

El valor de dos espacios recreativos periurbanos en la Ciudad de México*

Value of Two Peri-urban Recreational Sites in Mexico City

*Adán L. Martínez-Cruz
y Jaime Sainz-Santamaría***

ABSTRACT

Background: Despite that urban ecosystems are exceptionally important in providing services with direct impact on people's health, security, and recreation, policy makers had largely overlooked their relevance. Non-market valuation of urban ecosystems is useful to inform cost-benefit analyses — which is particularly pressing in developing world cities, where peri-urban forests are deteriorated. We estimate the recreational value of Desierto de los Leones National Park and Dinamos Park — two peri-urban recreational sites near Mexico City.

Methods: We implement the Travel Cost Method which estimates the use value of a recreational site by inferring the annual demand for trips to such site. Demand estimation is carried out via latent class count models (LCCM) to control for the heterogeneity in preferences suggested by the presence of large number of visits from a subgroup of visitors.

Results: Desierto de los Leones receives two types of visitors, each type assigning recreational values of 2008 USD 33 and USD 12 per trip. The weighted average recreational value of Desierto amounts to USD 223 annually per per-

* Artículo recibido el 23 de octubre de 2015 y aceptado el 22 de noviembre de 2016. Los autores agradecen a Tania Fernández por la ayuda en la obtención de datos de distancia a los parques bajo estudio — información indispensable para estimar los costos de viaje a los parques sustitutos—. También le agradecen a un dictaminador anónimo de *El Trimestre Económico* sus constructivos comentarios a las versiones previas del presente trabajo. La versión en inglés de este manuscrito ("Value of Two Peri-urban Recreational Sites in Mexico City") se encuentra disponible como documento de trabajo del CIDE número DTE-608. [Traducción del inglés de Fausto José Trejo.]

** Adán L. Martínez-Cruz, profesor-investigador titular del CIDE-Región Centro e investigador asociado de la Universidad Politécnica de Suiza en Zúrich (ETH-Zurich) (correo electrónico: adan.martinez@cide.edu). Jaime Sainz-Santamaría, profesor-investigador titular del CIDE-Región Centro (correo electrónico: jaime.sainz@cide.edu).

son. Dinamos Park is visited by three types of visitors. One type accounts for a third of the visitors, and is not responsive to travel costs. The second and third types assign recreational values of, respectively, USD 2 and USD 6 per trip. The weighted average recreational value of Dinamos amounts to USD 158 annually per person.

Conclusions: We suggest that these estimates can be interpreted as lower bounds of the value of the recreational value of the forests under studies, due to Mexico City's sprawl, population increase, and the improvement in the economic conditions of its inhabitants.

Key words: peri-urban forests, recreational value, Mexico City, Desierto de los Leones, Dinamos, travel cost method, latent class count models. *JEL Classification:* Q51, Q57, C24.

RESUMEN

Antecedentes: Los encargados de políticas públicas ambientales han pasado por alto la relevancia de los ecosistemas urbanos, a pesar de que estos ecosistemas son particularmente importantes para la provisión de servicios que benefician directamente la salud, seguridad y recreación de las personas. La valoración económica de los ecosistemas urbanos es útil para informar los análisis costo-beneficio —que son urgentes en ciudades de países en desarrollo ya que son las que contienen los bosques periurbanos más deteriorados. En este documento, se estima el valor recreativo del Parque Natural Desierto de los Leones y del Parque de los Dinamos— ambos, sitios recreativos periurbanos localizados en la periferia de la Ciudad de México.

Métodos: Se implementa el método del costo del viaje. Este método estima el valor de uso de un sitio recreativo al inferir la demanda anual de viajes al lugar. La demanda se ha estimado mediante un Modelo de Conteo en su versión de Clases Latentes, lo cual permite controlar por la heterogeneidad en preferencias evidenciada por la presencia de una proporción de visitantes que concurren los lugares recreativos frecuentemente.

Resultados: El Desierto de los Leones recibe dos tipos de visitantes. Cada tipo de visitante asigna a cada viaje un valor recreativo de 33 dólares (del 2008) y 12 dólares (del 2008), respectivamente. El valor recreativo ponderado del Desierto de los Leones es de 223 dólares (del 2008) anuales por persona. El Parque de los Dinamos es visitado por tres tipos de visitantes. Un tipo de visitante representa un tercio de los visitantes totales, y no parece responder a cambios en costos de

viaje. El segundo y tercer tipos de visitantes asignan valores recreativos de, respectivamente, 2 dólares y 6 dólares por viaje. El valor recreativo ponderado del Parque de los Dinamos es de 158 dólares (del 2008) anuales por persona.

Conclusiones: Sugerimos interpretar las estimaciones reportadas como cotas mínimas del valor recreativo de los parques bajo estudio. Esto, debido a que, durante los últimos años, la Ciudad de México se ha expandido aún más, su población se ha incrementado, y las condiciones económicas de los habitantes han mejorado en promedio.

Palabras clave: bosques periurbanos, valor recreativo, Ciudad de México, Desierto de los Leones, Dinamos, método del costo del viaje, modelos de clases latentes, modelos de conteo. *Clasificación JEL:* Q51, Q57, C24.

INTRODUCCIÓN

Los ecosistemas urbanos se definen como aquellos en los que la infraestructura construida comprende una extensa porción de la superficie de determinada tierra o en los que se presenta una alta densidad poblacional (Pickett *et al.*, 2008). Dada la existencia de una gran cantidad de flujos ecológicos e interacciones que rebasan las fronteras urbanas, esta definición ha sido ampliada hasta cubrir las áreas del interior que dependen directamente de la gestión de la energía y los flujos materiales procedentes del núcleo urbano y del área periférica (Gómez-Baggethun y Barton, 2013). Esta definición más extensa incluye, entre otras, las áreas forestales periurbanas y las tierras cultivadas.

Debido a la elevada densidad que alcanzan a tener los beneficiarios, los ecosistemas urbanos revisten una excepcional importancia en el proyecto de suministrar servicios que repercutan favorable y directamente en beneficio de la gente, para garantizar su salud y seguridad y para fomentar tanto el desarrollo de su sentido estético como el uso provechoso de su tiempo de recreación (Gómez-Baggethun y Barton, 2013; Vejre, Jensen y Thorsen 2010). No obstante, los responsables de trazar las políticas en cuestión han pasado por alto en gran medida su relevancia, lo que se explica por el énfasis que durante épocas pasadas puso la comunidad internacional en los ecosistemas de grandes dimensiones que, en términos relativos, no han quedado sujetos a transformaciones (Chiesura, 2004). Recientemente, han surgido iniciativas internacionales de gran calibre en las que se subraya hasta qué punto los ecosistemas urbanos desempeñan un papel estratégico en la tarea

de preservar y mejorar la calidad de vida en las sociedades urbanizadas y, en sentido último, ayudan a fortalecer la resiliencia de una ciudad —véase McGranahan *et al.* (2005), McPhearson, Hamstead y Kremer (2014) y Berghöfer *et al.* (2011)— Si bien, a corto plazo, los costos derivados de la pérdida de los ecosistemas urbanos acaso parezcan insignificantes, en realidad pueden implicar a largo plazo costos económicos elevados (Chiesura, 2004); éstos proceden de la necesidad de restaurar y mantener los servicios públicos mediante la infraestructura construida, sin descartar la posibilidad de que sea imposible proveer algo que se aproxime siquiera hasta cierto grado a los servicios que brindaban hasta entonces dichos ecosistemas.

Así, pues, las autoridades citadinas requieren contar con valoraciones de los ecosistemas urbanos que no estén ligadas al mercado; sólo así podrán sustentar sus análisis sobre la proporción costo-beneficio. Esta necesidad es particularmente aguda en las urbes de los países en desarrollo, en virtud de la convergencia que se da entre dos factores. El primer factor es el de la brecha abismal que existe en el conocimiento acerca de los ecosistemas urbanos (Schaffler y Swilling, 2013), lo que incluye la carencia de datos sobre los servicios y sobre los beneficiarios. El segundo factor es el de la velocidad a que crecen estas ciudades, lo que se explica por la falta de claridad de las regulaciones sobre urbanización en vigor (Gómez-Baggethun y Barton, 2013); esto equivale a decir que los ecosistemas urbanos se hallan bajo un riesgo más elevado de sumirse completamente en la degradación (Krutilla, Hyde y Barnes, 1995).

El presente trabajo reúne datos sobre el costo del viaje mediante dos muestreos aplicados en el lugar para estimar el valor recreativo del Parque Nacional Desierto de los Leones (de aquí en adelante designado el Desierto) y del Parque Nacional Los Dinamos (de aquí en adelante designado Los Dinamos), dos sitios recreativos asentados en el área cercana a la Ciudad de México. Es verdad que ambos ecosistemas ya se han estudiado en su papel de reguladores de la calidad del aire y del agua —por ejemplo, Baumgardner *et al.* (2012); y Neitzel *et al.* (2014)—. Sin embargo, ha pasado desapercibida la función que cumplen como espacios destinados a la recreación. Si los servicios recreativos que suministran satisfacen las expectativas de ser económicamente significativos, ello se debe a dos razones. Primero, la Ciudad de México no ofrece nada que reemplace ni de lejos a estos dos lugares en lo tocante a actividades propias de las zonas boscosas —por ejemplo, el ciclismo de montaña o el recorrido a campo traviesa—. Segundo, estos

bosques son de fácil acceso, lo que se traduce en una elevada densidad de beneficiarios, así como en la elevada frecuencia con que concurren a ellos anualmente las personas en busca de esparcimiento.

Hay que señalar que las instituciones que están a cargo de preservar los dos sitios examinados son de naturaleza variable —lo que le añade un toque de interés a nuestro estudio—. La preservación del Desierto es responsabilidad del gobierno de la Ciudad de México. En cambio, aunque Los Dinamos integran un área natural protegida, son los miembros de una comunidad agraria quienes comparten los derechos de propiedad de su superficie; de este modo, la conservación del sitio supone la concertación de acciones por parte de los propietarios individuales y de diversas agencias gubernamentales a lo largo de múltiples escalas (por ejemplo, la federal, la municipal y la urbana).

Los datos se han analizado con base en los modelos de conteo de clases latentes, utilizados comúnmente en el examen de las variables de conteo y designados sucintamente como MCCL (en inglés, se trata de las siglas LCCM, correspondientes a *Latent Class Count Models*), lo que ha permitido controlar la heterogeneidad de preferencias que representa la afluencia de una cantidad numerosa de visitas realizadas por un subgrupo determinado (con un número máximo de 200 visitas para el Desierto y de 215 para Los Dinamos). Utilizados en una valoración no referida al mercado por primera vez por Scarpa, Thiene y Tempesta (2007), los MCCL han sido adaptados por Hynes y Greene (2013) para dar cabida a la estratificación endógena y el truncamiento, que son rasgos inherentes a las muestras realizadas en el sitio (Englin y Shonkwiler, 1995). El truncamiento se da porque las muestras *in situ* excluyen a los que no son visitantes —en otros términos, estas muestras quedan truncadas en el valor de uno—. La estratificación endógena se refiere a la mayor probabilidad que hay de sondear a visitantes frecuentes cuando se recogen muestras *in situ*. Hynes y Greene (2013) dan prueba de que aun cuando los modelos de conteo hayan sido corregidos para el muestreo en el lugar, pueden producir estimaciones sesgadas si la población bajo escrutinio presenta una heterogeneidad al ser cotejada con el impacto de las variables explicativas (lo cual ocurre, por ejemplo, cuando existe heterogeneidad en las preferencias).

El presente trabajo pretende hacer una aportación a la literatura sobre la valoración no ligada al mercado, en particular a la que se concentra en los sitios recreativos urbanos. Hay que observar que, dentro de esta bibliogra-

fía, los estudios dedicados a los sitios periurbanos integran un subconjunto relativamente pequeño. Un metaanálisis de la literatura en cuestión permite atestiguar que la mayor parte de los estudios se ha concentrado en los países desarrollados, a la vez que ha implementado valoraciones de carácter contingente y metodologías de cotización hedónica (Brander y Koetse, 2011). En contraste con los estudios previos, este trabajo se distingue, pues, por: *i)* enfocarse en los sitios periurbanos localizados en una ciudad de un país en desarrollo y *ii)* implementar el método de coste del viaje.

De acuerdo con lo que hemos encontrado en nuestras observaciones, los visitantes del Desierto y de Los Dinamos se subdividen, respectivamente, en dos y tres tipos de personas ávidas de esparcimiento. En el caso del Desierto, un tipo de visitante corresponde 82% del total de los visitantes. Este tipo fija un valor recreativo de 33 dólares (valuado en 2008) por visita y acude al Desierto siete veces al año, con lo que la cifra asciende a 230 dólares anualmente. Un segundo tipo de visitante le asigna al Desierto un valor recreativo de 12 dólares por visita, y acude a él un promedio de 16 veces al año, con lo que la cifra sube a 192 dólares anualmente.

En cuanto a Los Dinamos, existen, como dijimos, tres tipos de visitantes. Un tipo, que comprende a un tercio de los visitantes, se muestra indiferente ante los costos del viaje —esto es, no le asigna ningún valor recreativo a Los Dinamos pese a que visita el lugar cinco veces al año—. Un segundo tipo de visitante, que comprende alrededor de la mitad del total de los visitantes, le asigna un valor recreativo de dos dólares (valuado en 2008) por viaje; esta clase de visitante acude a Los Dinamos 44 veces al año, con lo que la cantidad asciende a 88 dólares anualmente. El tercer tipo, que comprende alrededor de 20% visitantes, fija un valor de seis dólares por viaje y se dirige al sitio 84 veces al año; así, le asigna a Los Dinamos un valor recreativo anual de 504 dólares. Aquí se someten a discusión los resultados al compararlos con las estimaciones obtenidas en los estudios previos, a la vez que se analiza lo que implican estas estimaciones para la política pública.

El resto del trabajo se estructura del siguiente modo. La sección I da cuenta de la literatura producida anteriormente en torno a este tema y explica de qué manera aspiramos a contribuir a ella. La sección II describe el enfoque teórico y, de modo correspondiente, la perspectiva empírica que se han empleado aquí. La sección III se ocupa de los dos estudios de caso mencionados, dando pormenores de los datos reunidos. La sección IV consigna los resultados alcanzados a partir de las especificaciones empíricas y

los valores de bienestar estimados. Al final se someten a escrutinio nuestros resultados en función de sus implicaciones para la política pública y presentan las conclusiones.

I. LOS ESTUDIOS PREVIOS

Al hablar de sitios recreativos periurbanos se hace referencia a las áreas verdes que son inmediatamente adyacentes al área urbana (Brander y Koetse, 2011). Los sitios periurbanos constituyen un subconjunto de lugares que revisten interés para los estudios especializados en los espacios abiertos (Brander y Koetse, 2011). Se trata de una literatura exigua; de hecho, ha sido objeto de al menos dos metaanálisis —véase Brander y Koetse (2011) y Periño *et al.* (2014)—. Pese a lo voluminoso de esta bibliografía, han sido escasos los estudios que hayan implementado el método de coste del viaje, y, hasta donde sabemos, ningún estudio precedente ha enfocado los sitios periurbanos ubicados en un país en desarrollo. Así, pues, nuestra aportación a ese cuerpo de trabajos es de naturaleza dual: este estudio se distingue, en primer término, por ser el primero en divulgar una estimación del valor recreativo de los sitios de esparcimiento en la zona periurbana de una ciudad integrante de un país que está en vías del desarrollo pleno; y en segundo, por llevar a cabo su propósito utilizando una metodología poco común en el ámbito de esta bibliografía, a saber, el método de coste del viaje.

La valoración no ligada al mercado de los sitios urbanos y periurbanos ha generado una cantidad suficiente de estudios para suscitar, justificadamente, al menos dos metaanálisis. El primero de ellos recoge 61 observaciones de cinco estudios originales que se enfocaron exclusivamente en Londres (Periño *et al.*, 2014). El segundo (Brander y Koetse, 2011) reúne 38 estudios originales de valoración contingente y 52 estudios originales de precio hedónico. Cabe señalar que si bien Brander y Koetse realizan un acopio de datos procedentes de todo el mundo, lo cierto es que su análisis se basa casi exclusivamente en información procedente de los Estados Unidos.

Los dos metaanálisis mencionados incluyen estudios originales cuyo centro de atención son únicamente los países en desarrollo. Por ejemplo, recurriendo a una valoración contingente, Rosenberg *et al.* (2012) obtienen sus resultados a partir de un muestreo *in situ* de personas en busca de esparcimiento que se encuentran en el bosque McDonald-Dunn de Ore-

gón, en los Estados Unidos. Tu, Abildtrup y García (2015), al igual que Vecchiato y Tempesta (2013), llevan a cabo experimentos de elección a fin de estimar el valor de los rasgos característicos de los bosques periurbanos localizados, respectivamente, en las cercanías de Nancy, Francia, y de Venecia, Italia.

En la literatura de que hablamos, las dos clases de metodologías más frecuentadas son el método de valoración contingente y el método de precio hedónico. Puede sostenerse que el método de coste del viaje no ha sido favorecido en la valoración de los bosques periurbanos en virtud de que la proximidad a las ciudades puede volver desdeñables los precios por el transporte. No obstante, en el caso presente no hay bases para razonar de ese modo, puesto que deben considerarse los altos índices de congestiónamiento de tránsito que afectan diariamente la Ciudad de México y sus alrededores; adviértase que el área metropolitana de esta urbe fue catalogada en 2014 como la segunda ciudad más congestionada en el mundo.¹

Hasta donde sabemos, sólo tres estudios han implementado anteriormente el método de coste del viaje a la hora de valorar un sitio urbano o periurbano, y, al respecto, los tres se hallan lo más cerca posible del nuestro. Dwyer, Peterson y Darragh (1983) centran su interés en los árboles urbanos y los bosques del medio oeste en los Estados Unidos; tras utilizar estas estimaciones para extrapolarlas a la nación entera, informan que el valor recreativo total de los árboles urbanos y los bosques en los Estados Unidos excedía los 2 000 dólares para 1983 (Dwyer *et al.*, 1992). Enfocándose en el Centennial Park de Sydney, Australia, Lockwood y Tracy (1995) reportan un valor que oscila entre los 23 y 33 millones (para 1995) de dólares australianos. Y Lindsey *et al.* (2004) dan la cifra de tres millones de dólares (para el año 2000) como el valor recreativo de una zona verde para excursionistas en Indianápolis.

Las razones que hay para emprender estudios semejantes valen tanto para los países desarrollados como para aquellos en vías de desarrollo; en otros términos, los servicios públicos de dichos sitios deben ser recomendables dondequiera que sea por sus buenas características, pues tienden a ser suministrados deficientemente de no mediar la aplicación de una política definida (Kotchen y Powers, 2006). Con todo, entre los casos analizados en el ámbito de las naciones desarrolladas y en el de las naciones en desarrollo persiste una

¹ Véase el Tom Tom Traffic Index 2015, disponible en http://www.tomtom.com/en_gb/trafficindex/#/

diferencia: hasta la fecha, no se ha alcanzado el mismo progreso en la tarea de estimar el valor de los sitios urbanos y periurbanos en uno y otro caso.

II. METODOLOGÍA

El método de coste del viaje (MCV) (TCM, por sus siglas en inglés, correspondientes a *travel cost method*) calcula el valor de uso de un sitio recreativo al inferir la demanda anual de viajes con ese destino. En un principio, las aplicaciones empíricas del MCV se apoyaban en los mínimos cuadrados ordinarios y, para el análisis de los muestreos *in situ*, en sus versiones truncadas o censuradas —véase Haab y McConnell (1996) y Hellerstein (1991)—. No obstante, estos modelos involucran inconvenientes cuando uno se ocupa de los viajes como una variable dependiente, debido a que ésta es de números enteros no negativos. En respuesta a ello, a comienzos de los años noventa Hellerstein y sus colaboradores desarrollaron los fundamentos teóricos y empíricos requeridos para estimar los modelos de demanda recreativa por medio de especificaciones de conteo —por ejemplo, Hellerstein (1991 y 1993) y Hellerstein y Mendelsohn (1993)—. Los modelos de conteo convencionales se basan en el supuesto de que hay una homogeneidad de preferencias entre los visitantes, pero los resultados pueden reflejar un sesgo si en ese caso la heterogeneidad registrada ha pasado desapercibida. Puede sospecharse que existe una heterogeneidad no percibida cuando el número de viajes está sujeto a una sobredispersión (Mullahy, 1997), es decir, cuando la varianza es significativamente más abundante que la media. En nuestra base de datos, hay indicios de sobredispersión debido a la alta frecuencia de visitantes —factor que, estadísticamente, incrementa la varianza respecto a la media—. Los recientes avances en econometría permiten dar cabida a la heterogeneidad no observada en las preferencias mediante las versiones de clases latentes de los modelos de conteo —véase Hynes y Greene (2013)—. Adicionalmente a estas ventajas estadísticas, los resultados alcanzados gracias a las especificaciones de clases latentes abren paso a una interpretación de valor intuitivo: en estos modelos se transparenta el comportamiento que siguen los diferentes segmentos del mercado de recreación.

La parte restante de esta sección aborda con más detenimiento los fundamentos del MCV y, asimismo, describe, en términos tanto técnicos como intuitivos, la metodología de clases latentes utilizada en este estudio.

1. *El método de costo del viaje*

El supuesto esencial del MCV es que los costos de transporte cubiertos íntegramente por el visitante y el costo de oportunidad en términos del tiempo integran en conjunto, en el total de los costos del viaje, el precio implícito de un recorrido (Freeman III, 2003). Bajo este supuesto, se puede estimar una función de demanda para el número de viajes rumbo a un sitio recreativo, lo que haría que el cálculo del excedente del consumidor (EC) sea una tarea sencilla: este excedente corresponde al área ubicada debajo de la función de demanda y por encima del precio implícito.

Hellerstein y Mendelsohn (1993) suministran la fundamentación teórica requerida para verificar empíricamente las implicaciones del MCV usando los modelos para datos de conteo. Supongamos que los individuos maximizan su utilidad estando sujetos a constricciones en el ingreso. El número de viajes que elige hacer un individuo i al comienzo de una estación (r_i) debe ser un número entero no negativo. Los observadores pueden fijar probabilidades de que se efectúe un número determinado de viajes, al igual que la probabilidad condicional del costo del viaje (C_i) y las variables de control ($\mathbf{X}_i$) (X_i) —es decir, $P(R = r_i | C_i, \mathbf{X}_i)$ —. Estas probabilidades se pueden compendiar en una función de densidad de la probabilidad. Desde esta perspectiva, la estimación de la demanda del número de viajes implica el cómputo de los parámetros de una función de densidad de la probabilidad con la demanda esperada que está asociada. En razón de la naturaleza de números enteros no negativos que poseen los viajes, la distribución Poisson surge como un candidato óptimo para modelar la demanda del número de viajes de que se tiene expectativa. La función de densidad de la probabilidad de una distribución Poisson se define como:

$$P(R = r_i) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^{r_i}}{r_i!} \quad (1)$$

Aquí el parámetro λ representa la media y la varianza de R , y se da por sentado que se comporta de manera exponencial. Esto es, $\lambda = E(R) = \exp(\delta + \beta_c C + \mathbf{X} \beta_x)$, en donde δ es un intercepto, β_c es el parámetro que capta la respuesta a los cambios en los costos del viaje y β_x es un vector de coeficientes asociados con las variables de control en un contexto de regresión.

La estimación realizada mediante un modelo Poisson arroja unos esti-

mados del coeficiente que informan el cómputo de λ condicional de los costos del viaje y de otras variables de control. De manera subsecuente, suponiendo que C_a refleja los costos del viaje observados, el excedente del consumidor esperado ($E[CS]$) se puede calcular como:

$$E[CS_i] = \int_{C_a}^{\infty} \lambda(C, \mathbf{X}; \delta, \beta_c, \beta_x) dC = - \frac{E(R | \mathbf{X}, C_a)}{\beta_c} = - \frac{\lambda}{\beta_c} \quad (2)$$

2. Aproximación econométrica

El modelo Poisson funciona como vínculo entre el MCV teórico y su contraparte empírica de especificación del conteo. De cualquier manera, las aplicaciones recientes rara vez emplean las especificaciones de este modelo en vista de que resulta impráctico dar por supuesta la igualdad entre la media y la varianza en el número de viajes. Lo que se consigna de manera muy común en los datos sobre los valores recreativos es que la varianza acaba por ser considerablemente más cuantiosa que la media; a esta condición se la llama sobredispersión.

El modelo binomial negativo es usualmente el preferido para dar cabida a la sobredispersión al tratar el intercepto λ como una variable gamma distribuida. La especificación de un binomial negativo implica la estimación de un parámetro extra: el parámetro de sobredispersión. Sin embargo, surgen complicaciones en contextos en los que la sobredispersión es demasiado extensa y las especificaciones binomiales negativas son incapaces de darle cabida. Según Hilbe (2007), un parámetro de sobredispersión más dilatado que el de 1.25 sugiere la necesidad de realizar correcciones adicionales en la especificación econométrica. Tal como señalaremos en la sección de resultados, una serie de especificaciones binomiales negativas en nuestro conjunto de datos arroja valores inverosímilmente grandes para el parámetro de sobredispersión.

En este contexto, las especificaciones de clases latentes se han propuesto como una alternativa para el manejo de la sobredispersión. En términos econométricos, ésta es equivalente a la heterogeneidad desapercibida en las preferencias (Mullahy, 1997). Hynes y Greene (2013) muestran que los modelos de conteo corregidos para el muestreo *in situ* —que es la estrategia de muestreo utilizada en este estudio— aún pueden entregar resultados sesgados que conllevan una heterogeneidad desapercibida; los autores proponen que se use, en cambio, un modelo de conteo de clases latentes (MCCL), que

concede espacio a la heterogeneidad no observada y a los rasgos *in situ*. Los estudios que siguen esta pauta incluyen el de Filippini, Greene y Martínez-Cruz (2016); el de Martínez-Cruz (2016), y el de Smith *et al.* (2016).

Así, pues, a fin de implementar un MCCL, se modifica la ecuación (1) para dar cabida a la sobredispersión y a dos características derivadas de la estrategia de muestreo *in situ*: el truncamiento y la estratificación endógena. El truncamiento tiene lugar porque los ejemplos *in situ* excluyen a los no visitantes —esto es, las muestras tomadas en el sitio se truncan en el valor de uno—. La estratificación endógena se refiere a la probabilidad más alta de recoger muestras de visitantes frecuentes a la hora de reunir muestras *in situ*.

Como ocurrió anteriormente, sea r_i el número de veces que el individuo i elige visitar un lugar recreativo en un año determinado. Desde el enfoque de clases latentes, r_i es el trazo dibujado por una población que constituye una mezcla por adición de subpoblaciones G en proporciones $\pi_1, \dots, \pi_G$, donde $\sum_{g=1}^G \pi_g = 1$, y $0 \leq \pi_g \leq 1$ para $c = 1, \dots, C$ (Cameron y Trivedi, 1998). La densidad de la mezcla para la observación i , con $i = 1, \dots, N$, está dada por:

$$f(r_i|\theta) = \sum_{g=1}^G \pi_g f_g(r_i|\theta_g) \quad (3)$$

donde cada término en la suma del lado derecho es el producto de la proporción de la subpoblación, π_g , y la densidad de la subpoblación, $f_g(r_i|\theta_g)$. Las proporciones de la subpoblación son constantes desconocidas, las cuales se estiman junto con otros parámetros, θ . θ incluye los coeficientes en la especificación de la media, $\lambda = E(R) = \exp(\delta + \beta_c C + \mathbf{X}\beta_x)$, más el parámetro de sobredispersión, α , que corresponde al binomio negativo *in situ* especificado en la siguiente ecuación de densidad:

$$f_g(r_i|r_i > 0, \theta_g) = \frac{r_i \Gamma\left(r_i + \frac{1}{\alpha_g}\right)}{\Gamma(r_i + 1) \Gamma\left(\frac{1}{\alpha_g}\right)} \left(\frac{\frac{1}{\alpha_g}}{\frac{1}{\alpha_g} + \lambda_{g,i}} \right)^{\frac{1}{\alpha_g}} \left(\frac{\lambda_{g,i}}{\frac{1}{\alpha_g} + \lambda_{g,i}} \right)^{r_i} \frac{1}{\lambda_{g,i}} \quad (4)$$

donde $\lambda_{g,i} = \exp(\delta_g + \beta_{c,g}C_i + X_i'\beta_{x,g})$ y α_g son la media y la sobredispersión de observaciones en la clase g , respectivamente. La formulación en la ecuación (4) corresponde a un tipo binomial negativo II, donde la varianza es $\lambda_{g,i} + \alpha_g \lambda_{g,i}^2$.

Los modelos binomiales negativos de clases latentes son lo bastante flexibles para permitir que un subconjunto de parámetros de sobredispersión sea de cero, en cuyo caso la densidad de la subpoblación degenera hasta integrar una densidad Poisson *in situ*:

$$f_g(r_i | r_i > 0, \theta_g) = \frac{e^{-\lambda_{g,i}} \lambda_{g,i}^{r_i-1}}{(r_i - 1)!} \quad (5)$$

Adviértase que una especificación de clases latentes puede dar cabida tanto a una heterogeneidad de interclase como a una de intraclase. La heterogeneidad de interclase queda captada por los impactos diferenciados de las variables explicativas dadas en las clases, β_g . La heterogeneidad intraclase queda captada mediante el parámetro de sobredispersión reportado para cada clase, α_g .

La función de probabilidad de un modelo de conteo *in situ* de clases latentes se expresa como sigue:

$$L = \prod_{i=1}^N f(r_i | \theta) = \prod_{i=1}^N \sum_{g=1}^G \pi_g f_g(r_i | \theta_g) \quad (6)$$

En este trabajo, la expresión (6) es maximizada al utilizar el algoritmo EM. Para un número fijo de clases o subpoblaciones, G , el paso E requiere de conjeturas iniciales acerca de las proporciones de la subpoblación, así como de coeficientes de regresión y parámetros de sobredispersión para cada clase; esto es, π_g^j para $g = 1, \dots, G$, respectivamente. Con base en estas conjeturas iniciales, el paso E calcula las probabilidades $N \times G$. Éstas se refieren a la factibilidad de que cada individuo pertenezca a cada clase determinada, esto es, $\hat{\pi}_{g,i}$ para $i = 1, \dots, N$ y $g = 1, \dots, G$. Dichas probabilidades se obtienen con la regla de Bayes, y sucede lo mismo de manera correspondiente con las probabilidades subsecuentes: $\hat{\pi}_{g,i} = \pi_g^j f_g(r_i | \theta_g^j) / \sum_{g=1}^G \pi_g^j f_g(r_i | \theta_g^j)$. El denominador corresponde a la expresión (3) evaluada en las conjeturas iniciales.

El paso M se puede dividir en dos subpasos. El paso M1 maximiza $L_g = \prod_{i=1}^N \hat{\pi}_{g,i} f_g(r_i | \theta_g)$ para $g = 1, \dots, G$, las funciones de probabilidad de las

subpoblaciones ponderadas. Los elementos a ponderar son $\hat{\pi}_{g,i}$, los cuales son estimados en el paso E. Obsérvese que las maximizaciones de la probabilidad se llevan a cabo el mismo número de veces que G , el número de clases o las subpoblaciones. El paso M1 suministra valores actualizados para los coeficientes de regresión y el parámetro de sobredispersión en cada clase, es decir, θ_g'' para $g = 1, \dots, G$.

El paso M2 actualiza las proporciones de la subpoblación, π_g'' , al calcular su valor esperado, que es el promedio de $\hat{\pi}_{g,i}$ para $g = 1, \dots, G$. Tanto el paso E como el M se repiten hasta que el cambio ocurrido en el valor de función de la probabilidad sea más pequeño que el nivel de tolerancia definido por un usuario. Adviértase que este método de estimación es de naturaleza semiparamétrica, puesto que no requiere que existan supuestos distributivos para obtener las proporciones de la subpoblación, π_g —véase McLachlan y Peel (2000), Train (2008), Wedel *et al.* (1993), para más detalles—.

La estimación del número de clases no forma parte del algoritmo EM. El procedimiento seguido para definir el número de clases involucra la implementación de dicho algoritmo tantas veces como se suponga la existencia de clases, comenzando con las dos clases e incrementando de forma secuencial este número. El número óptimo de clases corresponde a la especificación que efectúe la operación más destacada de acuerdo con los criterios de información sobre la probabilidad —el de Akaike (AIC) o el de Bayes (BIC)—. El uso de los criterios de probabilidad depende de condiciones de regularidad que se cumplen al aplicar los modelos de conteo convencionales, lo cual no siempre ocurre con los modelos de mezcla (Leroux, 1992). Respecto al caso de AIC, Burnham y Anderson (2002) demuestran que si los modelos de mezcla arrojan estimaciones paramétricas que se hallan considerablemente lejos de los límites del espacio de parámetro, el criterio de Akaike ofrece un instrumento válido para la comparación de modelos. La condición requerida se satisface cuando el modelo de mezcla no suministra probabilidades mezcladas de igual valor ni un grupo en el que la probabilidad mezclada se halla muy próxima a uno o a cero. Desafortunadamente, no se han reportado resultados similares en el caso de BIC. Aun así, como se observará, en nuestras aplicaciones ambos criterios desembocan en conclusiones que apuntan en la misma dirección.

Con la función de probabilidad de los modelos de mezcla de carácter finito son múltiples los máximos locales que se pueden alcanzar. Así, pues,

se emplean diferentes conjuntos de valores de arranque para asegurarse de que haya una convergencia entre el algoritmo y el máximo global.

Una vez que se han estimado los parámetros de regresión y sobredispersión, se vuelve posible calcular las medidas de bienestar correspondientes a cada clase. En otras palabras, para la clase g .

$$E[CS_g] = \int_{C_{a,g}}^{\infty} \lambda(C, \mathbf{X}; \delta_g, \beta_{c,g}, \beta_{x,g}) dC = -\frac{\lambda_g}{\beta_{c,g}} \quad (7)$$

3. Interpretación intuitiva de los modelos de clases latentes

La interpretación de los resultados que proponen los modelos de clases latentes está fundada en la intuición, y guarda utilidad para los fines que se asignen en materia de política pública. Se puede inferir que los individuos pertenecientes a una clase específica manifiestan preferencias idénticas por los sitios recreativos que estudiamos aquí (Scarpa y Thiene, 2005). Tomada en préstamo de la práctica de la mercadotecnia, esta conceptualización equivale a llevar a cabo una segmentación del mercado examinado. Los individuos ubicados en cada segmento reaccionan exactamente del mismo modo a las variables incluidas en la especificación econométrica. En el caso presente, resulta especialmente interesante la reacción al costo del viaje. Por ejemplo, al tener claro cuáles segmentos de visitantes reaccionan con mayor intensidad y cuáles se muestran impasibles (esto es, los segmentos con el nivel más alto y el más bajo de elasticidad en los precios), los responsables de trazar la política respectiva, a la hora de considerar la posibilidad de fijar una cuota de entrada, tienen la oportunidad de ponderar cuál es el impacto de mayor fuerza y cuál el de menor contundencia en términos del número de visitas canceladas. Asimismo, al observar el tamaño relativo de los segmentos, quedan facultados para diseñar las políticas dirigidas al segmento más grande o al más pequeño; se trata de una aptitud que reportará no pocas ventajas, ya sea que se pretenda tener resonancia entre un número reducido de personas o en un conglomerado más vasto. Finalmente, la información extra que traen aparejada las especificaciones sobre clases latentes encierra utilidad en la medida en que permite averiguar quiénes saldrán ganando o perdiendo en el caso de llevar a efecto determinadas políticas, lo cual es un factor clave para encarar las preocupaciones en materia de justicia ambiental.

III. DATOS

Tal como se ilustra en el mapa 1, ambos objetos de estudios se localizan al suroeste de la Ciudad de México. Los polígonos A y B en dicha figura remiten a los límites oficiales del Desierto y de Los Dinamos, respectivamente. Ambos parques se ubican íntegramente dentro de los límites de la Ciudad de México pero no son parte integrante del núcleo del área urbana. En otros términos, son inmediatamente adyacentes a ésta; de ahí que deban definirse como zonas periurbanas (Brander y Koetse, 2011).

Se realizaron estudios de campo, uno por cada sitio recreativo. La variable dependiente refiere el número de visitas al sitio de esparcimiento que se llevaron a cabo en los 12 meses previos a las entrevistas. Con el propósito de calcular el gasto que conlleva trasladarse al lugar, ambos estudios recogieron datos acerca de los costos de transporte cubiertos íntegramente por el visitante, el costo de oportunidad en términos del tiempo y el ingreso mensual de los sujetos. A fin de estimar los costos de viaje a un lugar sustituto, se ha considerado el código postal de los encuestados a la hora de calcular el tiempo de traslado al área forestal más cercana de entre las que se encuentran dentro de la urbe. También se obtuvo información sobre la finalidad principal a que responde el viaje, dado que, según se ha consignado en estudios previos, ésta va ligada a una serie de pautas específicas que se siguen en las visitas. Por último, recolectamos variables convencionales de control socioeconómico, tales como el género, la edad, el número de hijos que viven en casa y el nivel educativo.

El resto de esta sección proporciona primeramente, más detalles sobre el cálculo de los costos de viaje; luego, una delineación de las variables de control incluidas en las especificaciones econométricas y al final una descripción sucinta de cada uno de los sitios recreativos bajo escrutinio.

1. *El Desierto de los Leones*

La información sobre el Desierto se obtuvo en 2003. Los encuestados fueron abordados cuando entraban por la puerta más concurrida del parque: la de La Venta. De un total de 370 encuestas, aquí se analizan 336, en virtud de que la información que transmiten es suficiente para atender las especificaciones econométricas. Al recabar los datos en dos olas, se pretendía abarcar las vacaciones de invierno y primavera, por un lado, y el periodo de actividades

MAPA 1. *Ubicación del Parque Nacional Desierto de los Leones (A) y del Parque Nacional Los Dinamos (B)*



de primavera, por otro. Debemos aclarar que los datos habían sido objeto de un análisis previo, el que emprendió Martínez-Cruz (2005) mientras llevaba a cabo su investigación para la tesis de licenciatura. Ahora bien, su trabajo pasó de largo ante el fenómeno de la heterogeneidad no observada e ignoró los peligros potenciales que entraña una omisión semejante.

El Parque Nacional Desierto de los Leones comprende 18.66 km², y 26% de su superficie está deforestada o sufre degradación hasta cierto nivel. La Ciudad de México comprende 1 495 km², y 10.15% de su superficie se encuentra en estado de protección; cabe destacar que el Desierto constituye alrededor de 12% de esa área protegida. La visita al Desierto nos depara la oportunidad de disfrutar de una vista panorámica excepcional: un escenario forestal cuya preservación no tiene par en la Ciudad de México. Se calcula que lo visitan anualmente unas 205 500 personas. Éstas llevan a cabo dos actividades de esparcimiento, principalmente la de recorrer el antiguo monasterio que se ubica dentro del parque y la de ejercitarse en el alpinismo de montaña. Las personas que se dedican a la primera actividad

suman aproximadamente 204 000; las que se consagran a la segunda, alrededor de 1 500 (cifra por año en ambos casos). No es de sorprender que el Desierto se halle sujeto a la presión derivada de la expansión urbana. Dentro de su área poligonal está prohibida la construcción de edificaciones y la extracción de recursos de su superficie boscosa. Sin embargo, la gradual expansión de las cinco poblaciones inmediatamente adyacentes al perímetro del Desierto amenaza de manera constante con socavar los esfuerzos de su preservación íntegra. Estos cinco conglomerados albergan una población de alrededor de 150 000 personas. La preservación del Desierto corre a cargo del gobierno de la Ciudad de México —véase Martínez-Cruz (2005) para más detalles—.

2. *Los Dinamos*

La información sobre Los Dinamos fue recabada en 2006 durante las vacaciones de invierno y en el periodo de actividades. Se abordó a los encuestados en la entrada más concurrida del parque: la conocida como Primer Dinamo. En el presente trabajo se ha resuelto analizar, de un total de 190 encuestas, 168 observaciones, en virtud de que transmiten suficiente información. Inicialmente reunidos con el objetivo de replicar el estudio de Martínez-Cruz (2005), los datos no han sido reportados previamente en ningún lugar y tampoco se ha dado a conocer su análisis.

Los Dinamos conforman un área natural protegida y denominada Bosques de la Cañada de Contreras, que abarca alrededor de 30 km². Empero, el acceso a la mayor parte de esta área en estado de protección es intrincado y ha quedado sujeto a restricciones. Las actividades recreativas se llevan a cabo primordialmente en el área más próxima a la expansión urbana —véase el polígono B en la gráfica 1—. Esta zona se denomina precisamente Parque Los Dinamos, y se extiende alrededor de 0.5 km² —véase Jujnovsky, Galván, Mazari-Hiriart (2013) para más detalles—. La visita a este parque brinda la oportunidad de pasar junto a la corriente desbordada de su cauce natural, la cual constituye la escorrentía de agua perenne más importante de la Cuenca de México (Neitzel *et al.*, 2014). Debemos precisar que no se dispone de estimaciones oficiales sobre el número de personas que visitan el lugar. Son dos las actividades de esparcimiento más populares: la de rondar de uno a otro punto al azar y probar bocados en una fonda o restaurante —la opción escogida por la mayoría de los visitantes— y la de trotar o correr a

lo ancho del terreno —la preferencia de una porción de gente—. El Parque Nacional Los Dinamos pertenece a los miembros de una comunidad agraria llamada Santa Magdalena Atlitlic. Los individuos que la integran deciden el uso que ha de darse a los recursos de su propiedad comunal. Ellos deben tener muy en cuenta el grado en que ha crecido la urbe en las inmediaciones del parque —cuestión que ha sido documentada por Eguiarte *et al.* (2002)—. A fin de prevenir que prosiga esta expansión, el gobierno federal ha compensado a los miembros de Santa Magdalena Atlitlic al dar a cada uno aproximadamente 30 dólares (valuado en 2008) por cada hectárea que se comprometan a preservar como área boscosa —véase Neitzel *et al.* (2014) para mayores detalles—.

3. *Costos del viaje*

Los costos totales del viaje a un sitio recreativo se han de calcular considerando los gastos de transporte cubiertos íntegramente por el visitante (por ejemplo, la gasolina) y el valor del tiempo invertido en llegar al lugar. En verdad, puede decirse que no es tarea sencilla definir el costo de oportunidad en términos del tiempo en que transcurre el viaje: si bien puede recurrirse a la teoría económica para fundamentar la estrategia de asignar una tasa salarial por hora —véase Cesario (1976)—, el costo de oportunidad de una hora puede diferir dependiendo de si los individuos efectivamente están desempeñando en ese lapso una actividad productiva. Por dar un ejemplo, una persona con empleo puede decidir salir rumbo a un parque en determinado día debido a que durante ese tiempo nadie demanda el ejercicio de sus aptitudes o habilidades; a la inversa, alguien puede resolver que irá de visita al sitio recreativo porque está desempleado. El costo de oportunidad del tiempo determina en sentido último las estimaciones sobre el bienestar; de ahí que se hayan realizado extensas investigaciones al respecto.

Cesario (1976) inició esta línea de investigación; lo siguió una serie de estudiosos que han integrado una bibliografía nutrida: Bockstael, Strand y Hanemann (1987), Feather y Shaw (1999) y McConnell y Strand (1981). A comienzos de la década de 2000, estos trabajos habían acordado establecer una variación de 25 a 50% del salario por hora y considerarla un costo de oportunidad razonable en términos del tiempo de viaje (Azevedo, Herri-ges y Kling, 2003; Von Haefen y Phaneuf, 2003). Unos estudios bastante

recientes han revaluado estos valores —por ejemplo, Fezzi, Bateman y Ferrini (2014) y Wolff (2014)—. En general, esta última ola de investigaciones apunta en dirección de valores relativos más elevados; Fezzi, Bateman y Ferrini (2014) sugieren 75%, y Wolff (2014) confirma que 50% es un costo de oportunidad válido. No obstante, aún hace falta que se divulguen estos nuevos valores entre las aplicaciones empíricas del costo del viaje, según se desprende del hecho de que en las realizadas en fecha reciente aún se juzgó que un tercio era una buena estimación del costo de oportunidad del tiempo —por ejemplo, Blaine *et al.* (2015)—.

En nuestro estudio se da por sentado que el costo de oportunidad del tiempo de viaje corresponde a la mitad de la tasa salarial, dado que este valor es confirmado tanto por los estudios iniciales sobre el tema como por los emprendidos en últimas fechas. El costo del viaje redondo individual se calcula al añadir los gastos cubiertos por el individuo al costo de oportunidad del tiempo de viaje. Los desembolsos hechos por el individuo corresponden ya sea al boleto del autobús o a la compra de gasolina. Al estimar los costos de gasolina se da por supuesta una velocidad promedio de 45 km por hora y un promedio de eficiencia del combustible de 34 km por galón (esto según la Asociación Mexicana de Automovilistas).

Durante la encuesta no se logró obtener los costos relativos al sustituto más cercano. A cambio de ello, se emplea el código postal del encuestado para calcular el tiempo de viaje al parque forestal urbano más próximo que se localice dentro de la Ciudad de México. Se consideraron seis parques urbanos, a saber, Bosques de Aragón, el Bosque de Chapultepec, el Bosque de Tlalpan, el Bosque de Cerro de la Estrella, el Bosque del Ajusco y el Bosque del Tepeyac.

4. *Variables de control*

Las especificaciones econométricas empleadas en este estudio incluyen, además del costo del viaje al sitio observado y el costo del viaje al sustituto más cercano, seis variables de control: el propósito principal de la visita, si el encuestado va o no acompañado por niños, el género del encuestado, su edad, sus ingresos y su nivel educativo.

Ejercemos control sobre el propósito principal de la visita porque lo más común en la actualidad es que las personas que acuden al sitio deseen practicar deportes. En el caso del Desierto, esta variable es dicotómica: se

adopta el valor de 1 cuando el motivo esencial es practicar el ciclismo, y el de 0 si se trata de otra cosa. En el caso de Los Dinamos, se maneja asimismo una variable dicotómica: se adopta el valor de 1 cuando el motivo esencial es trotar o correr, y el de 0 si ocurre algo distinto. De acuerdo con nuestras expectativas, los ciclistas y corredores emprenden más viajes en promedio.

Las variables que tienen en cuenta la presencia de niños adoptan el valor de 1 si el encuestado realiza la visita en compañía de al menos un menor de edad, y el valor de 0 si ocurre algo diferente. Ejercemos el control para cubrir el caso en que el encuestado lleva niños porque esta compañía puede dar lugar a costos más elevados tanto en el rubro monetario como en el no monetario. Por ejemplo, los infantes pueden incrementar el costo de oportunidad del tiempo de viaje, pues es forzoso hacer paradas no previstas. Según nuestras expectativas, los visitantes acompañados de niños emprenden menos viajes en promedio.

Las otras cuatro variables de control captan las características socioeconómicas convencionales —las referidas al género, la edad, los ingresos y la educación— que, según se espera, deben impeler a los sujetos a tomar la mayoría de las decisiones económicas. Los ingresos mensuales son reportados por el individuo y se miden en miles de pesos mexicanos (PM); la educación se mide por el número de años. La teoría no ofrece indicios de que se puedan esperar signos, específicamente vinculaciones entre los parámetros del género, la edad y el nivel educativo.

De acuerdo con nuestro planteamiento, no se puede esperar que exista un signo relativo a la elasticidad del ingreso debido a que la evidencia a partir de los resultados empíricos es muy variada. Desde la perspectiva teórica, si el artículo o producto bajo observación es un bien común y corriente, entonces es de esperar que la elasticidad del ingreso sea positiva. Ahora bien, aun cuando algunas investigaciones enfocadas en los espacios abiertos (entre ellos los sitios periurbanos) han reportado una elasticidad del ingreso de carácter positivo, otros estudios no han revelado que exista ningún efecto significativo del empleo, y aun algunos estudios reportan elasticidades del ingreso negativas —véase Brander y Koetse (2011) para las referencias específicas—. Una elasticidad del ingreso de signo negativo es un resultado razonable: resulta posible que, más allá de cierto nivel de ingreso, la gente prefiera comprar un área verde, trátase de un jardín o de una casa de verano (Brander y Koetse, 2011).

5. *Estadística descriptiva*

Los cuadros 1 y 2 muestran la estadística descriptiva de la variable dependiente (el número de viajes), los costos del viaje realizado tanto al lugar objeto de nuestro examen como al sustituto más próximo y, en fin, las variables de control adicionales que se han incluido en las especificaciones empíricas. El cuadro 1 consigna las cifras para el Desierto; el segundo, aquellas referidas a Los Dinamos.

Respecto al número de viajes, ambos cuadros ilustran una característica distintiva de los sitios recreativos urbanos y periurbanos: el de contar con visitantes que acuden a ellos con gran frecuencia. El número promedio de viajes al Desierto es de ocho, y el máximo de 200. En cuanto a Los Dinamos, el número promedio es de 41 y el máximo de 215. Estadísticamente, esta pauta en las visitas refleja la considerable dispersión de la variable dependiente. Es en vista de la magnitud de esta dispersión que utilizamos especificaciones de clases latentes, lo cual obedece a que los modelos convencionales, ya sea el de Poisson o el binomial negativo, no pueden por lo común dar albergue a un fenómeno tan vasto.

En términos de costos del viaje redondo a cualquiera de los sitios bajo observación, los dos cuadros ilustran valores semejantes. En el caso del Desierto, el costo del viaje promedio es de 39 PM, con un mínimo de 1.43 PM y un máximo de 299 PM. Respecto a Los Dinamos, el costo de viaje promedio es de 40 PM, con un mínimo de 0.85 PM y un máximo de 276 PM. Los costos del viaje a los sustitutos más cercanos fluctúan entre valores similares a los de los sitios considerados. El costo de viaje promedio a un sustituto es de 66 PM y 59 PM tratándose, respectivamente, del Desierto y de Los Dinamos.

De las 336 personas encuestadas en el Desierto, 18% son ciclistas de montaña. De las 168 encuestadas en Los Dinamos, 10% practica la carrera o el trote campestre. La proporción de individuos que acuden al Desierto acompañados de niños rebasa a la de quienes van solos: 63% *vs.* 30%. La proporción de varones que visitan el mismo lugar rebasa a la de las mujeres: 50% *vs.* 36%. En ambos sitios la edad promedio de los encuestados es de 37 años, aproximadamente. Los que van al Desierto perciben, en promedio, un ingreso mensual más alto y cuentan con un número mayor de años de estudio que sus pares en Los Dinamos: 12 000 PM *vs.* 6 000 PM, y 14 años de estudio *vs.* 12.

CUADRO 1. *Estadística descriptiva de las variables incluidas en las especificaciones empíricas, Parque Nacional Desierto de los Leones*

(n = 336)

	<i>Media</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Viajes en 2003	8.12	20.10	1.00	200.00
Costo viaje redondo individual ^a	38.35	47.59	1.43	298.57
Costo viaje sustituto más próximo ^{a,b}	65.75	75.18	1.50	350.36
Ciclista ^c	0.18	0.39	0.00	1.00
Acompañado por niños ^c	0.63	0.48	0.00	1.00
Género ^c	0.36	0.48	0.00	1.00
Edad en años	36.67	10.66	17.50	55.00
Ingreso mensual ^d	11.71	9.73	0.15	33.00
Educación en años	13.68	4.42	0.00	20.00

^a Pesos mexicanos (PM).^b Seis posibles sustitutos: Aragón, Chapultepec, Tlalpan, Cerro de la Estrella, Ajusco y Tepeyac.^c 1 si se observa la característica (1 es mujer).^d En miles de PM.CUADRO 2. *Estadística descriptiva de las variables incluidas en las especificaciones empíricas, Parque Nacional Los Dinamos*

(n = 168)

	<i>Media</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Viajes en 2003	41.03	59.82	1.00	215.00
Costo viaje redondo individual ^a	40.43	50.03	0.85	276.36
Costo viaje sustituto más próximo ^{a,b}	58.75	65.18	0.10	305.36
Ciclista ^c	0.10	0.30	0.00	1.00
Acompañado por niños ^c	0.30	0.46	0.00	1.00
Género ^c	0.50	0.50	0.00	1.00
Edad en años	36.85	12.12	15.00	67.00
Ingreso mensual ^d	5.99	5.45	1.20	32.50
Educación en años	11.48	3.99	3.00	19.00

^a Pesos mexicanos (PM).^b Seis posibles sustitutos: Aragón, Chapultepec, Tlalpan, Cerro de la Estrella, Ajusco y Tepeyac.^c 1 si se observa la característica (1 es mujer).^d En miles de PM.

IV. RESULTADOS

1. *Modelos binomiales negativos in situ*

Los cuadros 3 y 4 reportan resultados a partir de especificaciones binomiales negativas *in situ*, las cuales han sido enmendadas para dar cabida a la

estratificación endógena y el truncamiento. El cuadro 3 remite a las visitas al Desierto, mientras que el número 4 remite a las visitas a Los Dinamos. Mostramos los resultados a partir de las especificaciones binomiales negativas *in situ* a fin de destacar la tesis de Hynes y Greene (2013), según la cual los modelos de conteo convencionales que han sido corregidos para contemplar la estratificación endógena y el truncamiento pueden todavía entregar estimaciones sesgadas, dado que no se ha dado espacio a la heterogeneidad. Para formular o suscribir esta tesis, basta con conceder atención a los parámetros de sobredispersión y de costo del viaje.

El parámetro de sobredispersión, α_g , en la ecuación (4), nos da elementos para determinar si es posible que en la distribución empírica del número de viajes, la media y la varianza sean idénticas (supuesto del que parte Poisson). Si este parámetro es de cero, entonces puede esperarse que la distribución de Poisson se ajuste al comportamiento de los datos empíricos. Entre más extenso sea el parámetro de dispersión, menos probable resultará que el modelo de Poisson se amolde a los datos. Tal como lo señaló Zeltermán (2006), el modelo binomial negativo sólo encierra significación cuando el parámetro de sobredispersión es razonablemente pequeño. Esto es: para una gama de valores del parámetro de sobredispersión, una especificación binomial negativa constituye una alternativa sensata a un Poisson. Hilbe (2007) sugiere que un parámetro de sobredispersión de una magnitud mayor a 1.25 indica que hace falta realizar correcciones adicionales en una especificación binomial negativa.

Los cuadros 3 y 4 ilustran la manera en que se pueden usar los estimados del parámetro de sobredispersión para juzgar cuán confiable resulta una especificación binomial negativa. En el cuadro 3, referente al Desierto, la primera especificación arroja un parámetro de sobredispersión por encima de 1 000, que es una cifra increíblemente grande. Las otras cuatro especificaciones, que tienen bajo control las características socioeconómicas adicionales, producen resultados más razonables (de aproximadamente 3.30), pero que se hallan por encima de los 1.25 sugeridos por Hilbe (2007). El cuadro 4, referente a Los Dinamos, reporta valores aún más grandes del parámetro de sobredispersión, con una variación de 4 910 a 163 057. Adicionalmente, algunas de las estimaciones hechas en ambos casos no difieren estadísticamente de cero, lo que se compagina con la presencia de visitantes de alta frecuencia. Estos estimados sugieren enfáticamente que las especificaciones binomiales negativas *in situ* son in-

CUADRO 3. *Especificaciones binomiales negativas in situ. Parque Nacional Desierto de los Leones. Variable dependiente: viajes en 2003*

($n = 336$)

	I	II	III	IV	V
Constante	-11.40*** (0.76)	-2.62*** (0.76)	-2.86*** (0.80)	-2.96*** (0.81)	-3.30*** (0.89)
Costo ^{a,b}	0.01 (0.01)	-0.02 (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.03 (0.03)
Sustituto ^{a,b}	0.03 (0.08)	0.05 (0.06)	0.05 (0.06)	0.04 (0.05)	0.05 (0.05)
Ciclista		4.66*** (0.22)	4.59*** (0.25)	4.71*** (0.19)	4.60*** (0.25)
Costo*ciclista		0.03 (0.04)	0.03 (0.04)		0.03 (0.04)
Niños			-0.05 (0.20)	-0.04 (0.20)	-0.02 (0.20)
Género			0.07 (0.19)	0.08 (0.19)	0.10 (0.19)
Edad ^a			0.07 (0.08)	0.07 (0.08)	0.09 (0.08)
Ingreso ^c			0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)
Educación					0.03 (0.02)
α^d	604.251	3.61	3.28	3.38	3.26
LL ^e	-1 017.76	-485.43	-484.02	-484.31	-483.18
$-2\ln(Lr/Lu)$	0.86	1 065.50	1 068.33	1 067.75	1 070.01

^a A escala de 10.

^b Prueba de una cola.

^c A escala de 1 000.

^d Parámetro de sobredispersión.

^e Probabilidad.

* Valor $p < 0.10$; ** Valor $p < 0.05$; *** Valor $p < 0.01$. Errores estándar entre paréntesis.

capaces de dar cabida a la sobredispersión de que dan evidencia nuestros conjuntos de datos.

Se puede alcanzar una comprensión más profunda acerca de las deficiencias habidas en el modo de operar de las especificaciones binomiales negativas cuando dirigimos la atención a los parámetros de costo del viaje. En el cuadro 3, las cinco especificaciones sobre el caso del Desierto proveen estimados del parámetro de costo que vienen a ser insignificantes. Este resultado no guarda consistencia con el supuesto esencial del marco de costo del viaje: que los individuos perciben los cambios en los costos del mismo

CUADRO 4. *Especificaciones binomiales negativas in situ. Parque Nacional Los Dinamos. Variable dependiente: viajes en 2003*

($n = 168$)

	I	II	III	IV	V
Constante	-7.88*** (0.38)	-7.41*** (0.31)	-5.19*** (1.55)	-5.68*** (1.28)	-3.94** (1.87)
Costo ^{a,b}	-0.21*** (0.02)	-0.23*** (0.02)	-0.21*** (0.02)	-0.19*** (0.02)	-0.20*** (0.02)
Sustituto ^{a,b}	0.13 (0.09)	0.12 (0.08)	0.12 (0.08)	0.11 (0.08)	0.11 (0.08)
Corredor		0.79*** (0.29)	0.92*** (0.30)	1.18*** (0.27)	0.90*** (0.30)
Costo*corredor		0.09** (0.04)	0.08* (0.05)		0.07 (0.05)
Niños			-0.56*** (0.19)	-0.55*** (0.19)	-0.51*** (0.20)
Género			0.69*** (0.17)	0.68*** (0.17)	0.70*** (0.17)
Edad ^a			-0.08 (0.07)	-0.08 (0.07)	-0.08 (0.07)
Ingreso ^c			-0.05*** (0.02)	-0.05*** (0.01)	-0.04*** (0.02)
Educación					-0.03* (0.02)
α^d	163 057***	91 310***	12 005	19 496	4 910
LL ^e	-730.34	-717.52	-700.89	-702.45	-699.23
$-2\ln(Lr/Lu)$	181.42	181.42	181.42	181.42	181.42

^a A escala de 10.

^b Prueba de una cola.

^c A escala de 1 000.

^d Parámetro de sobredispersión.

^e Probabilidad.

* Valor $p < 0.10$; ** Valor $p < 0.05$; *** Valor $p < 0.01$. Errores estándar entre paréntesis.

y responden a ellos de la misma manera en que lo harían ante los cambios en las cuotas de entrada (Freeman III, 2003). De ello se deriva que los parámetros de costo que están desprovistos de significación seguramente se han de interpretar como evidencia de que el método del costo del viaje es inapropiado para modelar la demanda de recreación en el caso del Desierto. Éste podría ser el caso. No obstante, una explicación alternativa para la insignificancia en cuestión es que la heterogeneidad no observada está enmascarando la auténtica relación entre los viajes y el costo del viaje. Existen posibilidades de que las especificaciones binomiales negativas no puedan

desenmascarar esta relación si no se ha dado cabida debidamente a la sobredispersión. Esta explicación alternativa guarda consistencia con el descubrimiento de que los modelos de conteo truncados arrojan estimaciones sesgadas cuando no se ha contemplado la dispersión (Grogger y Carson, 1991; Hynes y Greene, 2013). En consecuencia, siguiendo la sugerencia de Hynes y Greene (2013), indagamos si las especificaciones de conteo de clases latentes encierran utilidad en este contexto.

2. Modelos de conteo de clases latentes

Los modelos de conteo de clases latentes se fundan en estimaciones que parten del supuesto de la densidad binomial negativa *in situ* para cada clase. El número óptimo de clases se elige con base en estas especificaciones. Mientras se mantiene fijo el número de clases que se ha elegido, se añade mayor flexibilidad al permitir que todas ellas, salvo una, sean descritas con una densidad Poisson *in situ*. Las especificaciones adicionales se estiman al efectuar un decrecimiento secuencial del número de clases descritas como Poisson. Todas las especificaciones se han de comparar aplicando los criterios informativos de Akaike (AIC) y de Bayes (BIC).²

En el cuadro 5 hacen su aparición AIC y BIC para cada especificación de clases latentes. La demanda de actividades recreativas en el Desierto se expresa de manera más ajustada mediante un modelo de dos clases. Una de estas clases es descrita mediante un binomial negativo *in situ* y la otra mediante un Poisson *in situ*. La demanda recreativa en Los Dinamos se expresa de manera más ajustada mediante un modelo de tres clases. Dos de estas clases se describen por binomiales negativos *in situ* y una tercera clase mediante un Poisson *in situ*.

Los cuadros 6 y 7 reportan resultados de los modelos de clases latentes preferidos. El cuadro 6 transmite los resultados acerca del Desierto, mientras que el otro 7 consigna los referentes a Los Dinamos. Ambos conjuntos de resultados ilustran el hecho de que las especificaciones de clases latentes son capaces de superar el escollo representado por las dos inconsistencias observadas en las estimaciones binomiales negativas *in situ*, de las que se da noticia en los cuadros 3 y 4.

² La expresión general para los criterios de información es $C = -2\ln L + J/k$, donde $\ln L$ es la probabilidad logarítmica del modelo en estado de convergencia, J es el número de parámetros estimados en el modelo y k es una constante de castigo. Se obtiene AIC cuando $k = 2$, y BIC cuando $k = \ln(N)$.

CUADRO 5. *Criterios de probabilidad para elegir los números óptimos de clases^a*

<i>Modelo</i>	<i>Clases</i>	<i>Probabilidad</i>	<i>Parámetros</i>	<i>AIC</i>	<i>BIC</i>
Parque Nacional Desierto de los Leones					
BNIS	1	-484	8	984	1 015
BNIS	2	-440	16	912	973
BNIS	3	Sin convergencia	24	n. d.	n. d.
BNIS + PIS	2 (1, 1) ¹	-434	15	898	956
Parque natural Los Dinamos					
BNIS	1	-702	8	1 420	1 445
BNIS	2	-576	16	1 185	1 235
BNIS	3	-552	24	1 153	1 228
BNIS	4	Sin convergencia	32	n. d.	n. d.
BNIS + PIS	3 (1, 2) ^b	-527	22	1 098	1 167
BNIS + PIS	3 (2, 1) ^b	-517	23	1 080	1 152

^a BNIS y PIS: binomial negativo *in situ* y Poisson *in situ*, respectivamente.

^b Los números en paréntesis remiten al número de clases modeladas como BNIS y PIS, respectivamente. n. d.: no disponible.

En primer lugar, en contraste con los resultados reportados en los cuadros 3 y 4, las especificaciones de clases latentes arrojan parámetros de sobredispersión que están dotados de una magnitud plausible. Para el caso del Desierto, el cuadro 6 muestra cómo la descripción de la clase 1 por un parámetro de sobredispersión de 1.10 y la de la clase 2 por un parámetro de sobredispersión de cero. Para el caso de Los Dinamos, el cuadro 7 reporta unos parámetros de sobredispersión de 0.20, 1.19 y cero para, respectivamente, las clases 1, 2 y 3. Todos los parámetros de sobredispersión se hallan debajo del umbral de 1.25 sugerido por Hilbe (2007).

En segundo, en contraste con los resultados apuntados en los cuadros 3 y 4, el signo correspondiente al parámetro de costo del viaje guarda consistencia con la teoría. Para el caso del Desierto, los modelos de clases latentes suministran estimaciones del parámetro del costo que son de carácter significativo y negativo para ambas clases. Este resultado da fundamento a la sospecha de que la heterogeneidad que ha sido desapercibida estaba enmascarando la relación entre el número de viajes y el costo del viaje. También confirma que los modelos binomiales negativos *in situ* proveen estimaciones sesgadas en aquellos casos en que no se concede el espacio apropiado a la heterogeneidad. De manera tangencial, la comparación de los coeficientes con las clases proporciona una idea más acertada de la heterogeneidad interclase. Por ejemplo, al interpretar los coeficientes del costo como elasticidades a partes medias (Haab y McConnell, 2002), advertimos

CUADRO 6. *Especificación in situ de dos clases. La clase 1 descrita por un binomial negativo. La clase 2 descrita por un Poisson. Parque Nacional Desierto de los Leones. Variable dependiente: viajes en 2003^a*

($n = 336$)

	Media ^b	Clase 1	Media ^b	Clase 2
Constante		-2.10*** (0.46)		-3.79*** (0.45)
Costo ^{c,b}	38.35 (47.94)	-0.04** (0.02)	38.43 (44.04)	-0.09*** (0.02)
Sustituto ^{c,b}	66.78 (76.10)	0.03 (0.02)	65.15 (73.21)	0.01 (0.01)
Ciclista	0.14 (0.35)	4.89*** (0.20)	0.69 (0.47)	5.15*** (0.37)
Género	0.36 (0.48)	-0.77*** (0.20)	0.35 (0.49)	3.15*** (0.34)
Edad ^c	36.51 (10.67)	0.06 (0.08)	38.65 (10.52)	0.37*** (0.07)
Ingreso ^e	11.40 (0.37)	0.01 (0.01)	15.38 (12.93)	0.02*** (0.01)
Viajes	7.47 (20.05)		15.88 (19.44)	
α_c^f		1.10**		n. d.
LL ^g		-366.54		-67.85
π_c^h		0.82		0.18
Miembros ⁱ		310		26

^a Controles de especificación para niños.

^b Valor promedio, incluidos sólo los miembros de la clase.

^c A escala de 19.

^d Prueba de una cola.

^e Prueba de 1000.

^f Parámetro de sobredispersión para cada clase.

^g Probabilidad logarítmica.

^h Proporciones de la subpoblación.

ⁱ Individuos asignados a la clase a la que más probablemente pertenecen, de acuerdo con π_c, i .

* Valor $p < 0.10$; ** Valor $p < 0.05$, *** Valor $p < 0.01$. Errores estándar entre paréntesis.

n. d.: no disponible.

que los visitantes de la clase 1 son dos veces más receptivos a los cambios en el costo que los visitantes de la clase 2 en el caso del Desierto: -0.09 vs. -0.04. Respecto a Los Dinamos, los visitantes de la clase 2 son tres veces más receptivos a dichos cambios que los visitantes de la clase 1 (-0.46 vs. -0.16), en tanto que los visitantes de la clase 3 se muestran indiferentes a los cambios en el costo del viaje.

Entre las especificaciones econométricas y los sitios que son objeto de

CUADRO 7. *Especificación in situ de tres clases. Las clases 1 y 2 descritas por un binomial negativo. La clase 3 descrita por un Poisson. Parque Nacional Los Dinamos. Variable dependiente: viajes en 2006^a*

($n = 168$)

	<i>Media^a</i>	<i>Clase 1</i>	<i>Media^a</i>	<i>Clase 2</i>	<i>Media^a</i>	<i>Clase 3</i>
Constante		5.34*** (0.27)		4.15*** (0.43)		1.05** (0.41)
Costo ^{b,c}	34.99 (60.48)	-0.16*** (0.02)	36.61 (41.15)	-0.46*** (0.05)	51.70 (56.91)	0.05 (0.02)
Sustituto ^{b,c}	55.45 (63.48)	0.12 (0.10)	57.68 (65.15)	0.06 (0.02)	48.04 (80.91)	0.01 (0.02)
Corredor	0.22 (0.42)	0.43** (0.18)	0.07 (0.25)	1.69*** (0.37)	0.09 (0.28)	1.44*** (0.28)
Niños	0.44 (0.50)	-1.73*** (0.19)	0.27 (0.44)	-0.03 (0.23)	0.28 (0.46)	-0.85*** (0.22)
Género	0.50 (0.51)	-0.00 (0.15)	0.46 (0.50)	0.62*** (0.21)	0.59 (0.50)	1.07*** (0.23)
Edad ^c	36.41 (12.30)	-0.16*** (0.06)	38.31 (12.01)	-0.02 (0.08)	34.30 (12.02)	-0.65*** (0.11)
Ingreso ^c	6.06 (4.49)	0.02 (0.02)	5.36 (5.17)	-0.33*** (0.04)	7.13 (6.42)	0.13*** (0.01)
Viajes	84.19 (67.65)		44.12 (61.10)		4.96 (8.37)	
α_c^f		0.20***		1.19**		n.d.
LL ^g		-173.86		-268.60		-74.94
π_c^h		0.23		0.48		0.29
Miembros ⁱ		32		90		46

^a Controles de especificación para niños.

^b Valor promedio, incluidos sólo los miembros de la clase.

^c A escala de 19.

^d Prueba de una cola.

^e Prueba de 1000.

^f Parámetro de sobredispersión para cada clase.

^g Probabilidad logarítmica.

^h Proporciones de la subpoblación.

ⁱ Individuos asignados a la clase a la que más probablemente pertenecen, de acuerdo con π_c , i .

* Valor $p < 0.10$; ** Valor $p < 0.05$, *** Valor $p < 0.01$. Errores estándar entre paréntesis.

n.d.: no disponible.

nuestro análisis, el costo del viaje al sustituto más cercano no integra una variable significativa. Esta carencia puede parecer un fenómeno que contraviene el esfuerzo de comprensión más francamente intuitivo. Una mirada más atenta, empero, nos ofrece una explicación razonable de estos resultados. Los servicios provistos por el Desierto y Los Dinamos no tienen sustitutos cercanos en la Ciudad de México. Por ejemplo, el ciclismo de

montaña no se puede practicar en las áreas verdes situadas dentro de la urbe, ya que éstas no poseen el tamaño requerido y a quien desea trasladarse a ese punto le aguardan grandes congestionamientos de tránsito. Asimismo, debe considerarse que entre los servicios de los parques urbanos no se incluye ninguno similar al de abrirle al público las puertas de un antiguo monasterio, como ocurre en el Desierto. Del mismo modo, en ningún parque puede el visitante pasearse a sus anchas mientras contempla el espectáculo de la corriente de agua perenne, como sucede en Los Dinamos. Esta falta de equivalencias que se da en ciertos ámbitos clave entre los sitios periurbanos y los parques urbanos ha sido explorada por Tu, Abildtrup y García (2015).

Si dirigimos la atención al resto de las variables de control advertimos que, tal como se esperaba, hay una frecuencia más alta de visitas por parte de quienes tienen el propósito principal de practicar el ciclismo (el Desierto) o el trote (Los Dinamos). Este patrón se cumple en el caso de las dos clases de personas que acuden al Desierto y en el de las tres que acuden a Los Dinamos.

El impacto constituido por la visita en compañía de niños es significativo solamente para el caso de Los Dinamos, y, de acuerdo a las expectativas, resulta negativo. Los efectos que se registran en este renglón inciden sólo en las clases 1 y 3, mientras que la repercusión es insignificante para la clase 2 de este sitio.

El género produce un efecto variado en el número de viajes, dependiendo de la clase y del sitio que se estudie. Por lo que se refiere al Desierto, las mujeres de la clase 1 hacen visitas con menos frecuencia que los hombres de la misma clase, mientras que las mujeres de la clase 2 hacen visitas más frecuentes que los hombres de la misma clase. Respecto a Los Dinamos, los hombres y las mujeres de la clase 1 realizan visitas con igual frecuencia, pero las mujeres de las clases 2 y 3 visitan el sitio más asiduamente que los hombres de las mismas clases.

De manera similar, la edad tiene un efecto variado. Por lo que se refiere al Desierto, la edad no representa un factor significativo para los visitantes de la clase 1, pero en el caso de la 2 los visitantes con más años a costas acuden con mayor frecuencia que los más jóvenes. En cuanto a Los Dinamos, los visitantes con más años acuden con menor frecuencia que los más jóvenes en el caso de las clases 1 y 3, en tanto que únicamente en la clase 2 la edad no es significativa.

Finalmente, los efectos derivados del ingreso presentan una variedad tan-

to en sus proporciones como en los indicios que ofrecen para elaborar una interpretación general de los temas analizados. El ingreso incide positivamente en el número de visitas al Desierto por parte de los miembros de la clase 2, pero no tiene impacto alguno en los visitantes de la clase 1. Respecto a Los Dinamos, el ingreso no incide de modo alguno en los visitantes de la clase 1, mientras que lo hace negativamente en los de la clase 2 y positivamente en los de la clase 3. La presencia de efectos positivos y negativos derivados del ingreso guarda consistencia con las evidencias empíricas previas.

Cabe recalcar que, en efecto, la riqueza de los efectos que acarrean estas variables de control permanece oculta cuando se siguen las especificaciones de los conteos convencionales. Por ejemplo, en el cuadro 3 todas las variables de control, a excepción de la de *ciclista*, suministran coeficientes insignificantes. A continuación, procedemos a realizar la estimación de las medidas de bienestar.

3. Estimaciones del bienestar

El cuadro 8 da cuenta de las medidas de bienestar obtenidas a partir de las especificaciones binomiales negativas *in situ* y las especificaciones de clases latentes *in situ* proporcionadas en los cuadros 3 y 4. Dichas medidas corresponden al excedente del consumidor por viaje. En el caso de las especificaciones de clases latentes, este excedente se calcula por cada clase, tal como se muestra en la ecuación (7). Tanto en uno como en otro sitio, el excedente

CUADRO 8. Comparación del excedente del consumidor por viaje

(en dólares) ^a				
	<i>Binomial negativo</i>	<i>Modelo in situ</i>		
		<i>Clase latente^b</i>		
		<i>Clase 1</i>	<i>Clase 2</i>	<i>Promedio^c</i>
Desierto de los Leones	nd	33.3	11.8	29.5
	nd	(11.5-144.2)	(7.8-19.5)	(11.2-120.6)
Los Dinamos	5.3 ^d	6.3	2.2	2.5
	(4.4-6.8)	(5.1-8.2)	(1.8-2.8)	(2.1-3.0)

^a Tasa de cambio: 10 pesos mexicanos por dólar.

^b Los estimadores para la clase 3 en Los Dinamos no se reporta porque el parámetro de costo no es diferente de cero (pruebas de una cola).

^c Suma ponderada del excedente del consumidor a través de las clases. Los elementos a ponderar son las proporciones de la subpoblación.

^d Basado en la especificación (IV) en el cuadro 4.

del consumidor promedio se estima como el promedio ponderado, y como elemento a ponderar se emplea el tamaño relativo de las clases.

Tal como se ilustra en el cuadro 8, un modelo binomial negativo *in situ* es incapaz de entregar un estimado del excedente del consumidor en el caso del Desierto, debido a que no ofrece ningún parámetro del costo del viaje que sea significativo. En contraste con ello, dar lugar a que se verifiquen variaciones en las preferencias mediante una especificación de clases latentes arroja estimados plausibles para la muestra entera y para cada una de las clases. El excedente del consumidor promedio por viaje a este sitio es de 30 dólares bajo la especificación de clases latentes. En el caso de Los Dinamos, un modelo binomial negativo *in situ* suministra un excedente del consumidor promedio por viaje de 5 dólares, que es el doble del excedente del consumidor promedio obtenido mediante la especificación de clases latentes (2.5 dólares). Estas estimaciones difieren entre sí estadísticamente.

La ventaja que reportan las especificaciones de clases latentes es que no se requiere concentrar el análisis en las medidas de bienestar promedio. Reflejada en los cuadros 6 y 7, la heterogeneidad manifiesta en las preferencias hace posible la siguiente diferenciación. El Desierto recibe la visita de dos tipos de personas en busca de esparcimiento. Si se recuerda la dimensión relativa de cada uno de los tipos reportados en el cuadro 6, un tipo de visitantes representa 82% del total de ellos. Este tipo fija un valor recreativo de 33 dólares (valuado en 2008) por visita y acude al Desierto siete veces al año; así, la cantidad anual asciende a 231 dólares. Un segundo tipo de visitante le asigna al Desierto un valor recreativo de 12 dólares por visita y acude al lugar aproximadamente 16 veces al año; de esta manera, la cantidad anual asciende a 192 dólares.

A Los Dinamos acuden tres tipos de visitantes. Si se rememora el tamaño relativo de cada uno de los tipos reportados en el cuadro 7, un tipo de visitante representa un tercio del total de los visitantes y no se muestra receptivo a los costos del viaje —en otros términos, no le asigna ningún valor recreativo a Los Dinamos aun cuando los visite cinco veces al año—. Un segundo tipo de visitante representa a virtualmente la mitad de los visitantes, y le asigna al sitio un valor recreativo de 2 dólares (valuado en 2008) por viaje. Este tipo de visitante acude al lugar 44 veces al año, de modo que la cantidad anual que aporta asciende a 88 dólares. El tercer tipo de visitante representa aproximadamente 20% del total de los visitantes y le asigna al Parque Nacional Los Dinamos un valor de 6 dólares por viaje; dado que

acude al lugar 84 veces al año, le otorga un valor recreativo de 504 dólares al año. En la siguiente sección se hacen comparaciones con los estimados obtenidos en los estudios previos, a la vez que se examinan las implicaciones que tienen los datos aquí reunidos para la política pública.

CONCLUSIONES

Como se ha dicho, este trabajo proporciona estimaciones sobre el valor recreativo de dos sitios periurbanos localizados en las inmediaciones de la Ciudad de México. Dada la sospecha acerca de la heterogeneidad habida en las preferencias, se han estimado los modelos de conteo de clases latentes una vez que se los corrigió con el propósito de contemplar la estratificación endógena y el truncamiento, siguiendo la sugerencia de Hynes y Greene (2013).

Los hallazgos reportados en este estudio sugieren que el Desierto recibe la visita de dos tipos de personas ávidas de esparcimiento. Estos tipos de visitantes le asignan al Desierto un valor recreativo de, respectivamente, 230 dólares y 192 dólares (valuado en 2008) al año. El valor recreativo promedio ponderado asciende a 223 dólares anuales por persona. Por su parte, el sitio de Los Dinamos acoge a tres tipos de visitantes. Éstos le asignan al sitio un valor recreativo de, respectivamente, cero, 88 dólares y 504 dólares al año. El valor recreativo promedio ponderado de Los Dinamos asciende a 158 dólares al año por persona.

Ahora bien, es necesario sopesar las implicaciones que reviste emprender el análisis de un conjunto de datos que resultan relativamente añejos. Los datos sobre el Desierto se recogieron en 2003, en tanto que los referentes a Los Dinamos se reunieron en 2006. El hecho de que éstos se remonten a un periodo relativamente distante pone de relieve la necesidad imperiosa de recolectar datos puestos al día sobre los servicios provistos por las áreas forestales urbanas y periurbanas de la Ciudad de México. En lo que atañe a la utilidad que poseen los estimados, tenemos la convicción de que éstos se pueden interpretar como los límites inferiores del valor recreativo atribuible a los dos parques nacionales de los que trata nuestra investigación. Fundamos este aserto en la expectativa razonable de que el valor recreativo de estas dos áreas forestales se haya acrecentado en la misma medida en que han tenido lugar tres fenómenos: la expansión intensificada de la zona urbana, el aumento del número de habitantes de la Ciudad de México y la

mejora alcanzada en las condiciones económicas de éstos —con lo que el último dato reflejado en el aumento que se registró en la proporción relativa del tipo de ingreso medio en la Ciudad de México (Ferreira *et al.*, 2012)—. Así, pues, existen bases sólidas para sostener que en la actualidad los valores recreativos no pueden ser inferiores a los de 2003 y 2006.

No resulta fácil ubicar estos estimados en su contexto. Si nos remitimos a los estudios previos, la mayor parte de las valoraciones no ligadas al mercado que se han hecho de los bosques periurbanos se enfocaron en los países desarrollados y utilizaron una forma de valuación contingente, así como técnicas de precios hedónicos —véase Brander y Koetse (2011) y Periño *et al.*, 2014)—. Ese enfoque y semejante metodología no resultan convenientes, pues las comparaciones de valores entre países requieren ajustes de los que se ha dejado una larga constancia en la literatura sobre transferencia de beneficios. Pero ni siquiera sería suficiente con seguir las recomendaciones sobre la transferencia de beneficios, puesto que las distintas metodologías deben valorar implícitamente usos de naturaleza diferente. Mientras que la herramienta de la valoración contingente se ocupa de las preferencias que se han expresado por valores que no son de uso, la de los precios hedónicos y los costos del viaje se ocupa de las preferencias que se han puesto al descubierto y que favorecen valores que, según cabe sostener, son mayoritariamente de uso. A pesar del hecho de que los relativos a los precios hedónicos y el costo del viaje son métodos de preferencias reveladas que se ocupan de valores de uso, resulta problemático establecer comparaciones entre ellos porque manejan diferentes valores de esta última índole (de hecho, los valores recreativos pueden estar implícitos en los valores de precios hedónicos).

En la Ciudad de México no se han llevado a cabo previamente estudios sobre los costos del viaje. Por lo tanto, hemos de comparar el orden de magnitud de nuestros resultados con los hallazgos obtenidos por estudios que han valorado el mejoramiento no marginal de la calidad del aire en la Ciudad de México. Partiendo de la base de que los efectos moderados de la contaminación ambiental en la salud pueden incidir en la oferta de trabajo, Hanna y Oliva (2015) estudian provechosamente la variación exógena que se registró en la contaminación como consecuencia del cierre de una refinería de grandes dimensiones que estaba localizada al noroeste de la Ciudad de México. La clausura condujo a un descenso de 19.7% de la polución en los barrios circundantes, así como a un incremento de 1.3 horas en el número de horas laborales por semana. Si se extrapolan linealmente estos

resultados, una política que redujera el nivel de polución previo al cierre a los estándares de los Estados Unidos desembocaría en un incremento laboral de 2.58 horas por semana, o en una ganancia de alrededor de 257 dólares (valuado en 2008) por trabajador al año. Este valor no se halla distante del valor recreativo ponderado por persona en el análisis del Desierto, a saber, 223 dólares (valuado en 2008).

Filippini y Martínez-Cruz (2015) han llevado a cabo un ejercicio de valoración contingente aplicado a la Ciudad de México. Estiman el mejoramiento del aire sobrevenido a consecuencia de una aplicación más rigurosa de las regulaciones en materia de protección ambiental. Semejante acción daría lugar a que la calidad del aire pasara de ser regular a buena. Estos autores examinan las fuentes de heterogeneidad que es posible hallar en la disposición a pagar anualmente por que se consiga tener un aire de mayor calidad, y encuentran que esa disposición registra una variación de 174 dólares a 344 dólares (valuado en 2008), dependiendo de las actitudes que mantenga el encuestado en materia social y ambiental, así como de sus preocupaciones familiares. Los encuestados que declaran su voluntad de pagar 174 dólares cuentan con un empleo de tiempo completo, tienen una edad que fluctúa entre los 45 y los 55 años, reportan un ingreso en el hogar que va de los 967 dólares a los 2 167 dólares (tomando en consideración que hay más de dos adultos en casa) y, finalmente, sienten una gran inquietud respecto a las condiciones de pobreza en que se halla sumida una parte de la población mexicana. El valor recreativo ponderado de Los Dinamos se halla bastante cerca de esta disposición a pagar, a fin de que mejore la calidad del aire, 174 dólares *vs.* 158 dólares.

Una estimación de un valor recreativo suministra el dato relativo al límite inferior de los servicios prestados por un ecosistema en particular, a la vez que entrega la cifra de cuánto sería posible cobrarles a los visitantes. En el caso del Desierto, su estatus de Parque Nacional ha disuadido al gobierno de cobrar una cuota por la entrada. En contraste con ello, en virtud de que Los Dinamos le pertenece a una comunidad agraria, sus propietarios bien podrían decidirse a cobrar una cuota, la cual guardaría correspondencia con nuestra estimación promedio, esto es, 158 dólares anuales por cada visitante. A fin de poner esta cuota potencial en contexto, téngase en consideración que durante el periodo 2008-2012 los propietarios de Los Dinamos recibieron 30 dólares por parte del programa de Pago por Servicios Ambientales (PSA). De este modo, un ingreso anual por cuota de entrada de 158

dólares constituiría el equivalente a preservar cinco hectáreas con ayuda de dicho programa.

Ahora bien, en el contexto de una comparación entre un área periurbana y una no urbana, podemos tener la expectativa de que la Disposición a Pagar (DAP) (WTP por sus siglas en inglés, correspondientes a *willingness to pay*) por emprender viajes a sitios periurbanos sea mayor que la mostrada en el caso de sitios que no conllevan la mezcla de pequeños sacrificios y recompensas mayores implícita en el ámbito de las intermediaciones. Un ejemplo de un sitio no urbano provisto de condiciones similares a las exhibidas en nuestros estudios de caso es el de los bosques del centro de México donde hiberna la mariposa monarca. Localizado en Michoacán, México, el Bosque Santuario de la Mariposa Monarca (BSMM) es un bosque urbano que ofrece el espectáculo único de observar a esta palomilla en su hábitat natural —al igual que, como se indicó anteriormente, el Desierto brinda la oportunidad excepcional de recorrer un antiguo monasterio, y el Parque Nacional Los Dinamos, la de pasear al lado del lugar donde fluye la corriente de agua perenne más destacada de la llamada Cuenca de México—. Un viaje por persona al BSMM fluctúa entre 14.6 dólares y 16.4 dólares —según se ha estimado empleando a la vez datos sobre el costo del viaje y el comportamiento contingente (Kido y Seidl, 2008; Kido, Seidl y Loomis, 2005; Pérez-Verdín *et al.*, 2016)—. El valor estimado del viaje al BSMM es considerablemente más elevado que el de Los Dinamos, pero es virtualmente el mismo que el emprendido por uno de los tipos de visitantes del Desierto, así como suma que se aproxima a la mitad del valor del que lleva a cabo otro tipo de visitante de este último sitio. Por cierto, el hecho de que la DAP en el caso de un sitio no urbano sea mayor que la mostrada en uno de nuestros estudios de caso pero ascienda a la mitad de la que se tiene en el otro caso subraya la necesidad de que se lleve a cabo una estimación del valor recreativo de cada área verde urbana y periurbana en la Ciudad de México; de otro modo, los administradores y los miembros de sociedades cooperativas no tendrán elementos para definir prioridades a la hora de examinar la asignación de recursos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Azevedo, C. D., J. A. Herriges y C. L. Kling (2003), “Combining Revealed and Stated Preferences: Consistency Tests and Their Interpretations”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 85, núm. 3, pp. 525-537.

- Baumgardner, D., S. Varela, F. J. Escobedo, A. Chacalo y C. Ochoa (2012), "The Role of a Peri-Urban Forest on Air Quality Improvement in the Mexico City Megalopolis", *Environmental Pollution*, vol. 163, pp. 174-183.
- Berghöfer, A., A. Mader, S. Patrickson, E. Calcaterra, J. Smit, J. Blignaut, M. de Wit y H. van Zyl (2011), *TEEB Manual for Cities: Ecosystem Services in Urban Management*, The Economics of Ecosystems and Biodiversity, Suiza.
- Blaine, T. W., F. R. Lichtkoppler, T. J. Bader, T. J. Hartman y J. E. Lucente (2015), "An Examination of Sources of Sensitivity of Consumer Surplus Estimates in Travel Cost Models", *Journal of Environmental Management*, vol. 151, pp. 427-436.
- Bockstael, N., I. Strand y M. Hanemann (1987), "Time and the Recreation Demand Model", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 69, núm. 2, pp. 292-302.
- Brander, L. M., y M. J. Koetse (2011), "The Value of Urban Open Space: Meta-Analyses of Contingent Valuation and Hedonic Pricing Results", *Journal of Environmental Management*, vol. 92, núm. 10, pp. 2763-2773.
- Burnham, K. P., y D. R. Anderson (2002), *Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-Theoretic Approach*, 2ª ed., Springer-Verlag, Nueva York.
- Cameron, A. C., y P. K. Trivedi (1998), *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Cesario, F. (1976), "Value of Time in Recreation Benefit Studies", *Land Economics*, vol. 52, núm. 1, pp. 32-41.
- Chiesura, A. (2004), "The Role of Urban Parks for the Sustainable City", *Landscape and Urban Planning*, vol. 68, núm. 1, pp. 129-138.
- Dwyer, J. F., G. L. Peterson y A. J. Darragh (1983), "Estimating the Value of Urban Forests Using the Travel Cost Method", *Journal of Arboriculture*, vol. 9, núm. 7, pp. 182-185.
- , E. G. McPherson, H. W. Schroeder y R. A. Rowntree (1992), "Assessing the Benefits and Costs of the Urban Forest", *Journal of Arboriculture*, vol. 18, núm. 5, pp. 227-234.
- Eguiarte, A. F., F. U. Cruz, I. R. del Razo, B. de Jesús Apolinar y A. V. Márquez (2002), "Evaluación del avance de la mancha urbana sobre el área natural protegida de la Cañada de Los Dinamos", *Gaceta Ecológica*, Nueva época, núm. 62, pp. 56-67.
- Englin, J., y J. S. Shonkwiler (1995), "Estimating Social Welfare Using Count Data Models: An Application to Long-Run Recreation Demand under Conditions of Endogenous Stratification and Truncation", *Review of Economics and Statistics*, vol. 77, núm. 1, pp. 104-112.
- Feather, P., y W. Shaw (1999), "Estimating the Cost of Leisure Time for Recreation Demand Models", *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 38, núm. 1 pp. 49-65.
- Ferreira, F. H. G., J. Messina, J. Rigolini, L.-F. López-Calva, M. A. Lugo, R. Vakis (2012), *Economic Mobility and the Rise of the Latin American Middle Class*, World Bank Publications, Banco Mundial, Washington D. C.

- Fezzi, C., I. J. Bateman y S. Ferrini (2014), "Using Revealed Preferences to Estimate the Value of Travel Time to Recreation Sites", *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 67, núm. 1, pp. 58-70.
- Filippini, M., y A. L. Martínez-Cruz (2015), "Impact of Environmental and Social Attitudes, and Family Concerns on Willingness to Pay for Improved Air Quality: A Contingent Valuation Application in Mexico City", *Latin American Economic Review*, vol. 25, núm. 1, pp. 1-18.
- , W. Greene y A. L. Martínez-Cruz (2017), "Non-Market Value of Winter Outdoor Recreation in the Swiss Alps: The Case of Val Bedretto", *Environmental and Resource Economics*, doi: 10.1007/s10640-017-0181-0
- Freeman III, A. M. (2003), *The Measurement of Environmental and Resource Values: Theory and Methods*, 2ª ed., Resources for the Future, Washington D. C.
- Gómez-Baggethun, E., y D. N. Barton (2013), "Classifying and Valuing Ecosystem Services for Urban Planning", *Ecological Economics*, vol. 86, pp. 235-245.
- Grogger, J. T., y R. T. Carson (1991), "Models for Truncated Counts", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 6, núm. 3, pp. 225-238.
- Haab, T., y K. McConnell (1996), "Count Data Models and the Problem of Zeros in Recreation Demand Analysis", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 78, núm. 1, pp. 89-102.
- , y K. McConnell (2002), *Valuing Environmental and Natural Resources. The Econometrics of Non-Market Valuation*, Edward Elgar, Cheltenham/Northampton, Londres/Massachusetts.
- Haefen, R. H. von, y D. J. Phaneuf (2003), "Estimating Preferences for Outdoor Recreation: A Comparison of Continuous and Count Data Demand System Frameworks", *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 45, núm. 3, pp. 612-630.
- Hanna, R., y P. Oliva (2015), "The Effect of Pollution on Labor Supply: Evidence from a Natural Experiment in Mexico City", *Journal of Public Economics*, vol. 122, núm. C, pp. 68-79.
- Hellerstein, D. (1991), "Using Count Data Models in Travel Cost Analysis with Aggregate Data", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 73, núm. 3, pp. 860-866.
- (1993), "Intertemporal Data and Travel Cost Analysis", *Environmental and Resource Economics*, vol. 3, núm. 2, pp. 193-207.
- , y M. Mendelsohn (1993), "A Theoretical Foundation for Count Data Models, with an Application to a Travel Cost Model", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 7, núm. 5, pp. 604-611.
- Hilbe, J. (2007), *Negative Binomial Regression*, Cambridge University Press, Nueva York.
- Hynes, S., y W. Greene (2013), "A Panel Travel Cost Model Accounting for Endog-

- enous Stratification and Truncation: A Latent Class Approach”, *Land Economics*, vol. 89, núm. 1, pp. 177-192.
- Jujnovsky, J., L. Galván y M. Mazari-Hiriart (2013), “Zonas protectoras forestales: el caso de los bosques de la Cañada de Contreras, Distrito Federal”, *Investigación Ambiental, Ciencia y Política Pública*, vol. 5, núm. 2, pp. 65-75.
- Kido, A., y A. Seidl (2008), “Optimizing Protected Area Entry Fees across Stakeholders: The Monarch Butterfly Biosphere Reserve, Michoacán, Mexico”, *Environment and Development Economics*, vol. 13, núm. 2, pp. 229-243.
- , A. Seidl y J. Loomis (2005), “Estimadores de panel que combinan información de costos de viaje y conjuntos de datos de valoración contingente para evaluar áreas naturales protegidas”, *Agricultura, Sociedad y Desarrollo*, vol. 2, núm. 2, pp. 75-82.
- Kotchen, M. J., y S. M. Powers (2006), “Explaining the Appearance and Success of Voter Referenda for Open-Space Conservation”, *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 52, núm. 1, pp. 373-390.
- Krutilla, K., W. F. Hyde y D. Barnes (1995), “Periurban Deforestation in Developing Countries”, *Forest Ecology and Management*, vol. 74, núms. 1-3, pp. 181-195.
- Leroux, B. G. (1992), “Consistent Estimation of a Mixing Distribution”, *The Annals of Statistics*, vol. 20, núm. 3, pp. 1350-1360.
- Lindsey, G., J. Man, S. Payton y K. Dickson (2004), “Property Values, Recreation Values, and Urban Greenways”, *Journal of Park and Recreation Administration*, vol. 22, núm. 3, pp. 69-90.
- Lockwood, M., y K. Tracy (1995), “Nonmarket Economic Valuation of an Urban Recreation Park”, *Journal of Leisure Research*, vol. 27, núm. 2, pp. 155-167.
- Martínez-Cruz, A. L. (2005), “El valor consuntivo del Desierto de los Leones”, *Gaceta Ecológica*, vol. 75, pp. 51-64.
- (2016), “Handling Excess Zeros in Count Models for Recreation Demand Analysis without Apology”, documento de trabajo del CER-ETH núm. 16/253, URL https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2818463.
- McConnell, K., y I. Strand (1981), “Measuring the Cost of Time in Recreation Demand Analysis: An Application to Sportfishing”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 63, núm. 1, pp. 153-156.
- McGranahan, G., P. Marcotullio, X. Bai, D. Balk, T. Braga, I. Douglas, T. Elmqvist, W. Rees, D. Satterthwaite y J. Songsore (2005), “Urban systems”, en R. Hassan, R. Scholes y N. Ash (eds.), *Ecosystems and Human Well-Being, Current State and Trends, Findings of the Condition and Trends Working Group*, vol. 1, Island Press, Washington D. C. (Millennium Ecosystem Assessment Series).
- McLachlan, G., y D. Peel (2000), *Finite Mixture Models*, John Wiley and Sons, Malden, Massachusetts.
- McPhearson, T., Z. A. Hamstead y P. Kremer (2014), “Urban Ecosystem Services for

- Resilience Planning and Management in New York City”, *Ambio*, vol. 43, núm. 4, pp. 502-515.
- Mullahy, J. (1997), “Heterogeneity, Excess Zeros, and the Structure of Count Data Models”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 12, núm. 3, pp. 337-350.
- Neitzel, K. C., A. P. Caro-Borrero, D. Revollo-Fernández, A. Aguilar-Ibarra, A. Ramos y L. Almeida-Leñero (2014), “Paying for Environmental Services: Determining Recognized Participation under Common Property in a Peri-Urban Context”, *Forest Policy and Economics*, vol. 38, núm. C, pp. 46-55.
- Pérez-Verdín, G., E. Sanjurjo-Rivera, L. Galicia, J. C. Hernández-Díaz, V. Hernández-Trejo y M. A. Márquez-Linares (2016), “Economic Valuation of Ecosystem Services in Mexico: Current Status and Trends”, *Ecosystem Services*, vol. 21, part. A, pp. 6-19.
- Periño, G., B. Andrews, A. Kontoleon y I. Bateman (2014), “The Value of Urban Green Space in Britain: A Methodological Framework for Spatially Referenced Benefit Transfer”, *Environmental and Resource Economics*, vol. 57, núm. 2, pp. 251-272.
- Pickett, S. T., M. Cadenasso, J. Grove, C. Nilon, R. Pouyat, W. Zipperer y R. Costanza (2008), “Urban Ecological Systems: Linking Terrestrial Ecological, Physical, and Socioeconomic Components of Metropolitan areas Areas”, en J. Marzluff, E. Shulenberg, W. Endlicher, M. Alberti, G. Bradley, C. Ryan, C. ZumBrunnen y U. Simon (eds.), *Urban Ecology: An International Perspective on the Interaction Between Humans and Nature*, Springer Science and Business Media, Nueva York.
- Rosenberger, R. S., M. D. Needham, A. T. Morzillo y C. Moehrke (2012), “Attitudes, Willingness to Pay, and Stated Values for Recreation Use Fees at an Urban Proximate Forest”, *Journal of Forest Economics*, vol. 18, núm. 4, pp. 271-281.
- Scarpa, R., y M. Thiene (2005), “Destination Choice Models for Rock Climbing in the Northeastern Alps: A Latent-Class Approach Based on Intensity of Preferences”, *Land Economics*, vol. 81, núm. 3, pp. 426-444.
- , M. Thiene y T. Tempesta (2007), “Latent Class Count Models of Total Visitation Demand: Days Out Hiking in the Eastern Alps”, *Environmental and Resource Economics*, vol. 38, núm. 4, pp. 4447-4460.
- Schaffler, A., y M. Swilling (2013), “Valuing Green Infrastructure in an Urban Environment under Pressure: The Johannesburg Case”, *Ecological Economics*, vol. 86, núm. C, pp. 246-257.
- Smith, J. W., E. Seekamp, A. McCreary, M. Davenport, M. Kanazawa, K. Holmberg, B. Wilson y J. Nieber (2016), “Shifting Demand for Winter Outdoor Recreation along the North Shore of Lake Superior under Variable Rates of Climate Change: A Finite-Mixture Modeling Approach”, *Ecological Economics*, vol. 123, pp. 1-13.
- Train, K. (2008), “EM Algorithms for Nonparametric Estimation of Mixing Distributions”, *Journal of Choice Modelling*, vol. 1, núm. 1, pp. 40-69.
- Tu, G., J. Abildtrup y S. García (2015), “Preferences for Urban Green Spaces and Peri-

- Urban Forests: An Analysis of Stated Residential Choices”, documento de trabajo del Laboratoire d’Économie Forestière núm. 2015-02, Laboratoire d’Économie Forestière, Nancy, Francia.
- Vecchiato, D., y T. Tempesta (2013), “Valuing the Benefits of an Afforestation Project in a Peri-Urban Area with Choice Experiments”, *Forest Policy and Economics*, vol. 26, pp. 111-120.
- Vejre, H., F. S. Jensen y B. J. Thorsen (2010), “Demonstrating the Importance of Intangible Ecosystem Services from Peri-Urban Landscapes”, *Ecological Complexity*, vol. 7, núm. 3, pp. 338-348.
- Wedel, M., W. Desarbo, J. Bult y V. Ramaswamt (1993), “A Latent Class Poisson Regression Model for Heterogeneous Count Data”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8, núm. 4, pp. 397-411.
- Wolff, H. (2014), “Value of Time: Speeding Behavior and Gasoline Prices”, *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 67, núm. 1, pp. 71-88.
- Zelterman, D. (2006), *Models for Discrete Data*, Oxford University Press, Nueva York.