si consideraban suficiente la oferta actual de espacios públicos de recreación al aire libre en la ciudad de Puno. Por lo tanto, el hecho de percibir que la oferta de espacios públicos de recreación al aire libre en la ciudad de Puno es suficiente reduce la probabilidad de responder positivamente a la pregunta de disponibilidad a pagar por la implementación de un proyecto de recuperación y conservación del complejo recreacional club del pueblo. Esto puede explicarse a partir del razonamiento individual de cada persona que visita el complejo, puesto que al percibir que los espacios de recreación públicos al aire libre son suficientes, se sentirá poco motivado a pagar un monto elevado por el acceso al complejo.

Por otro lado, esta pregunta sobre la oferta de espacios de recreación a campo abierto, constituye el principal indicador de que la valoración que están haciendo los encuestados se refiere a los beneficios recreativos del complejo. Las respuestas sugieren que aquellos que perciben, que los espacios recreativos al aire libre son insuficientes, valoran más la

importancia de los beneficios recreativos que proporciona el complejo, y por lo tanto estarían más predispuestos a aceptar sacrificar parte de sus ingresos en la implementación de un proyecto de recuperación y conservación del complejo.

A continuación, presentamos la interpretación de los coeficientes que resultaron significativos en el modelo seleccionado logit 3. En el caso del logit, los coeficientes miden la variación en el logit estimado, para una variación unitaria de la variable explicativa dada. Esto quiere decir, que en el modelo seleccionado logit 3, si el pago a realizarse por el ingreso al complejo (PAG) aumenta en una unidad monetaria, el logit estimado disminuye en promedio 0.37. Mientras que, cuando el encuestado considera como suficiente la oferta de espacios recreativos (OER), entonces el logit estimado varía en promedio 0.61.

Tabla 3: Efectos marginales después del logit 3.

Variable	dy/dx	<i>Std. Err.</i>	<i>z</i>	$P > z $	<i>X</i>
Precio hipotético	-0.0931129	0.02456	-3.79	0.000	3.54294
Ingreso monetario	0.0000526	0.00003	1.75	0.080	1088.96
Oferta de espacios recreativos	-0.1519081	0.07945	-1.91	0.056	0.13019

El análisis de efectos marginal de los coeficientes del modelo logit 3 indican que en promedio la probabilidad de que un encuestado responda positivamente a la pregunta de disponibilidad a pagar, dado una tarifa de ingreso es 55.47%, sin embargo, si aumenta en una unidad la tarifa de

ingreso, la probabilidad de responder positivamente disminuye en promedio 9.31%. Del mismo modo, cuando el sujeto encuestado considera como suficiente la actual oferta de espacios recreativos en la ciudad, la probabilidad de responder positivamente a la pregunta de disponibilidad de pago decae en promedio 15.19%.

Una vez analizado el modelo econométrico, se procedió a estimar la disponibilidad media a pagar (DAP). Para tal propósito, teóricamente, se debe seleccionar la mejor regresión y hacer la sumatoria de los coeficientes de las variables independientes multiplicados por su valor en cada caso (incluyendo la constante), y se divide ese total por el coeficiente de la variable precio con signo negativo. Sin embargo, se estimó la media de la DAP con la ayuda del comando *wtpcikr* de STATA 12. Para la construcción del intervalo de confianza se utilizó el método de simulación de Krinsky & Robb (1986), realizando 1000 iteraciones con un 5% de significancia estadística (Tabla 4).

Tabla 4: Intervalo de confianza para las medidas de la DAP

Medida	DAP	Límite inferior	Límite superior
Media	4.13	3.59	5.10

Fuente: Elaboración propia en base a resultados obtenidos con software Stata 12

El modelo seleccionado para la muestra total proporciona una media de la DAP de s/. 4,13. Asimismo, los límites inferior y superior del intervalo de confianza no permiten valores negativos, por lo que se acepta el valor obtenido en media de la DAP.

Con el objetivo de estimar la disposición media a pagar por los beneficios recreativos que proporcionaría un proyecto de recuperación y conservación del complejo recreacional club del pueblo aplicando las técnicas no paramétricas de Haab & McConnell y Kriström, se pretende dotar de un mayor grado de flexibilidad a la modelización, y evitar la posible existencia de sesgos relacionada con la elección de una determinada especificación funcional.

Estos métodos tienen la ventaja respecto al anterior de que no asume a priori ninguna forma funcional subyacente en los datos, permitiendo que la estimación de la media de la DAP quede determinada enteramente por la información contenida en la muestra de datos disponible. Sin embargo, a pesar de esta mayor flexibilidad funcional, las técnicas no paramétricas se caracterizan por exigir un número elevado de observaciones y, además, por la imposibilidad de analizar la relevancia de determinadas variables explicativas en la explicación causal de las diferencias observadas en las disposiciones al pago declaradas por los individuos (Ramajo & del Saz, 2010).

Los métodos no paramétricos elegidos para aproximar la media de la DAP son Haab & McConnell y Kriström. Ambos parten de la construcción de una función empírica de sobrevivencia y de acumulación de densidad de la DAP respectivamente, para la estimación de las medidas de bienestar.

Tabla 5: Respuestas negativas a la pregunta de disponibilidad de pago frente a una tarifa propuesta por la vista al complejo recreacional

Tarifa propuesta (S/.)	Numero de encuestas	Respuestas negativas a la pregunta de valoración	
		Respuestas	Porcentaje
2.00	85	25	29.40
3.00	91	37	40.70
4.00	89	46	5.17
5.00	96	54	56.30
Total	361	162	44.90

Fuente: Elaboración propia

El método de Haab & McConnell analiza la proporción de respuestas negativas h_i resultado del ofrecimiento de las cantidades A_i . La secuencia de estas proporciones permite estimar la función de distribución acumulada (FDA), la cual, al ser monótonamente creciente, permite la construcción de la función de densidad de probabilidad (FDP) como su diferencia. En la tabla 6, efectivamente se verifica que las respuestas negativas a la pregunta de valoración permiten estimar la FDA monótonamente creciente.

Los resultados obtenidos indican que la disponibilidad a pagar media, mediante el método de Haab & McConnell, para la muestra total de los 361 encuestados, es de s/. 2.93, mientras que la mediana resulta s/. 3.85. El valor de la mediana fue estimada a partir de la interpolación lineal entre los montos que están relacionados con la FDA debajo del 50%. Para el caso de la disponibilidad a pagar media, el intervalo de confianza tolera únicamente montos positivos.

Tabla 6: Intervalo de confianza para las medidas de la DAP a partir de la estimación no paramétrica por la técnica de Haab & McConnell

	DAP	Varianza	Error estándar	Límite inferior	Límite superior
Media	2.93	0.02	0.13	2.66	3.19
Mediana	3.85				

Fuente: Elaboración propia.

En el caso de la técnica desarrollada por Kriström, (1990) la función es creada con los vectores de pago A_i y sus respectivas proporciones de aceptación k_i . La probabilidad de una respuesta positiva π_i es la proporción de respuestas positivas k_i para cada precio de salida n_i . Este estimador está relacionado con la teoría de la utilidad a través de un argumento de primer orden, dado que las probabilidades de aceptar un pago dependerán solamente de la magnitud del precio de salida propuesto.

Aunque se disponga de la información sobre la probabilidad de aceptar un precio propuesto en seis puntos diferentes, todavía no es posible estimar la media y la mediana, previamente se debe verificar si la función empírica de supervivencia (FES) presenta una gráfica monótonamente descendente, dado el punto de truncamiento de S/. 7.00. En la figura 1, se confirma que efectivamente la FES es monotónicamente descendente.

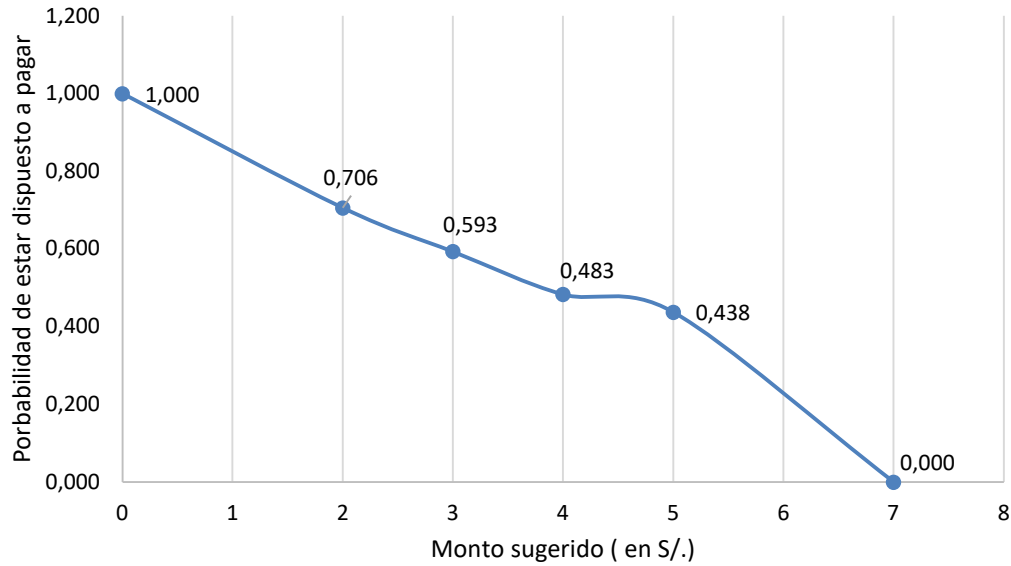


Figura 1. Función empírica de supervivencia a la aceptación del monto sugerido para el cálculo de la disponibilidad de pago. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7: Intervalo de confianza para las medidas de la DAP a partir de la estimación no paramétrica por la técnica de Kriström

	DAP	Varianza	Error estándar	Límite inferior	Límite superior
Media	3.79	0.02	0.13	3.54	4.05
Mediana	2.15				

Fuente: Elaboración propia.

La tabla 7 muestra que los resultados obtenidos sobre la disponibilidad a pagar media, mediante el método de Kriström, para la muestra total de los 361 encuestados, es de s/. 3.79, mientras que la mediana resulta s/. 2.15. El valor de la mediana también fue estimada a partir de la interpolación lineal entre los montos que están relacionados con la FES

debajo del 50%. Asimismo, se verifica que el intervalo de confianza con un 5% de significancia, no tolera valores negativos.

3.2 *Discusión*

Puesto que el objetivo del estudio es estimar la disposición media a pagar por los beneficios recreativos que proporcionaría un proyecto de recuperación y conservación del complejo, empleando técnicas paramétricas y no paramétricas, es necesario establecer primeramente el criterio de contrastación empleado. Para verificar diferencias estadísticas entre las estimaciones de la DAP con técnicas paramétricas y no paramétricas, se debe probar la hipótesis dada por $H_0: DAP_p = DAP_{np}$, en la cual DAP_p y DAP_{np} representan estimaciones generadas a partir de las técnicas paramétricas y no paramétricas. Para probar esta hipótesis se procedió a construir intervalos de confianza para cada estimación y se verifico si estos se traslapan. Para la construcción del intervalo de confianza en el caso paramétrico se empleó el método de simulación Krinsky y Robb (1986), mientras que para el caso no paramétrico se siguió el procedimiento estándar.

Tabla 8: Resumen de estimaciones de los valores de la DAP según técnicas de estimación

Técnica	Media	Mediana	Límite inferior	Límite superior
Paramétrica	4.13	4.13	3.59	5.10
No paramétrica - Kriström	3.79	2.15	3.54	4.05
No paramétrica - Haab & McConnell	2.93	3.85	2.66	3.19

Fuente: Elaboración propia.

Cuando se compara las estimaciones de las técnicas paramétrica y no paramétrica-Kriström, se puede notar que estadísticamente no existen diferencias significativas, dado que los intervalos de confianza se traslapan. Por lo tanto, la estimación paramétrica y la estimación no paramétrica-Kriström presentan estimaciones más conservadoras, lo cual es consistente con los hallazgos de otros estudios analizados (Soncco & Armas, 2008; Villena & Lafuente, 2013). Mientras que al comparar las estimaciones paramétrica y de no paramétrica - Haab & McConnell, se evidencia que existe diferencia significativa entre ellas, al punto que sus intervalos de confianza no se interceptan, similar a los resultados obtenidos por otro grupo de estudios (Vasquez-Lavín et al., 2007).

Respecto a la diferencia también evidente entre las estimaciones por las estimaciones no paramétricas de Kriström y Haab & McConnell, dado que sus intervalos de confianza no se interceptan, se puede sostener que la utilización del método de Haab & McConnell está subestimando la DAP verdadera, lo cual es consistente con los resultados hallados por (Fernández et al., 2006). Esto se debe posiblemente a que la DAP esperada de Kriström está influida por el punto medio de clase (Kriström, 1990), que es obviamente mayor que el respectivo límite inferior asumido por la técnica de Haab & McConnell (1997). Sin embargo, hay que tener presente que la estimación por Kriström es sensible al punto de truncamiento elegido para la función empírica de supervivencia. En este caso se eligió un monto de S/ 7.00 y la DAP estimada resultó S/. 3.79; sin embargo, si se hubiera elegido S/. 8.00 como punto de truncamiento, la DAP hubiera resultado S/. 4.01.

La diferencia existente entre la estimación no paramétrica (Haab & Mc Connell) de la DAP y la estimación paramétrica (Hanemann) puede deberse a que la DAP verdadera no se ajuste a estos modelos. Sin embargo, es posible que con la técnica no paramétrica de Haab & McConnell se esté subvalorando los beneficios generales por los beneficios recreativos que proporciona el complejo recreacional club del Pueblo. Esta sospecha se basa en el hecho de que la estimación paramétrica y no paramétrica de Krström presentan valores estadísticamente iguales, mientras que en el caso de la DAP estimada mediante la técnica de Haab & Mc Connell la diferencia está influida por adoptar el límite inferior de la clase que comprende las tarifas de pago.

Esta sospecha es reforzada por los siguientes resultados de la encuesta. El 80.3% de los encuestados considera como muy importante las actividades de recreación para tener una mejor calidad de vida. Además, el 87% percibe como insuficientes la oferta de espacios de recreación al aire libre en la ciudad de Puno.

4. CONCLUSIONES

La estimación de la disposición media a pagar por los beneficios recreativos que proporcionaría un proyecto de recuperación y conservación del complejo recreacional club del pueblo – Puno, Perú implicó la aplicación del método de valoración contingente mediante una técnica paramétrica (S/. 4.13) y dos no paramétricas (S/. 2.93 y S/.3.79). Para el primer caso, se estimó un modelo logit con tres variables independientes, tarifa de ingreso, ingreso económico y oferta de espacios recreativos, mientras que la

dependiente correspondía a la probabilidad de respuesta positiva. En la estimación con técnicas no paramétricas se analizó i) la proporción de respuestas negativas (44.9%) resultante del ofrecimiento de los precios de tarifa para el ingreso al complejo, asumiendo la distribución de Turnbull, y ii) se analizó las respuestas positivas (55.1%) junto a la elaboración de una función empírica de supervivencia con un punto de truncamiento de S/.7.00.

Al contrastar las estimaciones efectuadas, se determinó que no existen diferencia estadísticamente significativa (5%) entre las estimaciones paramétrica (s/. 4.13) y no paramétrica-Kriström (s/. 3.79). No ocurriendo esto cuando se compara estos dos últimos con las estimaciones hechas la técnica Haab & McConnell (s/ 2.93). El contraste se realizó mediante el método de intersección de intervalos de confianza. Se considera que las estimaciones hechas por la técnica de Haab & McConnell subvalora los beneficios recreativos que proporciona el proyecto de recuperación del complejo recreacional club del pueblo.

5. REFERENCIA BIBLIOGRÁFICA

Cameron, T. (1988). A new paradigm for valuing non-markets goods using referendum data: maximum likelihood estimation by censored logistic regression. *Journal of Environmental Economics and Management*, (15), 355–379.

Cea D'Ancona, M. . Á. (1999). *Metodología cuantitativa. Estrategias y técnicas de investigación social*. Madrid - España: Editorial Síntesis.

Duffield, J. W., & Patterson, D. A. (1991). Inference and Optimal Design for a Welfare Measure in Dichotomous Choice Contingent

Valuation. *Land Economics*, 67(2), 225–239.
<https://doi.org/10.2307/3146413>

Elizalde, R., & Gomes, C. (2010). Ocio y recreación en América Latina: conceptos, abordajes y posibilidades de resignificación. *Polis (Santiago)*, 9(26), 19–40. <https://doi.org/10.4067/S0718-65682010000200002>

Fernández, M., Riva- Vergara, F., & Durán, M. J. (2006). Valoración económica ambiental del bosque experimental “El Caimital”, Municipio Obispos estado Barinas. *Revista Forestal Latinoamericana*, (40), 29–45.

Fisher, A. C., & Kutrilla, J. V. (1975). Resource Conservation, Environmental Preservation, and the Rate of Discount. *The Quarterly Journal of Economics*, 89(3), 358–370. <https://doi.org/https://doi.org/10.2307/1885257>

Flores-Xolocotzi, R., González-Guillén, M. D. J., & de los Santos-Posadas, H. M. (2010). Valoración económica del servicio recreativo del parque Hundido de la Ciudad de México. *Región y Sociedad*, 22(47), 123–144. Retrieved from http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1870-39252010000100006

Gándara, G. (2006). Valoración económica de los servicios recreativos del Parque Ecológico Chipinque. *Cátedra de Integración Económica y Desarrollo Social*, 1–14. Retrieved from <http://www.mty.itesm.mx/egap/deptos/cee/cieds/2006-4.pdf>

Gomes, C., & Elizalde, R. (2009). Trabajo, tiempo libre y ocio en la contemporaneidad: Contradicciones y desafíos. *Polis (Santiago)*, 8(22), 249–266. <https://doi.org/10.4067/S0718->

[65682009000100015](https://doi.org/10.1006/jeem.1996.0968)

- Haab, T. C., & McConnell, K. E. (1997). Referendum Models and Negative Willingness to Pay: Alternative Solutions. *Journal of Environmental Economics and Management*, 32(2), 251–270. [https://doi.org/https://doi.org/10.1006/jeem.1996.0968](https://doi.org/10.1006/jeem.1996.0968)
- Hanemann, M. (1984). Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses. *American Journal of Agricultural Economics*, (66), 332–341.
- Hernández-Trejo, V., Avilés-Polanco, G., & Almendarez-Hernández, M. a. (2011). Beneficios económicos de los servicios recreativos provistos por la biodiversidad acuática del Parque Nacional Archipiélago Espíritu Santo. *Estudios Sociales*, XX(August 2015), 156–177.
- Herrador, D., & Dimas, L. (2001). *Valoración económica del agua para el area metropolitana de San Salvador*. Prisma. San Salvador.
- Krinsky, I., & Robb, A. L. (1986). On Approximating the Statistical Properties of Elasticities. *The Review of Economics and Statistics*, 68(4), 715–719. <https://doi.org/10.2307/1924536>
- Kriström, B. (1990). A non-parametric approach to the estimation of welfare measures in discrete response valuation studies. *Land Economics*, 66(2), 135–139.
- Marshall, C., & Rossman, B. (1989). *Desing qualitative research*. California: Sage.
- Martínez, A. L., & Sainz, J. (2017). El valor de dos espacios recreativos periurbanos en la ciudad de México. *El Trimestre Económico*, 84(336), 805. <https://doi.org/10.20430/ete.v84i336.607>

- Maturana, J. (2011). *Validación metodológica del “Cheap-Talk” y su aplicación en la valoración económica por la reducción de gases efecto invernadero en Perú*. Lima - Perú: Consocio de Investigación Económico Social CIES.
- Müller, A. (2002). Espacios e equipamentos de lazer e recreação e as políticas públicas. Santa Cruz do Sud, Brasil: Fundação Latinoamericana de Tiempo Libre y Recreación - FUNLIBRE. Retrieved from <http://www.funlibre.org/documentos/muller.html>
- Orrego-Suaza, S. A., Jaime, M. M., & Bedoya, J. A. (2002). Valoración económica de los beneficios recreacionales proporcionados por el Parque de las Aguas en el Área Metropolitana del Valle de Aburrá. *Lectura de Economía*, (56), 107–131.
- Ramajo, J., & del Saz, S. (2010). Valor económico y percepción social de los beneficios ambientales de no mercado derivados de la Directiva Marco del Agua: el caso de la cuenca del río Guadiana. *International Meeting on Regional Science: The Future of the Cohesion Policy*, 21.
- Rodriguez, F., Barrios, I., & Fuentes, M. T. (1984). *Introducción a la metodología de las investigaciones sociales*. La Habana - Cuba: Editora Política.
- Sánchez, J. (2008). Disponibilidad a pagar por la conservación del bosque amazónico por parte de usuarios indirectos. *Revista Economía y Administración*, 71, 57–84.
- Sanjurjo-Rivera, E., & Islas-Cortés, I. (2007). Valoración económica de la actividad recreativa en el río Colorado. *Región y Sociedad*, XIX(40), 147–172.

Estimación paramétrica y no paramétrica de la disponibilidad a pagar por los beneficios recreativos de un proyecto de recuperación y conservación en el complejo club de pueblo Salcedo, Puno-Perú, 2012

- Santini, R. (1993). *Dimensões do lazer e da recreação: questões espaciais, sociais e psicológicas*. São Paulo: Angelotti.
- Sarmiento, M. (2004). Valoración económica ambiental de servicios recreativos del lago Termas de Rio Hondo, Santiago del Estero. *Asociación Argentino Uruguay de Economía Ecológica*, (May), 2–17. <https://doi.org/10.13140/2.1.1715.2001>
- Sepúlveda-Vargas, R. D. (2008). Valoración económica del uso recreativo del parque ronda del Sinú, en Montería, Colombia. *Semestre Económico*, 11(22), 67–90. Retrieved from <http://revistas.udem.edu.co/index.php/economico/article/view/687/628>
- Siles, N. P. (2007). Valoración Económica del Uso Recreativo de los Servicios Ambientales en Áreas Protegidas: Parque Nacional Sajama. *Conservación Estratégica*, (7), 1–2.
- Soncco, C., & Armas, A. (2008). Aproximación paramétrica y no paramétrica para la estimación de la disposición a pagar por servicios ambientales. *Anales Científicos UNALM*, 69(3), 2–9.
- Vasquez-Lavín, F., Cerda-Urrutia, A., & Orrego-Suaza, S. (2007). *Valoración económica del ambiente. Fundamentos económicos, econométricos y aplicaciones*. Buenos Aires: Thomson Learning.
- Villena, M. G., & Lafuente, E. Y. (2013). Valoración económica de bienes ambientales por beneficiarios circundantes y no circundantes. *Cuadernos de Economía*, 32(59), 67–101.