



Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Valoración económica de los beneficios recreacionales proporcionados por el Parque de las Aguas en  
el Área Metropolitana del Valle de Aburrá

Lecturas de Economía, núm. 56, enero-junio, 2002, pp. 110-131

Universidad de Antioquia

.png, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155218152004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# **Valoración económica de los beneficios recreacionales proporcionados por el Parque de las Aguas en el Área Metropolitana del Valle de Aburrá\***

**-Introducción. -I. El método del costo de viaje. -II. Aplicación. -III. Estimaciones econométricas. -IV. Análisis y discusión de resultados. -Conclusiones. -Bibliografía.**

*Primera revisión recibida julio de 2001; versión final aceptada abril de 2002 (Eds.).*

## **Introducción**

**E**studios realizados por la Corporación Autónoma Regional del Centro de Antioquia (Corantioquia) señalan que la red hídrica originada en el sistema de páramos y bosques altoandinos del noroccidente medio antioqueño genera un importante flujo de beneficios al departamento de Antioquia, al abastecer de agua a más de 63.000 habitantes ubicados dentro y en los alrededores de la zona, y al proveer a la ciudad de Medellín agua y energía eléctrica a través del sistema de aprovechamiento múltiple Río Grande II, dividido en dos centrales hidroeléctricas: Niquía y Tasajera (Corantioquia 1999a).

Al finalizar el proceso productivo en Niquía el agua se conduce a la planta de potabilización Manantiales, propiedad de las Empresas Públicas de Medellín ESP (EPM), con el fin de prestar los servicios de acueducto y alcantarillado al sector norte de Medellín, a partir de la calle Colombia. De la misma manera, tras finalizar el proceso productivo en Tasajera, este recurso se dirige al Parque de las Aguas para el funcionamiento y mantenimiento de sus piscinas y demás atracciones acuáticas;

---

\* Los autores desean agradecer a dos árbitros anónimos por sus valiosos comentarios. Sin embargo, cualquier omisión sigue siendo responsabilidad de los autores.

cambios en el costo de viaje (Orrego y Vásquez 2001). Igualmente, es posible estimar cambios en la demanda como resultado de un cambio en la calidad ambiental del sitio.

Desde la perspectiva de la maximización del consumidor, éste se enfrenta a una función de utilidad cuasi-cóncava sujeta a una restricción presupuestaria, como se ilustra a continuación:

$$\text{Max. } U(x, q, z)$$

$$\text{s.a. } M = m + w t_w = z + (c_1 + c_2) x \quad (1)$$

$$T = t_w + (t_1 + t_2) x \quad (2)$$

donde  $x$  es el número de visitas,  $q$  representa cualidades perceptibles del sitio,  $z$  es un bien compuesto hicksiano,  $m$  es el ingreso disponible no asociado con el trabajo,  $w$  es la tasa de salarios,  $t_w$  es el tiempo de trabajo,  $M$  es el ingreso total,  $c_1$  es el costo monetario de viaje,  $c_2$  es el costo monetario de la estadía en el sitio,  $t_1$  es el tiempo de viaje,  $t_2$  es el tiempo de permanencia en el sitio, y  $T$  es el tiempo total.

El problema consiste en encontrar  $x = x(p_x, q, m^*)$  y  $z = z(p_z, q, m^*)$  que corresponden a las demandas marshallianas de los bienes  $x$  y  $z$ , que se utilizarán posteriormente en la estimación de los beneficios derivados de los servicios de recreación prestados por estos lugares, a través del cálculo de las medidas de bienestar. El desarrollo del método requiere el análisis de algunas consideraciones generales: en primer lugar, asumir la existencia de lugares sustitutos a la zona objeto de estudio e incluir sus precios en la determinación de la función de demanda; en segundo lugar, realizar una distinción entre ingreso y salario; finalmente, suponer que el tiempo es libremente asignado en cualquier uso y, por consiguiente, que cada uno de ellos presenta el mismo costo de oportunidad, lo que permite la utilización de la tasa de salario como una medida del costo de oportunidad del tiempo, aspecto que ha dado lugar a crecientes refinaciones en los estudios de demanda recreacional (Shaw 1992, Feather y Shaw 1999).

McConnell (1992) aborda el problema del tiempo de permanencia en el lugar, el cual se maneja ambiguamente en el Método del Costo de Viaje al ser fuente de utilidad y de costo. Su trabajo analizó si el tiempo de permanencia debe incluirse de manera endógena o exógena en los modelos empíricos, y para tal efecto desarrolló un ejercicio en el cual el tiempo se incluyó de ambas maneras. Los resultados obtenidos muestran que el impacto en las medidas de bienestar es inferior al 5%, lo que permite concluir que el tiempo puede ser considerado exógenamente.



El Método del Costo de Viaje ha sido sometido a nuevas variantes introducidas en algunas aplicaciones. Englin y Shonkwiler (1995) muestran la importancia de ampliar el período de tiempo en que se desarrolla el análisis, por lo cual estiman la función de demanda para más de una estación (largo plazo); además, retoman la demanda asociada con la población general y no solo con los usuarios del sitio. Otros estudios (Zawacki *et al.* 2000) se dirigen a analizar las variaciones en el excedente del consumidor, en modelos que incluyen versiones ampliadas y reducidas de las variables costo de viaje y costo del bien sustituto, para concluir que en la medida que se incluyen más argumentos en la definición de estas variables, el excedente del consumidor tiende a sobrestimarse.

Freeman III (1995) analiza una serie de estudios con el objetivo de explicar las variaciones en la demanda derivadas de cambios en la calidad ambiental de un bien, y sugiere que para obtener una medida monetaria de las pérdidas o mejoras en el bienestar, que pueda compararse posteriormente con otros estudios, se debe calcular el área entre las dos curvas de demanda y dividirla por el número de viajes realizados al sitio con el nivel de calidad actual; asimismo, resalta la importancia de incluir estos aspectos en el análisis ya que aunque se presenten cambios en el bienestar muy pequeños por parte de los individuos, a nivel agregado pueden ser bastante significativos.

#### **B. Fundamentación econométrica**

La naturaleza intrínseca de los estudios de demanda recreacional introduce ciertas particularidades en las estimaciones econométricas (Shaw 1988, Hellerstein 1991). En primer lugar, la variable dependiente, el número de visitas realizadas a un sitio durante un período de tiempo, se encuentra limitada a valores enteros no-negativos. Lo anterior unido a la presencia de un gran número de observaciones alrededor del valor cero da un carácter censado a los modelos de regresión. En segundo lugar, la variable dependiente puede estar limitada debido a la exclusión en la muestra de aquellos valores que sobrepasan cierto umbral, lo que hace referencia a la utilización de modelos truncados (Maddala 1983); este tipo de modelos constituye una fuente de sesgos en la estimación, ya que generalmente omiten la información relacionada con los no-participantes. Finalmente, los individuos que visitan con mayor frecuencia el sitio tienen una mayor probabilidad de ser seleccionados en la muestra con respecto a los que visitan el lugar de manera ocasional, lo cual es conocido como estratificación endógena (Shaw 1988).

Con relación a la presencia de valores enteros no-negativos en la variable dependiente, algunos autores (Creely y Loomis 1990, Hellerstein 1991) sugieren que las distribuciones discretas, como la Poisson y la Binomial Negativa, se ajustan

mejor a este tipo de datos, ya que asignan probabilidades positivas a los diferentes eventos; además, éstas juegan un papel fundamental cuando la variable dependiente toma valores muy pequeños, es decir, cuando la cantidad de visitas que realiza un individuo en un año al lugar objeto de estudio no es muy grande. Con respecto a las muestras truncadas Shaw (1988) propuso estimadores de Máxima Verosimilitud (MV), los cuales constituyen un vector de estimadores que dan cuenta de la máxima probabilidad de obtener los datos observados en los trabajos empíricos, aún en modelos inadecuadamente especificados. Siguiendo los aportes de Shaw, autores como Englin y Shonkwiler (1995) sugieren el uso de la distribución Binomial Negativa para corregir los problemas de estratificación endógena y truncación, y de esta manera inferir el valor de uso total para el conjunto de la población.

El modelo de demanda Poisson asume que la distribución de la demanda por viajes para un individuo  $i$  es un entero positivo, y se caracteriza porque la media condicional de la variable dependiente ( $\lambda$ ) y su varianza condicional son iguales; es decir, por presentar una relación varianza-media igual a la unidad. Shaw (1988) sugiere un modelo Poisson para el caso de muestras truncadas y estratificación endógena, cuya función de verosimilitud y su respectiva media y varianza condicional se presentan a continuación:

$$h(y_i / X_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i-1}}{(y_i - 1)!} \quad (3)$$

$$E(y_i / x_i) = \lambda_i + 1 \quad (4)$$

$$\text{Var}(y_i / x_i) = \lambda_i \quad (5)$$

donde  $\lambda = \exp(X\beta)$ . El estimador Poisson truncado da lugar a estimaciones sesgadas e inconsistentes en presencia de sobredispersión, la cual se asemeja a una forma de heterocedasticidad que ocurre cuando la relación varianza-media es mayor que uno. Bajo estas condiciones, se acude a la estimación de las demandas con la distribución Binomial Negativa sugerida por Englin y Shonkwiler (1995), cuya función de verosimilitud y su respectivo logaritmo natural para el caso de una muestra truncada son de la forma:

$$h(y_i / x_i) = \frac{y_i \Gamma(y_i + 1/\alpha_i) \alpha_i^{y_i} \lambda_i^{y_i-1} (1 + \alpha_i \lambda_i)^{-(y_i+1/\alpha_i)}}{\Gamma(y_i + 1) \Gamma(1/\alpha_i)} \quad (6)$$

$$\ln y_i + \ln \Gamma\left(y_i + \frac{1}{\alpha}\right) + y_i \ln \alpha + (y_i - 1) \ln \lambda_i - \left(y_i + \frac{1}{\alpha}\right) \ln (1 + \alpha \lambda_i) - \ln \Gamma(y_i + 1) - \ln \Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right) \quad (7)$$



donde la parametrización que mejor se ajustó a los datos fue  $\alpha_i = \alpha$ .<sup>1</sup> Asimismo, la media y la varianza condicional para esta distribución son presentadas a continuación:

$$E(y_i / x_i) = \lambda_i + 1 + \alpha \lambda_i \quad (8)$$

$$\text{Var}(y_i / x_i) = \lambda_i + \alpha \lambda_i + \alpha \lambda_i^2 + \alpha^2 \lambda_i^2 \quad (9)$$

Esta distribución es considerada como una extensión de la Poisson, pero en este caso la forma funcional para el parámetro  $\lambda$  es  $\lambda = \exp(X\beta + \xi)$ , donde  $\exp(\xi)$  tiene una distribución gamma con media 1 y varianza  $\alpha$ . De la misma manera, la relación varianza-media es igual a  $(1 + \alpha\lambda)$ , de tal forma que el grado de sobredispersión es función tanto de  $\alpha$  como de  $\lambda$ . Si  $\alpha \rightarrow 0$  la distribución gamma pierde significancia y la distribución Binomial Negativa se reduce a una distribución Poisson.

Las propiedades estadísticas de las distribuciones Poisson y Binomial Negativa pueden ser muy útiles en los trabajos empíricos de demanda recreacional. En primer lugar, si las observaciones de un individuo se distribuyen como una Poisson, entonces la suma de las observaciones de un conjunto de ellos se distribuirá de la misma manera, facilitando el uso de datos agregados, previo conocimiento del tamaño de la población; en segundo lugar, la inclusión del término independiente en la descripción del parámetro  $\lambda$  hace que la suma de las demandas observadas por los individuos se iguale a la suma de las demandas predichas; en tercer lugar, ambas distribuciones admiten valores iguales a cero. Finalmente, en presencia de sobredispersión e incorrecta especificación de la media, la distribución Poisson sigue siendo un modelo apropiado de estimación si se emplea el método de pseudo-máxima verosimilitud (Hellerstein 1991, Cameron y Trivedi 1998).

## II. Aplicación

### A. Pre-muestreo y determinación del tamaño de la muestra

Un aspecto fundamental en el desarrollo del Método del Costo de Viaje es la existencia de variabilidad en las zonas de procedencia de los usuarios del Parque de las Aguas. Para tal efecto, se diseñó una encuesta preliminar que se aplicó a 800 personas que visitaron las instalaciones, a quienes se les preguntó por su procedencia, medio de transporte utilizado y tiempo de permanencia en el lugar. Con relación a la variabilidad en las procedencias, se establecieron 35 zonas correspondientes a los barrios más representativos de la ciudad de Medellín y algunos otros municipios

1 Lo cual significa que la razón varianza-media es igual a  $1 + \alpha$ , con  $\alpha > 0$ . Otra posible parametrización es  $\alpha_i = \alpha/\lambda_i$ .

aledaños al Parque. Los datos confirman la presencia de variabilidad. También se observó que 44,96% de los individuos encuestados usaron vehículo particular para llegar al Parque, 35,5% metro/bus, 7,25% taxi, 7,13% moto y el 5,5% restante otros medios de transporte.

Con el objetivo de determinar el tamaño de la muestra a la cual aplicar la encuesta final, se seleccionaron los datos de aquellas personas que residiendo en el Área Metropolitana utilizaron su propio vehículo para visitar el Parque y respondieron todas las preguntas del pre-muestreo. El número de observaciones que cumplieron con estos requisitos fue de 225. De esta manera se definió el entorno de influencia o población (visitantes procedentes del Área Metropolitana) y la unidad de muestreo (el jefe de familia o un representante en el caso de un grupo de amigos). Con esta información se creó una base de datos que se utilizó posteriormente en la identificación de variables como la distancia en kilómetros desde la zona de origen del visitante y el rendimiento promedio (km/galón) para cada vehículo.

Con base en la información anterior, y teniendo como referencia el estudio de Cerda *et al.* (1997), se calculó la variable costo de viaje y a partir de ella se determinó el tamaño óptimo de la muestra. Para ello se adaptó la siguiente ecuación:

$$COV = Dist [Costo / km + COTV], \quad (10)$$

donde *Dist* es la distancia de ida y vuelta desde la zona de procedencia de un individuo al Parque de las Aguas, *Costo / km* es el costo de viaje por kilómetro y *COTV* es el costo de oportunidad del tiempo de viaje. La definición de estas variables se presenta a continuación:

$$Costo / km = \frac{(\text{Valor de un galón de gasolina}) (\$/ \text{galón})}{(\text{Rendimiento promedio del vehículo}) (\text{km} / \text{galón})} \quad (11)$$

$$COTV = \frac{\% w [(\text{Ingreso anual}) / 2080]}{\text{Velocidad promedio}} = \frac{\% w (\text{salario por hora})}{\text{Velocidad promedio}} \quad (12)$$

Al no tener información con relación al ingreso en la etapa preliminar se asumió un *COTV*=0. Posteriormente, se calcularon los estadísticos básicos de la variable costo de viaje y con una tabla, que contenía los valores del estadístico *t* de Student para niveles de significancia  $\alpha=0,05$  y  $\alpha=0,01$ , se calculó el tamaño óptimo de muestra para cada grado de libertad dado un error de estimación, el cual varió entre 5% y 20%. Para el procedimiento anterior se empleó la siguiente ecuación

$$n = \frac{t^2 CV^2}{\left[ \frac{E}{\bar{X}} \right]^2} \quad (13)$$



donde  $n$  es el tamaño de muestra,  $t$  es el valor del estadístico de la distribución Student para cada grado de libertad,  $CV$  es el coeficiente de variación,  $\bar{X}$  es la media de la variable costo de viaje y  $E$  es el error de estimación expresado en unidades de la media. El criterio de selección del tamaño de muestra se basó en un proceso de iteración, que tiene como objetivo igualar los grados de libertad del estadístico  $t$  con el tamaño de muestra calculado para cada uno de ellos (Freese 1962). Este proceso implica seguir una serie de pasos: en primer lugar, fijar un nivel de significancia ( $\alpha$ ) y un error de estimación en porcentaje ( $E/\bar{X}$ ) para la variable costo de viaje; en segundo lugar, tomar cada uno de los tamaños de muestra calculados para estos valores y restarles uno; en tercer lugar, comparar cada  $(n-1)$  con sus respectivos grados de libertad y elegir como tamaño de muestra el valor en que se igualan. Así, para una probabilidad del 95% ( $\alpha = 0,05$ ) y un  $E$  del 5%, el tamaño óptimo de la muestra fue de 233 encuestas. A su vez, para un nivel de confianza del 99% ( $\alpha = 0,01$ ) y un  $E$  del 5%, el tamaño fue de 402 encuestas. Debido a la diferencia existente entre las varianzas de las variables viajes y costo de viaje, se tomó la información recolectada al aplicar la encuesta final a 178 individuos que visitaron el Parque y se recalcularon todos los estadísticos del tamaño de muestra para la variable viajes y se repitió el proceso. Así, para una probabilidad del 95% ( $\alpha = 0,05$ ) y un error en la estimación del 15%, el número de encuestas a aplicar fue de 300.

#### ***B. Muestreo e identificación de variables exógenas***

Durante los meses de noviembre y diciembre de 2000 y enero y febrero de 2001 se llevó a cabo en las instalaciones del Parque de las Aguas, el proceso de muestreo en el cual se entrevistaron 492 personas, cifra muy superior a la determinada ya que se preveía la eliminación de algunas observaciones como consecuencia de encuestas mal diligenciadas. La encuesta aplicada constó de una serie de preguntas clasificadas en cinco categorías: la caracterización de la zona de procedencia del visitante y del vehículo que éste utilizó para llegar al Parque; el conocimiento de los factores que motivaron al individuo a demandar los servicios de recreación ofrecidos por el Parque; la determinación del número de visitas que la persona realizó al Parque en el transcurso del año y su tamaño de grupo promedio; la caracterización socioeconómica del individuo; por último, el comportamiento contingente del entrevistado en respuesta a cambios hipotéticos en los servicios prestados por el Parque.

En un primer momento se eliminaron 63 observaciones de individuos que visitaron el Parque con el objetivo explícito de conocerlo, lo que originaba visitas con un carácter multipropósito; posteriormente, se excluyó la información de 11 individuos que se negaron a suministrar la información solicitada en algunas preguntas; finalmente, dado que el 95% de los entrevistados reportó visitas en un



rango de 1 a 10, se eliminaron 9 observaciones que sobrepasaban considerablemente esta cifra, por considerarse valores atípicos. Por consiguiente, el número de observaciones usadas en la estimación fue de 409. Con este tamaño de muestra se recalculó el error de estimación ( $E$ ) el cual pasó de 15% a 12,84%.

La variable costo de viaje ( $COV$ ) fue calculada con base en las ecuaciones (10), (11) y (12). Para obtener la distancia se identificaron y trazaron las rutas desde los diferentes barrios de Medellín y otros municipios del Área Metropolitana al Parque, en mapas a escala 1:25.000 y 1:100.000 en los cuales se calculó el kilometraje. El rendimiento promedio por vehículo se obtuvo en la etapa de pre-muestreo y se asumió el valor de un galón de gasolina equivalente a \$2.950, a precios de diciembre de 2000. Así mismo, la velocidad promedio empleada fue de 60 km/hora en la ciudad y 80 km/hora en las autopistas, según lo estipulado por el Ministerio de Transporte. Finalmente, como sólo un 2% de los individuos muestreados se encontraban desempleados, se tomó como medida del  $COTV$  un porcentaje de la tasa de salario (Shaw 1982). Con base en lo anterior se calcularon las variables  $COV1$ ,  $COV2$  y  $COV3$ , equivalentes a la variable costo de viaje para un 30%, 40% y 50% del salario, como una medida del costo de oportunidad del tiempo.

La variable costo del sustituto ( $CS$ ) fue calculada de manera análoga a la variable costo de viaje, con la única diferencia en que el término *Dist* alude ahora a la distancia de ida y vuelta en kilómetros desde el lugar de procedencia del individuo al lugar sustituto. El criterio de selección del lugar sustituto se hizo de acuerdo con el lugar de procedencia del individuo y a la información suministrada por el Instituto de Recreación y Deportes (Inder), el cual clasifica los centros recreativos del Área Metropolitana. Igualmente, se calcularon las variables  $CS1$ ,  $CS2$  y  $CS3$ , equivalentes al costo en que incurre un individuo al visitar el lugar sustituto, teniendo como medida del costo de oportunidad del tiempo un 30%, 40% y 50% del salario, respectivamente.

Los datos correspondientes al salario se agruparon en seis intervalos cuyo tamaño se basó en una escala de salarios mínimos legales para el año 2000, y se definió la variable *salario* a partir de la marca de clase de cada intervalo. Las preferencias de los visitantes del Parque fueron reveladas en la variable *Agua*, variable dicotómica que tomó un valor de uno si el individuo mostró preferencia por el agua, y un valor de cero para el resto de los casos. Las variables *Grupo*, *Edad* y *Tiempo* de permanencia en el Parque se tomaron directamente de la encuesta.

### **C. Desarrollo del modelo y valoración de un cambio en los atributos del bien**

Las variables exógenas definidas en la sección anterior se utilizaron para determinar el comportamiento de la demanda por los servicios recreativos que

ofrece el Parque de las Aguas, traducida en número de viajes, tal y como lo ilustra el siguiente modelo:

$$VIAJES_i = f(COV_i, CS_i, Salario_i, Agua_i, Grupo_i, Edad_i, Tiempo_i, \beta) + \xi_i, \quad (14)$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, n$$

donde  $VIAJES_i$  es el número de visitas que un individuo  $i$  realiza al Parque de las Aguas,  $COV_i$  el costo en que incurre el individuo  $i$  al visitar el Parque de las Aguas,  $CS_i$  es el costo en que incurre un individuo  $i$  al visitar el lugar sustituto  $k$ ,  $Salario_i$  hace referencia al salario mensual del entrevistado,  $Agua_i$  es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si el propósito fundamental del viaje fue el disfrute de la infraestructura acuática del Parque y 0 en los demás casos,  $Grupo_i$  es el tamaño del grupo que acompañó al individuo  $i$ ,  $Edad_i$  es la edad del entrevistado,  $Tiempo_i$  es el tiempo de permanencia en el Parque de las Aguas,  $\beta$  es el vector de parámetros y  $\xi$  es el término estocástico.

Dada la presencia de valores enteros no negativos en la variable dependiente  $VIAJES$  y a la existencia de características de truncación y estratificación endógena, se hizo necesario el uso de distribuciones discretas como la Poisson y la Binomial Negativa en sus versiones truncadas, con una forma funcional de la demanda semi-log. Con relación a los signos de las variables, se espera teóricamente una relación inversamente proporcional entre el número de visitas y el costo de viaje ( $\partial VIAJES / \partial COV < 0$ ); es decir, que a un mayor costo de viaje un menor número de visitas y viceversa. En lo que respecta a la variable costo sustituto, se estima que a medida que se incrementa el costo de visitar el lugar sustituto se realizan más visitas al Parque de las Aguas ( $\partial VIAJES / \partial CS > 0$ ). También se supone que un incremento en el salario se traduce en un mayor número de visitas ( $\partial VIAJES / \partial Salario > 0$ ), si se trata de un bien normal o superior. La variable  $Agua$ , que se relaciona en cierta medida con las preferencias de los visitantes del Parque, debe presentar signo positivo ( $\partial VIAJES / \partial Agua > 0$ ), lo que significa que a medida que los individuos disfrutan de la infraestructura acuática del Parque aumentarán sus visitas. El tamaño del grupo tiene una relación inversamente proporcional al número de viajes ( $\partial VIAJES / \partial Grupo < 0$ ), ya que a mayor cantidad de personas a cargo se hace más costoso la visita al lugar de recreación, y por consiguiente se realizan menos visitas. También se espera que en la medida en que se aumente la edad de un individuo, éste ya no desee demandar servicios derivados de recreación en la misma magnitud que lo hacía antes ( $\partial VIAJES / \partial Edad < 0$ ). Finalmente, a mayor tiempo de permanencia en el lugar se espera que se realicen menos visitas ( $\partial VIAJES / \partial Tiempo < 0$ ).

En un segundo escenario se realizó la valoración económica de un cambio en los atributos del Parque, equivalente a un cambio de  $q^0$  a  $q^1$  en el argumento de



cualidades perceptibles en la función de utilidad. Para acometer este propósito, en la última parte de la encuesta se planteó a los entrevistados una situación de comportamiento hipotético, en la cual se les preguntó si aumentarían sus visitas al Parque de las Aguas en respuesta a un aumento en la oferta de los servicios, específicamente por la habilitación de nuevos servicios de sauna y baño turco. Si la respuesta fue positiva se les indagó por el número adicional de visitas durante el año, y en caso contrario se terminó la encuesta. Esta situación contingente permitió evaluar los beneficios de los nuevos servicios como el área entre dos demandas marshallianas, con la posibilidad de compararlos con los costos incurridos para su operación y analizar la política adoptada por la administración del parque como un ejercicio de evaluación *ex-post*.

### III. Estimaciones econométricas

#### A. Selección del modelo y cálculo de las medidas de bienestar

Se estimaron diferentes regresiones con las distribuciones Poisson y Binomial Negativa en sus versiones truncadas y no truncadas, incluyendo todas las variables exógenas, con excepción del tiempo de permanencia que se asumió exógeno (McConnell 1992). Las variables que mejor se ajustaron al comportamiento de la demanda fueron el costo de viaje (*COV*), el costo del sustituto (*CS*), el *Salario* y *Agua*. Para cada uno de los modelos los signos de las variables coincidieron con la teoría, y el signo positivo de la variable *Salario* permite concluir que el servicio de recreación que presta el Parque de las Aguas se comporta como un bien normal.

Teniendo en cuenta las características de la muestra, se estimó el modelo Poisson propuesto por Shaw (1988) para corregir sesgos de truncación y estratificación endógena. En este modelo la variable dependiente fue *V<sub>i</sub>*, que corresponde a una transformación resultante de restar 1 a cada observación de la variable *VIAJES*. El modelo fue significativo pero con sobredispersión, lo cual se evidencia por bajos errores estándar asociados con los parámetros estimados. Por lo tanto, se estimó el modelo de Binomial Negativa propuesto por Englin y Shonkwiler (1995), el cual se ajustó satisfactoriamente a la muestra como se concluye de la Tabla 1. De acuerdo con este modelo la función de demanda de los servicios de recreación ofrecidos por el Parque de las Aguas, para un período de muestreo comprendido entre enero de 2000 y febrero de 2001 y un costo de oportunidad del tiempo equivalente al 40% del salario, es de la forma:

$$VIAJES = \exp(0,10326 - 0,000061737 CV^2 + 0,00011434 CS^2 + 0,000000368 Salario + 0,164777 Agua + \xi) \quad (15)$$

De acuerdo con Yen y Adamowicz (1993) el excedente de consumidor por viaje para un modelo de naturaleza discreta es de la forma:



**Tabla 1.** Coeficientes estimados para los diferentes modelos de distribuciones discretas con un COTV equivalente al 40% del salario

Parámetro	Poisson	Poisson T	Bneg	BnegT
<i>Constante</i>	0,95222 (7,709)	0,47444 (3,153)	0,95204 (6,977)	0,10326 (0,480)
<i>COV2</i>	-0,41075E-04 (-2,407)	-0,60346E-04 (-2,916)	-0,41257E-04 (-2,025)	-0,61737E-04 (-2,056)
<i>CS2</i>	0,80635E-04 (1,900)	0,11696E-03 (2,289)	0,80161E-04 (1,975)	0,11434E-03 (1,943)
<i>Salario</i>	0,24266E-06 (3,206)	0,35671E-06 (3,879)	0,2439E-06 (2,949)	0,36862E-06 (3,095)
<i>Agua</i>	0,10942 (1,684)	0,16181 (2,035)	0,10982 (1,608)	0,16477 (1,687)
$\alpha$	...	...	0,49212E-01 (2,096)	0,44630 (3,986)

Poisson = modelo Poisson no truncado; PoissonT = modelo Poisson truncado propuesto por Shaw (1988); Bneg = modelo Binomial Negativa no truncado; BnegT = modelo Binomial Negativa truncado propuesto por Englin y Shonkwiler (1995); n = 409 observaciones; los números entre paréntesis representan valores de  $t$ .

$$EC = \frac{-1}{\hat{\beta}_1} \quad (16)$$

donde  $\hat{\beta}_1$  es el coeficiente estimado para la variable costo de viaje. La media y la varianza para esta medida de bienestar son presentadas a continuación:

$$E[EC] = \frac{-1}{\hat{\beta}_1} \left( 1 + \frac{\text{Var}(\hat{\beta}_1)}{\hat{\beta}_1^2} \right) \quad (17)$$

$$\text{Var}(EC) = \frac{\text{Var}(\hat{\beta}_1)}{\hat{\beta}_1^4} \quad (18)$$

Para calcular el excedente del consumidor que percibe un individuo en un año, basta con multiplicar el excedente del consumidor por persona y por viaje por el número de viajes que realiza en el año. Como en este caso se cuenta con datos de un conjunto de individuos, se calculó el excedente del consumidor para el promedio de viajes siguiendo la propuesta de Cerda *et al.* (1997), como se ilustra a continuación:

$$ECVIPROM = EC * VIPROM \quad (19)$$

donde *VIPROM* es el número de viajes esperados o media de cada modelo para la situación inicial y la mejora en el atributo del bien, *EC* es el excedente del consumidor por persona y por viaje y *ECVIPROM* es el excedente del consumidor por viajes promedio (Tabla 2).

*Tabla 2.* Número de viajes esperados, excedente del consumidor por persona y por viaje y excedente del consumidor por viajes promedio, para los diferentes modelos de distribuciones discretas

Variable	Poisson	Poisson T	Bneg	BnegT
<i>Viajes</i> <sup>a</sup>	3,12211	3,11186	3,12203	3,11121
<i>ViajesT</i> <sup>b</sup>	4,74448	4,73704	4,74437	4,73678
<i>EC</i> Por persona y por viaje	24.345,6	16.571,0	24.238,3	16.197,8
<i>EC</i> Por viajes promedio	76.009,4	51.566,7	75.672,6	50.394,8

<sup>a</sup>Situación inicial; <sup>b</sup>Situación con mejora en los atributos del bien; EC indica excedente del consumidor (cifras en pesos).

Los beneficios para el total de la muestra correspondiente a la distribución Binomial Negativa truncada (BnegT), se obtienen al multiplicar el excedente del consumidor por viajes promedio por el número de individuos encuestados (409 en este caso). Este valor asciende a US\$8.857,53.<sup>2</sup> Análogamente, los beneficios anuales para el total de visitantes al Parque de las Aguas, dada una demanda de 1.195.000 personas en el año 2000, equivalen a US\$25.879.581. Si se tiene en cuenta que solo el 44,96% de estos individuos visitan el Parque utilizando vehículo particular,<sup>3</sup> esta cifra es de US\$11.635.460. Finalmente, los beneficios generados para el período en que se efectuó el muestreo, equivalente a 380.000 usuarios en diez semanas, asciende a US\$8.229.490, mientras que para la proporción de individuos que visitan el Parque en vehículo particular esta cifra es de US\$3.699.979.

Entre las medidas de bienestar hicksianas se encuentran la variación compensada (*VC*) y la variación equivalente (*VE*). De acuerdo con Englin y Shonkwiler (1995) para el caso de una especificación semi-log de la demanda, la *VC* y la *VE* son de la forma:

$$VC = \frac{-1}{\hat{\beta}_3} \ln \left[ 1 + \frac{\hat{\beta}_3}{\hat{\beta}_1} (Y) \right] \quad (20)$$

2 Las cifras en dólares se calcularon con una tasa de cambio de \$2.327, según cotización del 20 de abril de 2001.

3 De acuerdo con la información obtenida en el pre-muestreo.

$$VE = \frac{1}{\hat{\beta}_3} \ln \left[ 1 + \frac{\hat{\beta}_3}{\hat{\beta}_1} (-Y) \right] \quad (21)$$

donde  $\hat{\beta}_1$  es el coeficiente estimado para la variable costo de viaje,  $\hat{\beta}_3$  es el coeficiente estimado para la variable salario y  $Y$  hace referencia a la variable dependiente, es decir, el número de viajes. Las estimaciones de estas medidas de bienestar para el promedio de viajes se ilustra en la Tabla 3.

*Tabla 3. Variación compensada y variación equivalente por viajes promedio para los diferentes modelos de distribuciones discretas\**

Medida de bienestar	Poisson	Poisson T	Bneg	BnegT
Variación compensada	75.318,0	51.098,1	74.982,7	49.932,4
Variación equivalente	76.717,9	52.046,8	76.379,6	50.868,7

\* Cifras expresadas en pesos colombianos.

Con relación a la variación compensada el flujo de beneficios generados para los 409 individuos encuestados asciende a US\$ 8.776,26, mientras que para el total de la demanda éstos se incrementan a US\$ 25.642.122 y a US\$11.528.698 si se tiene en cuenta solo los individuos que visitan el Parque usando su vehículo particular; de otro lado, el nivel de beneficios generados para el período comprendido entre noviembre de 2000 y febrero de 2001, basado en una demanda de 380.000 usuarios, asciende a US\$8.153.980 y a US\$3.666.030 si se tiene en cuenta la proporción de individuos que visitan el Parque utilizando vehículo particular.

En cuanto a la variación equivalente el nivel de beneficios generados para la muestra asciende a US\$ 8.940,82, mientras que para el total de la demanda y el período en que se realizó el muestreo son del orden de US\$26.122.946 y US\$8.306.878, respectivamente. Finalmente, si se tiene en cuenta solo a los individuos que visitan el Parque utilizando vehículo particular, estas cifras son del orden de US\$11.744.877 y US\$3.734.773, respectivamente.

***B. Modelo de demanda recreacional para el caso de un cambio en los atributos del bien y cambios en el bienestar derivados de la ejecución de una política***

Se incluyeron nuevamente como variables explicadoras *COV2*, *CS2*, *Salario* y *Agua*, pero la variable dependiente es ahora *VIAJES1* que hace referencia al número de visitas que los individuos encuestados harían al Parque de hacerse efectivo el servicio de sauna y baño turco. Al igual que en la situación inicial se estimó el modelo Poisson propuesto por Shaw (1995) y el modelo de Binomial



Negativa propuesto por Englin y Shonkwiler (1995), para corregir problemas de truncación y estratificación endógena. Para cada uno de los modelos los signos coincidieron con los esperados, excepto el de la variable agua que ahora es negativo. La interpretación que puede darse a esta situación es que la inclusión de los nuevos servicios estimula muy poco a los visitantes del Parque, quienes siguen privilegiando las actividades más tradicionales relacionadas directamente con el recurso hídrico. Para el modelo Poisson los datos evidenciaron nuevamente la existencia de sobredispersión. Por lo tanto, el modelo que mejor se ajusta es nuevamente el de Binomial Negativa. La Tabla 5 presenta los coeficientes estimados para cada uno de los modelos, con un costo de oportunidad del tiempo de viaje de 40% del salario, y para el caso hipotético en que se ofrecieran los servicios de sauna y baño turco.

*Tabla 4.* Coeficientes estimados para los diferentes modelos de distribuciones discretas para el caso en que se ofrecieran los servicios de sauna y baño turco, con un COTV equivalente al 40% de la tasa de salario

Parámetro	Poisson	Poisson T	Bneg	BnegT
<i>Constante</i>	1,5710 (15,823)	1,3358 (11,959)	1,5706 (13,666)	1,1326 (7,216)
<i>COV2</i>	-0,47590E-04 (-3,431)	-0,60265E-04 (-3,861)	-0,47607E-04 (-2,671)	-0,60447E-04 (-2,582)
<i>CS2</i>	0,28964E-04 (0,829)	0,36392E-04 (0,925)	0,28123E-04 (0,730)	0,34103E-04 (0,685)
<i>Salario</i>	0,24771E-06 (4,044)	0,31398E-06 (4,547)	0,24918E-06 (3,554)	0,31881E-06 (3,503)
<i>Agua</i>	-0,24575E-01 (-0,481)	-0,30644E-01 (-0,535)	-0,24246E-01 (-0,415)	-0,29951E-01 (-0,392)
$\alpha$	...	...	0,62557E-01 (3,227)	0,22423 (4,570)

Poisson = modelo Poisson no truncado; PoissonT = modelo Poisson truncado propuesto por Shaw (1988); Bneg = modelo Binomial Negativa no truncado; BnegT = modelo Binomial Negativa truncado propuesto por Englin y Shonkwiler (1995); n = 409 observaciones; los números entre paréntesis representan valores de  $t$ .

La función de demanda por recreación para el caso en que se ofrecen los servicios de sauna y baño turco es de la forma

$$\text{Viajes1} = \exp(1,1326 - 0,000060447 \text{ COV2} + 0,000034103 \text{ CS2} + 0,00000031881 \text{ Salario} - 0,029951 \text{ Agua} + \xi) \quad (22)$$

El cálculo de las medidas de bienestar para el caso de los servicios de sauna y baño turco dentro de las instalaciones del Parque de las Aguas se desarrolló análogamente a la situación inicial. Con relación al excedente del consumidor por persona y por viaje se retomó la ecuación (16), y para el caso del excedente del consumidor para el promedio de viajes la ecuación (19), en la cual el término *VIPROM* hace referencia ahora al número de viajes promedio para la variable *VIAJES1*. Los resultados se presentan en la Tabla 5.

*Tabla 5.* Excedente del consumidor por persona y por viaje y para el número de viajes promedio ante un cambio en los atributos del bien\*

Excedente del consumidor	Poisson	Poisson T	Bneg	BnegT
Por persona y por viaje	21.012,8	16.593,4	21.005,1	16.543,3
Por viajes promedio	99.694,9	78.603,6	99.655,9	78.362,1

\* Cifras expresadas en pesos colombianos.

De acuerdo con el modelo seleccionado (BnegT) los beneficios generados para el total de la muestra, para el total de la demanda y para el período de muestreo, ascienden a US\$13.773, US\$40.241.818 y US\$12.796.561, respectivamente. Por otra parte, para la proporción de individuos que visitan el Parque en vehículo particular los beneficios estimados para la demanda anual y para la temporada muestreada, ascienden a US\$18.092.721 y US\$5.753.334. Las estimaciones para la variación compensada y la variación equivalente se presentan en la Tabla 6.

*Tabla 6.* Variación compensada y variación equivalente para el caso en que se ofrecen los servicios de sauna y turco\*

Medida de bienestar	Poisson	Poisson T	Bneg	BnegT
Variación compensada	98.483,8	77.649,3	98.438,6	77.399,3
Variación equivalente	100.947,0	79.589,8	100.914,0	79.357,6

\* Cifras expresadas en pesos colombianos.

Con respecto a la variación compensada el flujo de beneficios generados para el total de la muestra, para el total de la demanda y para la temporada que se muestreó son del orden de US\$13.604, US\$39.747.384 y US\$12.639.336, respectivamente. Para la proporción de individuos que visitan el Parque utilizando vehículo particular estas cifras son del orden de US\$17.870.424 y US\$5.682.645 para la demanda anual y la temporada muestreada, respectivamente. Por último,



para la variación equivalente estas cifras equivalen a US\$13.948, US\$40.753.043 y US\$12.959.127, respectivamente. Para la proporción de individuos que visitan el Parque en su vehículo particular estas cifras son del orden de US\$ 18.322.568 y de US\$5.826.423 para la demanda anual y la temporada muestreada, respectivamente.

Como se suponía, las medidas de bienestar calculadas para cada uno de los modelos para el caso de los servicios de sauna y baño turco son mayores que las observadas en la situación inicial, lo que sugiere que la implementación de la política generó cambios favorables en el bienestar de los usuarios del Parque. Para el modelo seleccionado (BnegT) la variación en el excedente del consumidor por persona y por viaje fue de \$345,5, es decir, 2,13% mayor. Igualmente, la ejecución de la política incrementó los beneficios en US\$4.915,47 para el total de la muestra, en US\$2.053.355 para el período de muestreo y en US\$6.457.261 para el total de visitantes en un año.<sup>4</sup> Con respecto a la variación compensada, el incremento registrado para el modelo seleccionado ascendió a \$27.466,9; aunque este incremento parece exageradamente alto (cercano al 55%), hay que tener en cuenta que el número de viajes promedio fue bastante mayor en el caso de los servicios de sauna y baño turco, con relación al número de viajes promedio para la situación inicial. Para este caso en particular, el cambio en el flujo de beneficios generados a través de la recreación fue de US\$4.827,74 para el total de los individuos encuestados, de US\$6.341.726 para el total de visitantes en el transcurso del año y de US\$2.016.615 para el período de muestreo. Finalmente, el incremento en la variación equivalente fue de \$28.488,9 y el cambio en el nivel de beneficios para el total de la muestra, para el total de la demanda y para la temporada muestreada equivale a US\$5.007,18, US\$6.577.691 y US\$2.091.650, respectivamente. Esta situación se ilustra en la Tabla 7.

*Tabla 7. Aumento en las respectivas medidas de bienestar como resultado de un cambio en los atributos del bien\**

Beneficios	Variación compensada	Excedente del consumidor	Variación equivalente
Muestra	4.827,74	4.915,47	5.007,18
Año	6.341.726	6.457.261	6.577.691
Temporada	2.016.615	2.087.304	2.091.650

\* Cifras expresadas en dólares de 2001

4 Los cálculos fueron realizados con base en los beneficios estimados para la proporción de individuos que visitan el Parque utilizando vehículo particular.



#### IV. Análisis y discusión de resultados

Para todos los modelos se cumplió que los coeficientes estimados en los modelos truncados son mayores que los coeficientes estimados para los modelos no truncados. Como consecuencia de ello es posible afirmar que las funciones de demanda derivadas de modelos truncados son más elásticas que las funciones de demanda derivadas de modelos sin truncar y, por consiguiente, que el excedente del consumidor para un modelo truncado es inferior al excedente del consumidor evaluado para un modelo sin truncar. Lo anterior coincide con los resultados obtenidos por Creel y Loomis (1990) y Cerda *et al.* (1997) en sus estudios respectivos, como se observa en la Tabla 8.

*Tabla 8.* Comparación del excedente del consumidor para el número de viajes promedio en diferentes estudios

Excedente del consumidor	Poisson	Poisson T	Bneg	BnegT
Creel y Loomis (1990) <sup>a</sup>	153,62	74,71	163,05	70,07
Cerda <i>et al.</i> (1997) <sup>b</sup>	85,53	76,69	105,75	88,20
Esta investigación <sup>c</sup>	32,66	22,16	32,52	21,66

a Creel y Loomis (1990, pág. 440); cifras expresadas en dólares de 1987; número de viajes promedio = 1,845; n = 752 observaciones.

b Cerda *et al.* (1997, pág. 90); cifras expresadas en dólares de 1996 con una tasa de cambio de \$400 pesos chilenos; n=161 observaciones; COTV equivalente al 40% del salario.

c Cifras expresadas en dólares de 2001 con una tasa de cambio de \$2.327; n = 409 observaciones.

No obstante, en algunos estudios las medidas de bienestar en modelos truncados son mayores que en los respectivos no truncados (Tabla 9). Pero al igual que los resultados de Creel y Loomis (1990) y Cerda *et al.* (1997), el estudio reciente de Zawacki *et al.* (2000) (Tabla 10) sigue ratificando con evidencia empírica la tendencia de medidas de bienestar menores en muestras truncadas.

*Tabla 19.* Excedente del consumidor por persona y por viaje para el modelo de Yen y Adamowicz<sup>a</sup>

Tipo de Muestra	Poisson	Bneg
Muestra no-truncada (n=455)	15,92	13,99
Submuestra no-truncada (n=110)	16,72	13,98
Submuestra truncada (n= 110)	63,55	46,19

a Yen y Adamowicz (1993, p. 204); cifras expresadas en dólares de 1981.

Tabla 10. Excedente del consumidor por viajes para el modelo de Zawacki *et al.* (2000)<sup>a</sup>

Tipo de Muestra	Bneg	BnegT
<i>Variable COV reducida<sup>b</sup></i>		
COTV= 25%	70,6	33,6
COTV= 50%	121,4	60,2
<i>Variable COV ampliada<sup>c</sup></i>		
COTV= 25%	128,7	67,2
COTV= 50%	161,6	83,9

a Zawacki *et al.* (2000, p. 503); cifras expresadas en dólares de 1991; los modelos truncados fueron estimados con base en una muestra de 10.303 observaciones, mientras que los modelos no truncados se estimaron con base en una muestra de 20.699 observaciones.

b Incluye componentes básicos como el costo de viaje y de estadía.

c Incluye otros componentes adicionales como equipos deportivos, etc.

Para el método seleccionado (BnegT) los parámetros estimados son significativos a un nivel de significancia de 0,05, excepto para la variable agua. Los valores del estadístico *t* para cada uno de los parámetros son inferiores a los observados en el modelo Poisson propuesto por Shaw (1988), lo que permite concluir que el modelo de Binomial Negativa truncada corrigió los problemas derivados de la sobredispersión presente en el modelo Poisson truncado. El número de viajes promedio para este modelo es de 3,11121, es decir, el número de visitas promedio que realizan los usuarios del Parque de las Aguas en el transcurso del año es de tres. También se cumple para todos los modelos que el excedente del consumidor se encuentra entre la variación compensada y la variación equivalente, relación que se cumple igualmente para el nivel de beneficios. Aunque los beneficios estimados parecen altos, dichas cifras son coherentes con el número de personas que visitan el Parque en el transcurso del año. Por ejemplo, para el año 2000 el total de visitantes fue de 1.195.000, quienes presentaron una mayor afluencia durante los meses de enero, junio, julio y diciembre, debido al período de vacaciones y a la situación de violencia que vive el país, en la cual los individuos prefieren quedarse y buscar alternativas de recreación cercanas a sus lugares de residencia.

Dado que para el modelo seleccionado el efecto del ingreso sobre el número de visitas que realiza un individuo es muy pequeño, es de esperarse que las diferencias entre el excedente del consumidor, la variación compensada y la variación equivalente sean también muy pequeñas, lo que permite concluir que la medida de



bienestar marshalliano es una buena aproximación de las medidas hicksianas. Finalmente, como estas medidas de bienestar se comportan como variables aleatorias, se tiene un modelo que puede hacer predicciones con relación al comportamiento de la demanda, teniendo como medida del costo de oportunidad del tiempo el equivalente a un 40% del salario.

De acuerdo con los datos obtenidos para el período de muestreo, el aumento en el nivel de beneficios generados a través de la recreación, es decir, la diferencia entre los excedentes del consumidor calculados ascendió a US\$2.087.304 mientras que el costo de los nuevos servicios fue de US\$28.362,7.<sup>5</sup> Como puede observarse, los beneficios excedieron a los costos en US\$2.058.941, lo que permite afirmar que la oferta de los servicios de sauna y baño turco generó beneficios netos positivos y que la administración del Parque tomó una decisión correcta al hacer efectiva la política.

### Conclusiones

La consideración del sistema de páramos y bosques altoandinos del noroccidente medio antioqueño como una zona de gran valor social y ecológico es la principal conclusión emanada de los estudios e investigaciones dirigidas a declarar esta zona como Área de Manejo Especial, específicamente en la categoría de Distrito de Manejo Integrado de los Recursos Naturales Renovables. A pesar de la distancia entre el sistema natural y el Área Metropolitana del Valle de Aburrá, se comprobó que la existencia de dicha zona contribuye a la generación de un flujo importante de beneficios al departamento de Antioquia, entre los cuales se puede citar la disponibilidad de agua como insumo en la prestación de servicios de recreación en el Parque de las Aguas. Debido al carácter estrictamente económico del problema, se estimó el valor económico de estos beneficios recreacionales.

Para efectos de comparación y dada la naturaleza de la función de demanda por recreación, se estimaron modelos con distribuciones discretas como la Poisson y la Binomial Negativa en sus versiones truncadas y no truncadas, y con base en los coeficientes estimados se calcularon las medidas de bienestar para cada uno de ellos. Como la información se obtuvo a través de encuestas en el propio sitio, la muestra presentaba características de truncación y de estratificación endógena, lo cual hizo indispensable adaptar las funciones de verosimilitud propuestas por Shaw (1988), para el caso de la distribución Poisson, y por Englin y Shonkwiler (1995) para el caso de la distribución Binomial Negativa, con el fin de corregir estos sesgos. Se estimaron modelos con un costo de oportunidad del tiempo de viaje

5 Información suministrada por las directivas del Parque.



equivalente al 30%, 40% y 50% del salario, tomando como referencia un costo de oportunidad del tiempo de viaje del 40% del salario.

Según el modelo seleccionado el nivel de beneficios para el total de visitantes en el año fue de US\$11.635.460, si se considera la proporción de individuos que visitan el Parque utilizando vehículo particular. Esta cifra es significativa si se compara con una inversión de US\$13.000.000, que en su momento permitió la puesta en funcionamiento de toda la infraestructura de recreación del Parque. Por consiguiente, sólo los beneficios intangibles derivados de la recreación cumplen un papel fundamental en la amortización de la inversión inicial.

Uno de los criterios para determinar la viabilidad de una política consiste en comparar los beneficios derivados de la prestación del servicio y los costos en los que se incurrió al ponerlos en marcha. De acuerdo con los resultados obtenidos la variación en el flujo de beneficios por la introducción de los servicios de sauna y baño turco para el período de muestreo fue de US\$2.087.304. Estos servicios entraron en funcionamiento a partir del mes de marzo de 2001 incurriendo en un costo de US\$28.362,7. El diferencial entre estas dos cifras es de US\$2.058.941 reconfirmando la gran rentabilidad inherente a la prestación de los servicios de recreación.

Los resultados también evidencian que en la medida en que se introducen nuevas atracciones en el Parque basadas en el recurso hídrico, se acrecienta la importancia de conservar una zona estratégica como los páramos de Belmira (Antioquia). Con la declaratoria de esta zona como Área de Manejo Especial se avanza indefectiblemente en una estrategia de conservación de áreas naturales, la cual requiere de desembolsos financieros que conlleven a las corporaciones autónomas regionales a diseñar un sistema de incentivos económicos que haga posible la consecución de los recursos necesarios. Como los beneficios derivados de la existencia del sistema de páramos de Belmira no están circunscritos únicamente a la zona de influencia directa, sino que se extienden al Área Metropolitana y al occidente antioqueño, los incentivos deben provenir de todos los agentes que directa o indirectamente hacen uso del agua que proviene de este sistema natural.

Con la realización de este trabajo se hace un aporte al proceso de declaratoria de esta zona como Área de Manejo Especial, ya que con los datos obtenidos se comprobó que el nivel de beneficios generados por este sistema es superior a los costos en que se ha incurrido en su declaratoria. De acuerdo con información suministrada por funcionarios de Corantioquia, los desembolsos efectuados durante el período 1995-2000 fueron aproximadamente de US\$402.044,62,<sup>6</sup> mientras que

6 Cifra que se actualizó a precios de 2001 utilizando la tasa de inflación respectiva para cada año.

el Parque de las Aguas, como uno de los beneficiarios de los servicios prestados por el sistema de páramos, generó un nivel de beneficios que solo para el período de muestreo y los visitantes en vehículo particular, exceden en más de nueve veces la inversión realizada en la zona en los últimos seis años. No cabe duda de que tanto el gobierno como los agentes que de una u otra manera se benefician de la existencia de lugares como éstos, deben dirigir sus esfuerzos a garantizar la conservación de la gran fuente generadora de servicios atribuida a los bosques del noroccidente antioqueño.

### Bibliografía

- CAMERON, A. C. y TRIVEDI, P. K. (1998), *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge University Press.
- CERDA, A., ORREGO, S., y VÁSQUEZ, F. (1997), "The economic Valuation of the Recreational Benefits of Dichato Beach (Tome-Chile)", *Lecturas de Economía*, 46: 75-94, Medellín.
- CORPORACIÓN Autónoma Regional del Centro de Antioquia (Corantioquia). (2000), *Identificación, caracterización y valoración económica de los servicios ambientales prestados por ecosistemas localizados en el área de influencia del Valle de Aburrá*, Medellín. Editorial Todográficas.
- . (1999a), *Conservación, ordenamiento y manejo del sistema de páramos y bosques alto andinos del Noroccidente medio antioqueño*. Tomo I: diagnóstico biofísico, socio-económico y socio-cultural. Medellín, BID.
- . (1999b), *Conservación, ordenamiento y manejo del sistema de páramos y bosques alto andinos del Noroccidente medio antioqueño*. Tomo II: Áreas de manejo especial, plan de manejo, programas y proyectos. Medellín, BID.
- CREEL, M. y LOOMIS, J. B. (1990), "Theoretical and Empirical Advantages of Truncated Count Data Estimators for Analysis of Deer Hunting in California", *American Journal of Agricultural Economics*, 72: 434-445.
- ENGLIN, J. y SHONKWILER, J. S. (1995), "Estimating Social Welfare using Count Data Models: an Application to Long-run Recreation Demand under Conditions of Endogenous Stratification and Truncation", *The Review of Economics and Statistics*, 77(1): 104-112.
- FEATHER, P. y SHAW, W. D. (1999), "Estimating the Cost of Leisure Time for Recreation Demand Models", *Journal of Environmental Economics and Management*, 38: 49-65.
- FREEMAN III, A. M. (1995), "The Benefits of Water Quality Improvements for Marine Recreation: a Review of the Empirical Evidence", *Marine Resource Economics*, 10: 385-406.
- FRESE, F. (1962), *Elementary Forest Sampling*, Agriculture Handbook, 232.
- HELLERSTEIN, D. (1991), "Using Count Data Models in Travel Cost Analysis with Aggregate Data", *American Journal of Agricultural Economics*, 73: 860-867.
- MADDALA, G.S. (1983), *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York, Cambridge University Press.
- McCONNEL, K. E. (1992), "On-site Time in the Demand of Recreation", *American Journal of Agricultural Economics*, 74: 918-925.



- \_\_\_\_\_. (1993), Indirect Methods for Assessing Natural Resource Damages under Cercla. En: KOPP, R. and SMITH, K. (Eds.). *Valuing Natural Assets: the Economics of Natural Resource Damage Assessment*, Washington D.C., Resources for the Future.
- ORREGO, S., y VÁSQUEZ, F. (2001), "Métodos basados en la teoría del consumidor para la valoración económica de bienes y servicios ambientales". En: VÁSQUEZ, G. (Ed.). *Jubileo de ingeniería forestal: 50 años de vida académica y profesión*, (en imprenta).
- SHAW, D. (1988), "On-site Samples Regression: Problems of Non-negative Integers, Truncation and Endogenous Stratification", *Journal of Econometrics*, 37: 211-223.
- SHAW, W.D. (1992), "Searching for the Opportunity Cost of an Individuals Time", *Land Economics*, 1(68):107-115.
- WHITEHEAD, J.C., HAAB, T. y HUANG, J. C. (2000), "Measuring Recreation Benefits of Quality Improvements with Revealed and Stated Behavior Data", *Resource and Energy Economics*, 22: 339-354.
- YEN, S. y ADAMOWICZ, W. (1993), "Statistical Properties of Welfare Measures from Count Data Models of Recreation Demand", *Review of Agricultural Economics*, 15: 203-215.
- ZAWACKI, W., MARSINKO, A. y BOWKER, J. M. (2000), "A Travel Cost Analysis of Nonconsumptive Wildlife-associated Recreation in the United States". *Forest Science*, 4(46): 496-506.

## CENTRO DE DOCUMENTACIÓN

CENTRO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS -CIE-  
UNIVERSIDAD DE ANTIOQUIA

Para desarrollar las labores de investigación, el CIE cuenta con el soporte bibliográfico del Centro de Documentación -creado en 1970-. El Centro posee una valiosa colección de más de 350 títulos de publicaciones seriadas y más de 12.000 títulos comprendidos entre libros y documentos nacionales e internacionales, así como una gran colección de *papers* de diferentes instituciones. Es, además, depositario de las publicaciones del Banco Mundial y del Fondo Monetario Internacional, lo que le permite poner a disposición de los usuarios información muy importante respecto a la economía colombiana (su mayor fortaleza) y mundial. Esta importante colección bibliográfica podrá ser consultada próximamente a través de internet en la página <http://biblioteca.udea.edu.co/>

Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Antioquia

Calle 67 # 53-108, Bloque 13, oficina 104

Teléfonos: (574) 210 58 41 - (574) 210 58 44

Telefax: (574) 233 12 49

Apartado aéreo 1226

Medellín - Colombia

Dirección electrónica: [ciedocum@agustinianos.udea.edu.co](mailto:ciedocum@agustinianos.udea.edu.co)

Página electrónica: <http://agustinianos.udea.edu.co/centrodocumentacion/>

Horario de atención -lunes a viernes-: 8 a.m.-6 p.m.