



برآورد میزان مشارکت پولی شهر وندان برای بهبود امکانات تفریحی پارک جنگلی ارومیه

یوسف زارعی^{۱*}، مرتضی مولانی^۲، مجتبی زارعی^۳

۱- دانشجوی سابق کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه ارومیه

۲- عضو هیئت علمی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه ارومیه

۳- دانشجوی سابق کارشناسی ارشد دانشگاه کردستان

zarei.eco89@gmail.com

چکیده

در این مطالعه تمایل به پرداخت برای بهبود امکانات تفریحی و زیست محیطی پارک جنگلی ارومیه با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط و پرسشنامه انتخاب دوگانه دو بعدی برآورد گردید. تعداد نمونه برای جمع آوری داده‌های مورد نیاز با استفاده از روش کوکران ۲۲۴ مشخص و اطلاعات در زمستان سال ۱۳۹۱ در پارک جنگلی ارومیه جمع آوری گردیدند. برای برآورد مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت افراد و بررسی عوامل موثر بر تمایل به پرداخت پاسخ‌دهندگان از الگوهای پرویت به ظاهر نامرتب استفاده گردید. با استفاده از این مدل و تخمین فرم‌های تابعی خطی و لگاریتمی و انتخاب فرم تابعی خطی به عنوان الگوی مناسب، تمایل به پرداخت برای وضعیت موجود پارک برابر با ۱۳۷۴/۷۲ ریال و تمایل به پرداخت برای وضعیت بهبود یافته‌ی پارک برابر با ۹۶۱۴/۴۹ ریال برآورد گردید. اختلاف این مقدار برآورد شده، تمایل به پرداخت برای فراهم آوردن امکانات لازم برای دست‌یابی به شرایط بهبود را نشان می‌دهد.

کلمات کلیدی: پارک جنگلی ارومیه، ارزش‌گذاری مشروط، تمایل به پرداخت، مدل پرویت به ظاهر نامرتب.

بسیاری از جنبه‌های محیط زیست برای مردم ارزشمند هستند، اما ارزش آن‌ها در سیستم بازار منعکس نمی‌شود. مردم برای فعالیت‌هایی مثل تفریح در جنگل ارزش قائلند، اما قیمت‌هایی که برای این فعالیت‌ها پرداخت می‌شود اغلب پایین و حتی صفر است. ارزش اقتصادی چنین فعالیت‌هایی اگر در شرایط بازار قیمت‌گذاری شوند، از تلاقی منحنی‌های عرضه و تقاضای آنها نتیج خواهد شد. در حالی که، کالاها و خدمات زیست‌محیطی در ساختار بازار شرکت داده نمی‌شوند، و از این رو ارزش اقتصادی آن‌ها معمولاً مساوی صفر یا ناچیز تلقی شده و اغلب در تحلیل‌های اقتصادی وارد نمی‌شوند. در طی چند سال گذشته اقتصاددانان به دنبال راههایی بوده‌اند تا ارزش کالاها و خدمات زیست‌محیطی را تعیین و آن‌ها را به صورت واحدهای پولی بیان کنند (لوویر و همکاران^۱). آن‌ها اعتقاد دارند که انجام ارزش‌گذاری اقتصادی برای خدمات و منافع غیربازاری و زیست‌محیطی امری ضروری است و انکار آن در دراز مدت نتیجه‌ای جز پشیمانی نخواهد داشت (کانت^۲).

ارزش‌گذاری اقتصادی روشی است برای برآورد ارزش پولی کالاها و خدمات غیربازاری، تا در سطح کلان، ارزش بالقوه منابع زیست‌محیطی در برنامه‌ریزی توسعه‌ای و تصمیم‌گیری و مدیریت بهره‌برداری و نیز حفاظت از اکوسیستم‌های طبیعی مدنظر قرار گیرد (کاستانزا و همکاران^۳، ۱۹۹۷). همچنین، برآورد ارزش پولی کالاها و خدمات بازاری به اصلاح حساب‌های ملی، تجزیه و تحلیل هزینه-فایده طرح‌های توسعه و نیز برآورد خسارت واردۀ به این کالاها و خدمات کمک شایانی می‌کند. در سطح خرد، مطالعات ارزش‌گذاری باعث دست‌یابی به داده‌های مربوط به ساختار و کارکرد اکوسیستم‌ها و نقش متنوع و پیچیده‌ی آن‌ها در حمایت از رفاه انسانی و توسعه پایدار می‌شود. امروزه نیاز به شناخت و وارد نمودن ارزش‌های زیست‌محیطی در سرمایه‌گذاری‌ها، پژوهه‌های عمرانی، صنعتی و خط‌مشی‌های مربوط به تصمیم‌گیری‌ها کاملاً محسوس است (خورشید دوست، ۱۳۷۶).

ارزش کل اقتصادی جنگل‌ها و پارک‌های جنگلی به دو گروه ارزش استفاده‌ای و ارزش غیر استفاده‌ای^۴ تقسیم می‌شوند. ارزش استفاده‌ای جنگل‌ها خود به دو گروه مصرفی^۵ (مانند ارزش برداشت چوب و هیزم) و غیر مصرفی^۶ (در دو گروه مستقیم مانند ارزش تفریحی پارک جنگلی و غیر مستقیم مانند جذب دی اکسید کربن و تولید اکسیژن) تقسیم می‌شوند (مولائی، ۱۳۸۸).

پارک‌های جنگلی، شامل پارک جنگلی ملی و پارک جنگلی دست کاشت است؛ پارک‌های جنگلی ملی گستره وسیعی را در بر می‌گیرند و در محدوده خود می‌توانند به طبقات فرعی دیگری اختصاص یافته و اراضی

¹ Louviere et. al.

² Kant

³ Costanza et. al

⁴ Use and Non-Use Values

⁵ Consumptive

⁶ Non-Consumptive

زیادی از آن‌ها به صورت بکر و دست نخورده کنار گذارده شوند. این پارک‌ها زیر نظر دولت بوده و بر اساس استفاده چند جانبه تفرج، تولید علوفه، حفظ آبخیز مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرند (مجنویان، ۱۳۷۴). پارک جنگلی دست کاشت، ایجاد پارک با کاشت نهال، خلق محیط جنگلی و بهره‌گیری از طراحی پارک به منظور ایجاد شرایطی برای تفریح و تفرج مردم و کسب آرامش روحی است (هدایتی، ۱۳۸۰).

پارک جنگلی ارومیه با وسعت ۴۴ هکتار در جنوب شرقی ارومیه بر ارتفاعات مشرف به شهر و در مجاورت تپه باستانی شیخ تپه واقع شده است. این تپه جزء تپه‌های باستانی متعلق به دوره مادها پیش از رواج دین زرتشت است، که امروزه به دلیل ساخت و سازهای شهری اشی از آن باقی نمانده است (انزلی، ۱۳۸۷). از ویژگی‌های اصلی این تپه‌ها وجود هفت لایه مربوط به دوره‌های مختلف تاریخی است که با ظروف و اشیاء مربوط به هر دوره مشخص شده است. این لایه‌ها در بیشتر این تپه‌ها حالتی مشابه دارند (کاویان پور، ۱۳۸۷). در برنامه اجرایی شهرداری گسترش این پارک به منظور توسعه گردشگری، فضای سبز، مجموعه فرهنگی، جهانگردی و نمایشگاهی پیش‌بینی شده است و اولین اقدام، مشخص کردن مرز اکولوژیک پارک بر اساس ویژگی‌های شکل زمین بوده است. بنابراین دو خط القعر اصلی که محدوده بلندترین تپه مجاور به پارک را به صورت پنهان اکولوژیک کامل به وجود آورده است، به پارک موجود اضافه شده و بدین ترتیب وسعت پارک به ۲۶۰ هکتار توسعه یافته است.

پژوهش‌های زیادی در داخل و خارج از کشور در زمینه‌ی برآورد ارزش پارک‌ها و مناطق جنگلی انجام گرفته است. از آن جمله، کریگر^۱ (۲۰۰۱)، ارزش تفریحی مناطق جنگلی شرق کشور آمریکا را ۱۰/۴۳ دلار برای هر خانواده در سال برآورد کرد. گورلوک^۲ (۲۰۰۶)، ارزش خدمات اکوسیستم در ایالت برسای ترکیه را ۶۷/۴۴ دلار در سال برای هر خانواده برآورد کرد. از دیگر مطالعات انجام گرفته در این ارتباط می‌توان به مطالعات، جیم و وندی^۳ (۲۰۰۶)، لین‌هوب و مک میلان^۴ (۲۰۰۷)، کین و همکاران^۵ (۲۰۰۷)، نایین و همکاران^۶ (۲۰۰۸). از مطالعات داخلی می‌توان به مطالعه مولائی و همکاران (۱۳۸۸) اشاره نمود که ارزش حفاظتی اکوسیستم جنگل ارسباران را ۱۱۲۵۲۰ ریال در سال برای هر خانوار برآورد کردند. ولی‌زاده و مولائی (۱۳۹۱)، تمایل پرداخت افراد برای حفاظت از رودخانه هراز را ۶۱۵۸۰ ریال در سال برآورد کردند. مولائی و کاووسی کلاشمی (۱۳۹۰)، ارزش حفاظتی گل سوسن چلچراغ را ۶۵۴۰/۳۳ ریال در سال برآورد کردند. از دیگر مطالعات انجام گرفته در این ارتباط می‌توان به خورشید دوست (۱۳۸۳)، امیر نژاد و خلیلیان (۱۳۸۴)، دشتی و سهرابی (۱۳۸۷)، اسماعیلی و غزالی (۱۳۸۸) و مولائی و همکاران (۱۳۸۳)

¹ Krieger

² Gurluk

³ Jim and Wendy

⁴ Leinhoop and McMillan

⁵ Kin et. al.

⁶ Nabin et. al.

(۱۳۸۹) اشاره کرد. مرور مطالعات گذشته نشان می‌دهد که مطالعه‌ای برای برآورد ارزش پارک جنگلی ارومیه انجام نشده است. در این مطالعه تلاش می‌شود تا میزان تمایل به پرداخت افراد برای بهبود وضعیت و امکانات تفریحی این پارک برآورد شود.

روش تحقیق

در تمام مطالعات فوق از روش ارزش‌گذاری مشروط^۱ استفاده شده است. در این مطالعه نیز روش ارزش‌گذاری مشروط مورد استفاده قرار گرفت. داده‌های مورد نیاز این مطالعه با استفاده از تکمیل پرسشنامه از بازدیدکنندگان پارک جنگلی ارومیه جمع‌آوری گردید. سوال اساسی در پرسشنامه ارزش‌گذاری مشروط پرسش در مورد میزان تمایل به پرداخت افراد است. در این مطالعه از روش انتخاب دوگانه دو بعدی (DBDC)^۲ برای پرسش در مورد میزان تمایل به پرداخت افراد استفاده شد. با این توضیح که ابتدا مبلغی به فرد پیشنهاد شد و از وی خواسته تا بیان کند که آیا این مبلغ را به عنوان تمایل به پرداخت برای ورود به پارک جنگلی، با وضعیت موجود، حاضر است پردازد. در ادامه، سوال دیگری نیز به همین شکل در مورد تمایل به پرداخت در صورتی که وضعیت امکانات تفریحی و ورزشی پارک بهبود یابد، پرسیده شد. تعیین مبالغ پیشنهادی با استفاده از روش کوپر (۱۹۹۳)^۳ و با برنامه‌نویسی در نرم‌افزار GAUSS ویرایش ۱۰ انجام گردید.

با این فرض که مطلوبیت یک فرد تابعی از وضعیت پارک، درآمد و سایر خصوصیات اقتصادی-اجتماعی او می‌باشد؛ تابع مطلوبیت فرد را می‌توان به شکل زیر نوشت (هانمن، ۱۹۸۴^۴):

$$u = u(h, y, q; s) \quad (1)$$

در این رابطه، زمانی که فرد تمایل به پرداخت داشته باشد، h مساوی یک و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. در رابطه فوق u و s نیز به ترتیب درآمد فرد و سایر خصوصیات اقتصادی-اجتماعی از قبیل سن، جنسیت، تعداد اعضای خانوار، سطح تحصیلات، عضویت در سازمان‌های غیردولتی حامی محیط‌زیست و q نیز وضعیت پارک را نشان می‌دهد.

ارزش‌گذاری مشروط بر این فرض اساسی استوار است که فرد از تابع مطلوبیت خود آگاه است. ولی اقتصاددان از تابع مطلوبیت افراد اطلاعات کافی در دست ندارد؛ بنابراین، از دید اقتصاددان تابع مطلوبیت افراد به شکل زیر می‌باشد (هانمن، ۱۹۸۴).

$$u(h, y, q; s) = v(h, y, q; s) + \varepsilon_h \quad (2)$$

¹ Contingent Valuation Method

² Double Bounded Dichotomous Choice

³ Cooper

⁴ Hanemann



رابطه بالا بیان می کند که تابع مطلوبیت افراد یک متغیر تصادفی با میانگین (μ)^۱، که مطلوبیت غیرمستقیم را نیز نشان می دهد، می باشد. ϵ_h نیز جزء اخلال تصادفی با میانگین صفر است.

چنانچه به فرد مبلغ B ریال پیشنهاد شود تا با پرداخت آن در بهبود وضعیت پارک شرکت نماید، اگر فرد تمایل به پرداخت داشته باشد، می توان نوشت (پارک و لومیس، ۱۹۹۶):

$$v(1, y - B, q; s) + \epsilon_1 > v(0, y, q; s) + \epsilon_0 \quad (3)$$

بنابراین، احتمال تمایل به پرداخت فرد را می توان به صورت زیر بیان نمود (پارک و لومیس، ۱۹۹۶):

$$P_1 = \Pr\{Willing to Pay\} = \Pr\{v(1, y - B, q; s) + \epsilon_1 > v(0, y, q; s) + \epsilon_0\} \quad (4)$$

$$P_0 = 1 - P_1 \quad (5)$$

در این روابط P_1 و P_0 به ترتیب، احتمال تمایل به پرداخت و عدم تمایل به پرداخت را نشان می دهند. اگر η برابر با $(\epsilon_1 - \epsilon_0)$ باشد^۲ و F_η بیانگرتابع توزیع تجمعی η باشد، احتمال تمایل به پرداخت را می توان چنین نوشت (پارک و لومیس، ۱۹۹۶):

$$P_1 = F_\eta(\Delta v) \quad (6)$$

که Δv تفاضل مطلوبیت های غیرمستقیم در حالت تمایل به پرداخت و عدم تمایل به پرداخت را نشان می دهد و برابر است با (پارک و لومیس، ۱۹۹۶):

$$\Delta v = v(0, y, q; s) + \epsilon_0 - v(1, y - B, q; s) - \epsilon_1 \quad (7)$$

$$\Delta v = v(0, y, q; s) - v(1, y - B, q; s) + (\epsilon_0 - \epsilon_1) \quad (8)$$

$$\Delta v = v(0, y, q; s) - v(1, y - B, q; s) + \eta \quad (9)$$

چنانچه $(.)$ F_η توزیع لجستیک داشته باشد، می توان نوشت (هانمن، ۱۹۸۴):

$$P_1 = F_\eta(\Delta v) = (1 + \exp(-\Delta v))^{-1} \quad (10)$$

این توزیع با استفاده از روش حداکثر درست نمایی قابل برآورد می باشد. با در نظر گرفتن شکل خطی برای تابع مطلوبیت غیرمستقیم، می توان تفاضل مطلوبیت های غیرمستقیم را چنین نوشت (هانمن، ۱۹۸۴):

$$v(h, y - B, q; s) = \alpha_h + \theta y + \epsilon_h \quad , \theta > 0, h = 0, 1 \quad (11)$$

$$v(1, y - B, q; s) = \alpha_1 + \theta(y - B) + \epsilon_1 \quad (12)$$

$$v(0, y, q; s) = \alpha_0 + \theta y + \epsilon_0 \quad (13)$$

$$\Delta v = v(0, y, q; s) + \epsilon_0 - v(1, y - B, q; s) - \epsilon_1 = (\alpha_0 - \alpha_1) + \theta B + \eta \quad (14)$$

همانطور که از روابط بالا نیز مشخص است زمانی که مطلوبیت فرد شکل خطی داشته باشد، احتمال تمایل به پرداخت

¹ Park and Loomis

² به دلیل خصوصیت ϵ_h میانگین μ نیز برابر با صفر می باشد.



او تابعی از مبلغ پیشنهادی (B) خواهد بود.

حداکثر مبلغی که فرد تمایل به پرداخت آن دارد مبلغی است که مطلوبیت او در صورت تمایل به پرداخت آن و عدم تمایل به پرداخت یکسان باشد (هانمن، ۱۹۸۴). بنابراین می‌توان نوشت:

$$u(1, y - B, q; s) = u(0, y, q; s) \quad (15)$$

$$v(1, y - B, q; s) + \varepsilon_1 = v(0, y, q; s) + \varepsilon_0 \quad (16)$$

$$\Delta v = 0 \quad (17)$$

بنابراین، در صورتی که تابع مطلوبیت شکل خطی داشته باشد، و تابع تفاضل مطلوبیت (۱۴) برآورد گردد، به دلیل اینکه میانگین v برابر صفر است، تابع (۱۴) به شکل زیر در خواهد آمد (هانمن، ۱۹۸۴):

$$\Delta v = v(0, y, q; s) - v(1, y - B, q; s) = (\alpha_0 - \alpha_1) + \theta B \quad (18)$$

که با مساوی قرار دادن Δv برابر با صفر، مقدار حداکثر تمایل به پرداخت برابر با $\frac{\alpha_0 - \alpha_1}{\theta}$ می‌شود. در نتیجه، با مساوی قرار دادن $(\alpha_0 - \alpha_1)$ برابر با α می‌توان حداکثر تمایل به پرداخت با رابطه (۱۹) نشان داد.

$$\text{حداکثر تمایل به پرداخت} = -\frac{\alpha}{\theta} \quad (19)$$

با بهره‌گیری از روابط فوق، عوامل موثر بر احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی و مقدار مورد انتظار WTP تعیین خواهد شد. به منظور بررسی عوامل موثر بر احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی از مدل‌های پرویت به ظاهر نامرتب استفاده می‌شود. به این دلیل از چنین مدل‌هایی استفاده می‌شود که در روش DBDC دو مبلغ پیشنهاد می‌شود که هر فرد بایستی به آنها پاسخ بدهد. بنابراین، دو مدل با متغیر وابسته‌ی دوتایی به وجود می‌آید که متغیر وابسته‌ی مدل اول پاسخ به پیشنهاد اول و متغیر وابسته‌ی مدل دوم پاسخ به پیشنهاد دوم است؛ که اجزای اخلال این دو مدل وابسته به هم خواهد بود. به این دلیل که متغیرهای مستقل دو مدل به جز متغیر مبلغ پیشنهادی یکسان هستند (گرین، ۲۰۱۱).^۱

$$Y_1 = f(x_1, BID_1) + e_1 \quad (20)$$

$$Y_2 = f(x_2, BID_2) + e_2 \quad (21)$$

$$E[e_1|x_1, x_2, BID_1, BID_2] = E[e_2|x_1, x_2, BID_1, BID_2] = 0 \quad (22)$$

$$Var[e_1|x_1, x_2, BID_1, BID_2] = Var[e_2|x_1, x_2, BID_1, BID_2] = 1 \quad (23)$$

$$Cov[e_1, e_2|x_1, x_2, BID_1, BID_2] = \rho \quad (24)$$

که در این روابط Y_1 و Y_2 به ترتیب نشان‌دهنده‌ی پاسخ به مبلغ پیشنهاد اول و دوم، x_1 و x_2 و BID_1 و BID_2 نیز به ترتیب بیانگر متغیرهای توضیحی مدل اول و دوم، مبلغ پیشنهاد اول و دوم، e_1 و e_2 اجزای اخلال مدل اول و دوم و ρ دوم و نشان‌دهنده‌ی میزان همبستگی e_1 و e_2 می‌باشد.

در برآورد مدل‌های پرویت به ظاهر نامرتب، به دلیل اینکه از همبستگی موجود بین اجزای اخلال دو مدل

¹ Greene

استفاده می شود، تخمین های کاراتری حاصل می شود (گرین، ۲۰۱۱). به عبارت دیگر، تا زمانی که اجزای اخلاق به هم وابسته باشند ($\neq \rho$) بایستی برآوردها به صورت همزمان با استفاده از مدل های پرویت به ظاهر نامرتب انجام شود؛ در غیر این صورت ($\rho = 0$) برآورد دو مدل به صورت جداگانه مشکلی ایجاد نمی کند؛ و نتایج مدل های پرویت جداگانه و مدل پرویت به ظاهر نامرتب یکسان خواهد بود (کامرون و کویگین، ۱۹۹۴)^۱. به عبارت دیگر، استفاده از روش DBDC باعث بالا رفتن کارایی برآوردها خواهد شد.

همانطور که قبل از ذکر گردید در روش DBDC هر پاسخ دهنده ای با دو پیشنهاد مواجه است. چنانچه جواب به پیشنهاد اول (Bi) مثبت باشد پیشنهاد دوم مبلغی بیشتر از مبلغ اولی پیشنهاد می شود ($B_i < B_i^u$) در غیر این صورت پیشنهاد دوم کمتر از پیشنهاد اول مطرح می شود ($B_i > B_i^d$). بنابراین، چهار حالت پیش خواهد آمد: الف) به هر دو پیشنهاد جواب بلی داده شود، ب) به پیشنهاد اول بلی و به پیشنهاد دوم جواب خیر داده شود، ج) به پیشنهاد اول خیر و به پیشنهاد دوم جواب بلی داده شود و د) به هر دو پیشنهاد جواب خیر داده شود. که در این صورت تابع درست نمایی را برای چهار حالت (الف تا د) به ترتیب می توان با π^{yy} ، π^{ny} و π^{ny} نشان داد. تحت شرایط حداقل کردن مطلوبیت توابع درست نمایی فوق را می توان به شکل زیر نوشت (هانمن و همکاران^۲، ۱۹۹۱):

$$\begin{aligned} \pi^{yy}(B_i, B_i^u) &= \Pr\{B_i \leq \text{MaxWTP} \text{ and } B_i^u \leq \text{MaxWTP}\} \\ &= \Pr\{B_i \leq \text{Max WTP} | B_i^u \leq \text{Max WTP}\} \cdot \Pr\{B_i^u \leq \text{Max WTP}\} \\ &= \Pr\{B_i^u \leq \text{Max WTP}\} = 1 - G(B_i^u; \theta) \end{aligned} \quad (25)$$

از آنجایی که $B_i > B_i^u$ می باشد؛ چنانچه فردی حاضر به پرداخت مبلغ B_i^u باشد صدرصد حاضر به پرداخت مبلغ B_i خواهد بود. در نتیجه، احتمال شرطی $\Pr\{B_i \leq \text{Max WTP} | B_i^u \leq \text{Max WTP}\}$ در رابطه ای بالا برابر یک می باشد. به همین ترتیب، اگر فردی مبلغ پایین تر (B_i^d) را نپذیرد، مبلغ بیشتر (B_i) را نیز خواهد پذیرفت. در نتیجه، احتمال شرط $\Pr\{B_i^d \leq \text{Max WTP} | B_i \leq \text{Max WTP}\}$ نیز برابر یک خواهد بود. بنابراین، احتمال اینکه فرد به هر دو پیشنهاد اول و دوم جواب خیر بدهد برابر است با (هانمن و همکاران، ۱۹۹۱):

$$\begin{aligned} \pi^{ny}(B_i, B_i^u) &= \Pr\{B_i > \text{MaxWTP} \text{ and } B_i^d > \text{MaxWTP}\} \\ &= \Pr\{B_i^d > \text{MaxWTP}\} = G(B_i^d; \theta) \end{aligned} \quad (26)$$

به همین ترتیب می توان روابط مربوط به احتمال π^{yy} و π^{ny} را به شکل زیر بیان نمود (هانمن و همکاران، ۱۹۹۱):

$$\pi^{yy}(B_i, B_i^u) = \Pr\{B_i \leq \text{MaxWTP} \leq B_i^u\} \quad (27)$$

$$= G(B_i^u; \theta) - G(B_i; \theta)$$

$$\begin{aligned} \pi^{ny}(B_i, B_i^d) &= \Pr\{B_i \geq \text{MaxWTP} \geq B_i^d\} \\ &= G(B_i; \theta) - G(B_i^d; \theta) \end{aligned} \quad (28)$$

¹ Cameron and Quiggin

² Hanemann et al.



روابط (π^{yy} و π^{nn}) حدود بالا و پایین تمايل به پرداخت افراد را که غیرواقعي می باشند، نشان می دهد؛ در حالی که روابط (π^{ny} ، π^{ny}) حدود بالا و پایین را تعديل کرده و به WTP واقعی فرد نزدیک می کند. تابع درستنمایی برای N فرد به شکل زیر بیان می شود (هانمن و همکاران، ۱۹۹۱):

$$\ln L^D(\theta) = \sum_{i=1}^N \{ d_i^{yy} \ln \pi^{yy}(B_i, B_i^u) + d_i^{nn} \ln \pi^{nn}(B_i, B_i^d) \\ + d_i^{yn} \ln \pi^{yn}(B_i, B_i^u) + d_i^{ny} \ln \pi^{ny}(B_i, B_i^d) \} \quad (29)$$

که مقادير d_i^{yy} ، d_i^{ny} و d_i^{yn} به صورت زير تعين می شوند:

اگر فرد ۱ به هر دو پيشنهاد پاسخ بلی بدهد

اگر فرد ۱ به هر پيشنهاد اول پاسخ بلی و به دومی جواب خير بدهد

اگر فرد ۱ به هر پيشنهاد اول پاسخ خير و به دومی جواب بلی بدهد

اگر فرد ۱ به هر دو پيشنهاد پاسخ خير بدهد

از مشتق گرفتن تابع درستنمایي فوق نسبت به پارامترها، مقادير برآورد شده ضرائب متغيرها به دست می آيند.

نتایج تحقیق

هدف از این مطالعه برآورد تمايل به پرداخت برای بهبود امکانات تفریحی و زیست محیطی پارک جنگلی ارومیه می باشد. تعداد نمونه برای جمع آوري داده های مورد نیاز با استفاده از روش کوکران ۲۲۴ مشخص و اطلاعات در زمستان سال ۱۳۹۱ در پارک جنگلی ارومیه جمع آوري گردیدند. پس از طراحی پرسشنامه ها و جمع آوري اطلاعات مورد نیاز ابتدا آماره های توصیفی متغيرها، سپس نتایج برآورد الگوهای اقتصادستنجی و در نهايیت نتایج محاسبات مقدار مورد انتظار تمايل به پرداخت ارائه گردیده است.

آماره توصیفی متغير پيشنهاد در جدول (۱) و (۲) نشان داده شده است، بر اساس اين جدول ۹۶ نفر از پاسخ دهنده گان (۴۲/۸۵ درصد) تمايل به پرداخت برای مبلغ پيشنهادي اول را دارند و ۱۲۹ نفر از پاسخ دهنده گان (۵۷/۵۸ درصد) تمايل به پرداخت برای مبلغ پيشنهادي اول را ندارند. همچنین ۱۵۴ نفر از پاسخ دهنده گان (۶۸/۷۵ درصد) تمايل به پرداخت برای مبلغ پيشنهادي دوم را دارند و ۷۰ نفر از پاسخ دهنده گان (۳۱/۲۵ درصد) تمايل به پرداخت برای مبلغ پيشنهادي دوم را ندارند.



جدول(۱): آماره‌های توصیفی پاسخ به پیشنهاد اول

پیشنهاد اول (ریال)	۱۰۰۰	۲۰۰۰	۳۰۰۰	۴۰۰۰	۵۰۰۰	۶۰۰۰	۸۰۰۰	جمع
تعداد موافقین	۹۶	۱۰	۱۲	۱۳	۱۶	۱۷	۹	۱۸
تعداد مخالفین	۱۲۹	۲۲	۲۰	۱۹	۱۶	۱۵	۲۳	۱۴
جمع	۲۲۴	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲

جدول(۲): آماره‌های توصیفی پاسخ به پیشنهاد دوم

پیشنهاد دوم (ریال)	۱۵۰۰	۲۵۰۰	۳۱۰۰	۴۵۰۰	۵۲۰۰	۶۱۰۰	۸۵۰۰	جمع
تعداد موافقین	۱۵۴	۱۸	۲۰	۱۹	۲۴	۲۶	۲۰	۲۷
تعداد مخالفین	۷۰	۱۴	۱۲	۱۳	۸	۶	۱۲	۵
جمع	۲۲۴	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲

آماره توصیفی پاسخ به مبلغ پیشنهاد اول و دوم به صورت مشترک در جدول (۳) نشان داده شده است، بر اساس این جدول ۶۹ نفر از پاسخ‌دهندگان (۳۰/۸۰ درصد) که پیشنهاد اول را نپذیرفته بودند، پیشنهاد دوم را هم نپذیرفتند. ۶۰ نفر از پاسخ‌دهندگان (۲۶/۷۸ درصد) که پیشنهاد اول را نپذیرفته بودند، پیشنهاد دوم را پذیرفتند. ۱ نفر از پاسخ‌دهندگان (۰/۰۰۴ درصد) که پیشنهاد اول را پذیرفته بود، پیشنهاد دوم را نپذیرفت. ۹۴ نفر از پاسخ‌دهندگان (۴۱/۹۶ درصد) که پیشنهاد اول را پذیرفته بودند، پیشنهاد دوم را هم پذیرفتند. این جدول نشان می‌دهد که درصد بالایی از پاسخ‌دهندگان (۵۷/۵۸ درصد) مبلغ پیشنهاد اول را نپذیرفته‌اند؛ به عبارت دیگر، از وضعیت موجود پارک رضایت نداشته و تمایل به پرداخت برای بازدید از آن را ندارند. اما در صورتی که امکاناتی در پارک فراهم آید، درصد بیشتری از آنها (۶۸/۷۵ درصد) تمایل دارند با پرداخت مبالغی به این بهبود کمک نمایند.



جدول (۳): آماره توصیفی پاسخ به پیشنهاد اول و دوم

پاسخ به پیشنهاد دوم			
جمع	بلی	خبر	
(۵۷/۵۸) ۱۲۹	(۲۶/۷۸) ۶۰	(۳۰/۸۰) ۶۹	خبر
(۴۲/۴۲) ۹۵	(۴۱/۹۶) ۹۴	(۰/۰۰۴) ۱	بلی
(۱۰۰) ۲۲۴	(۶۸/۷۵) ۱۵۴	(۳۱/۲۵) ۷۰	جمع
پاسخ به پیشنهاد اول			

آماره های توصیفی متغیرهای گستته

آماره توصیفی متغیر جنسیت و عضویت در سازمان های زیست محیطی غیردولتی در جدول (۴) گزارش گردیده است. بر اساس این جدول ۸۲ نفر از پاسخ دهندها (۳۶/۶۱ درصد) زن و ۱۴۲ نفر از پاسخ دهندها (۶۳/۳۹ درصد) مرد می باشند. همچنین، بیشتر آنها (۹۵/۰۹ درصد) در سازمان های غیردولتی حامی محیط زیست عضویت ندارند.

جدول (۴): آماره توصیفی متغیر جنسیت و عضویت در سازمان های زیست محیطی غیردولتی

متغیر	جنسیت	عضویت در سازمان های زیست محیطی غیردولتی	جمع	
	مرد	زن	بلی	خبر
فرابانی	۱۴۲	۸۲	۱۱	۲۱۳
درصد فرابانی	۶۳/۳۹	۳۶/۶۱	۴/۹۱	۹۵/۰۹

آماره های توصیفی متغیر سطح تحصیلات در جدول (۵) نشان می دهد که بیشتر پاسخ دهندها (۴۶/۴۳ درصد) دارای تحصیلات لیسانس بوده و فقط یک نفر از آنها بی سواد بوده اند.

جدول (۵): آماره توصیفی متغیر تحصیلات

درصد فرابانی	فوق لیسانس یا بالاتر	لیسانس	فوق دیپلم	دیپلم	زیر دیپلم	بی سواد
۱۹	۱۰۴	۵۱	۴۰	۹	۱	۰/۴۵
۸/۴۸	۴۶/۴۳	۲۲/۷۷	۱۷/۸۶	۴/۰۲	۴۰/۲	

متغیر در آمد از دیگر متغیرهای گستته موجود در پرسشنامه می باشد که آماره های توصیفی آن در جدول (۶) گزارش گردیده است. در این تحقیق فرض بر این است که افراد برای پرداخت به عنوان مبلغ ورودیه پارک

جنگلی دارای درآمد مستقل هستند. انتظار بر این است که با افزایش درآمد، احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی و در نتیجه مبلغ تمايل به پرداخت بالا رود. بر اساس اين جدول ۱۱۴ نفر از پاسخ‌دهندگان (۵۰/۸۹ درصد) در گروه درآمدی اول، ۵۶ نفر از پاسخ‌دهندگان (۲۵ درصد) در گروه درآمدی دوم، ۳۹ نفر از پاسخ‌دهندگان (۱۷/۴۱ درصد) در گروه درآمدی سوم، ۱۰ نفر از پاسخ‌دهندگان (۴/۴۶ درصد) در گروه درآمدی چهارم، ۵ نفر از پاسخ‌دهندگان (۲/۲۳ درصد) در گروه درآمدی پنجم و در گروه درآمدی ششم فردی وجود نداشت. بر اساس اطلاعات به دست آمده از اين جدول ۲۰۹ نفر از پاسخ‌دهندگان در بین گروه‌های درآمدی اول تا سوم قرار دارند، به عبارتی درآمدی بین ۰ تا ۹۰۰۰ هزار ریال دارند.

جدول(۶): آماره توصیفی متغیر درآمد

گروه	سطح (هزار ریال)	فراوانی	درصد فراوانی
۱	۳۰۰۰ تا ۰	۱۱۴	۵۰/۸۹
۲	۶۰۰۰ تا ۳۰۰۰	۵۶	۲۵/۰۰
۳	۹۰۰۰ تا ۶۰۰۰	۳۹	۱۷/۴۱
۴	۱۲۰۰۰ تا ۹۰۰۰	۱۰	۴/۴۶
۵	۱۵۰۰۰ تا ۱۲۰۰۰	۵	۲/۲۳
۶	بالاتر از ۱۵۰۰۰	۰	۰

آماره‌های توصیفی متغیر سن و تعداد اعضای خانوار از متغیرهای پیوسته موجود در پرسشنامه، در جدول (۷) گزارش گردیده است. میانگین سن و تعداد اعضای خانوار پاسخ‌دهندگان به ترتیب برابر با ۲۶/۰۹ سال و ۴/۲۱ نفر می‌باشد. حداقل سن مصاحبه‌شوندگان ۱۸ سال و حداکثر سن آن‌ها ۵۲ سال بوده است. همچنین حداقل تعداد اعضای خانوار ۱ و حداکثر آن ۱۲ نفر می‌باشد.

جدول(۷): آماره‌های توصیفی متغیر توصیفی سن و تعداد اعضای خانوار

متغیر	میانگین	حداقل	حداکثر
سن	۲۶/۰۹	۱۸	۵۲
تعداد اعضای خانوار	۴/۲۱	۱	۱۲

- نتایج برآورد الگوی پرویت به ظاهر نامرتبط

در برآورد ارزش منابع طبیعی با استفاده از روش انتخاب دوتایی ارزش‌گذاری مشروط، به دلیل حالت دوتایی متغیر وابسته از الگوهای لاجیت و پرویت استفاده می‌شود. اما بهدلیل این که در این مطالعه دو متغیر وابسته دوتایی وجود دارد، از الگوی پرویت به ظاهر نامرتبط برای برآورد تمايل به پرداخت جهت بهبود امکانات تفریحی و زیست‌محیطی پارک جنگلی ارومیه استفاده شده است.

نتایج برآورد مدل‌های پروبیت به ظاهر نامرتب خطی و لگاریتمی در جدول (۸) ارائه شده است. در این جدول برای هر شکل تابعی دو مدل گزارش شده است. مدل (۱) براساس پاسخ به مبلغ پیشنهاد اول^۱ (Y1) و مدل (۲) براساس پاسخ به مبلغ پیشنهاد دوم^۲ (Y2) برآورد شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در مدل اول خطی، متغیرهای مبلغ پیشنهادی، تحصیلات و درآمد معنی‌دار و متغیرهای سن، جنسیت و تعداد اعضای خانوار معنی‌دار نمی‌باشند. معنی‌دار نبودن این متغیرها نشان می‌دهد که این خصوصیات افراد اختلاف معنی‌داری بین درصد احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی ایجاد نمی‌کنند. در مدل دوم خطی Y2 متغیرهای مبلغ پیشنهادی، تحصیلات، جنسیت و درآمد معنی‌دار و متغیرهای سن و تعداد اعضای خانوار از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشند. همچنین در مدل لگاریتمی اول (مدل ۳) متغیرهای جنسیت، تحصیلات و درآمد معنی‌دار و متغیرهای مبلغ پیشنهادی، سن و تعداد اعضای خانوار معنی‌دار نمی‌باشند. نیز در مدل لگاریتمی دوم (مدل ۴) متغیرهای مبلغ پیشنهادی، تحصیلات، جنسیت و درآمد معنی‌دار و متغیرهای سن و تعداد اعضای خانوار معنی‌دار نمی‌باشند.

برای انتخاب شکل تابعی مناسب برای برآورد تمایل به پرداخت برای بهبود امکانات تفریحی و زیست‌محیطی پارک جنگلی ارومیه، به مقایسه الگوهای خطی و لگاریتمی پرداخته شد. با توجه به اینکه در الگوی خطی معنی‌داری متغیرها بهتر از مدل لگاریتمی می‌باشد برای برآورد تمایل به پرداخت از شکل تابعی خطی استفاده گردید. در الگوی (۱) جدول (۸) علامت منفی ضریب متغیر مبلغ پیشنهادی نشان می‌دهد که هر چه مبلغ پیشنهادی برای ورودیه پارک جنگلی بیشتر باشد، احتمال پذیرش آن کمتر خواهد بود.

^۱ مبلغ پیشنهاد شده به عنوان تمایل به پرداخت برای وضعیت موجود پارک

^۲ مبلغ پیشنهاد شده به عنوان تمایل به پرداخت برای وضعیت بهبود یافته‌ی پارک

جدول (۸): نتایج برآورد مدل‌های پرویت به ظاهر نامرتب خطی و لگاریتمی

متغیر	ضریب همبستگی اجزا	ضریب آماره t	نمودار نامرتب خطی	ضریب آماره t	نمودار لگاریتمی	متغیر
عرض از مبدأ	-۰/۴۳	-۳/۳۵	متغیر وابسته = \hat{Y}_1 = پاسخ به پیشنهاد اول (مدل ۱)	-۰/۹۷۰	-۰/۹۷۳	متغیر وابسته = \hat{Y}_1 = پاسخ به پیشنهاد اول (مدل ۳)
سن	۰/۰۱۶	۰/۸۵	متغیر وابسته = \hat{Y}_2 = پاسخ به پیشنهاد دوم (مدل ۲)	۰/۰۱۵	۰/۸۱	متغیر وابسته = \hat{Y}_2 = پاسخ به پیشنهاد دوم (مدل ۴)
جنسیت	۰/۳۰۱	۱/۵۷	متغیر وابسته = \hat{Y}_1 = پاسخ به پیشنهاد اول (مدل ۱)	*** ۰/۳۰۹	۱/۶۲	متغیر وابسته = \hat{Y}_1 = پاسخ به پیشنهاد اول (مدل ۳)
تحصیلات	* ۰/۳۲۱	۳/۴۶	متغیر وابسته = \hat{Y}_2 = پاسخ به پیشنهاد دوم (مدل ۲)	* ۰/۳۲۱	۳/۴۷	متغیر وابسته = \hat{Y}_2 = پاسخ به پیشنهاد دوم (مدل ۴)
تعداد اعضای خانوار	-۰/۰۲۵	-۰/۴۱	عرض از مبدأ	-۰/۰۲۴	-۰/۰۳۹	عرض از مبدأ
درآمد	* ۰/۳۸۴	۳/۱۱	سن	* ۰/۳۸۱	۳/۰۸	جنسیت
مبلغ پیشنهاد اول	*** -۰/۰۰۰	-۱/۷۸	جنسیت	-۰/۰۲۱۳	-۱/۰۵۵	تحصیلات
مبلغ پیشنهاد دوم	-۰/۰۰۰	۵/۵۴	تعداد اعضای خانوار	۲/۶۴۵	۱/۶۴	درآمد
ضریب همبستگی اجزا	۱/۴۲	۵/۵۴	درآمد	۰/۰۰۸	۰/۴۰	مبلغ پیشنهاد دوم
			مبلغ پیشنهاد اول	۰/۳۷	۲/۰۲	ضریب همبستگی اجزا
			ضریب همبستگی اجزا	** ۰/۳۸۵	۱/۹۴	
				*** ۰/۱۸۳	۱/۸۶	
				-۰/۲۱	-۰/۰۳۷	
				* ۰/۳۶۳	۲/۰۷	
				-۰/۰۰۰	-۲/۶۲	
				۱/۴۴	۵/۴۳	

مأخذ: یافته‌های تحقیق **، *** به ترتیب معنی دار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

برآورد مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت

میزان تمایل به پرداخت بدست آمده با استفاده از الگوهای پرویت به ظاهر نامرتب خطی در جدول (۹) نشان داده شده است. میزان تمایل به پرداخت بدست آمده با استفاده از مدل پرویت به ظاهر نامرتب خطی \hat{Y}_1 برابر با ۱۳۷۴/۷۲ ریال و میزان ASL^1 بدست آمده برابر با ۰/۰۵۶۴ می‌باشد. ASL سطح معنی داری مقدار تمایل به پرداخت برآورد شده را نشان می‌دهد. بنابراین، چنانچه، این مقدار کوچکتر از ۰/۰۵ باشد، بیانگر این امر خواهد بود که تمایل به پرداخت برآورده شده در سطح ۹۵ درصد معنی دار است. اما همانطور که ملاحظه می‌شود تمایل به پرداخت به دست آمده با استفاده از مدل اول (\hat{Y}_1) از لحاظ آماری معنی دار نمی‌باشد. میزان تمایل به پرداخت بدست آمده با استفاده از مدل پرویت به ظاهر نامرتب خطی \hat{Y}_2 برابر با ۹۶۱۴/۴۹ ریال و میزان ASL بدست آمده برابر با ۰/۰۰۴۶ می‌باشد.

¹ Achieved Significance Level



جدول (۹): محاسبه تمایل به پرداخت با مدل‌های پرویت به ظاهر نامرتب خطی

مدل	مدل	مقدار	تمایل به پرداخت	ASL
Y ₁	Y ₂	میانه یا میانگین	۱۳۷۴/۷۲	۰/۲۵۶۴
مدل‌های پرویت به ظاهر نامرتب خطی	مدل‌های پرویت به ظاهر نامرتب خطی	میانه یا میانگین	۹۶۱۴/۴۹	۰/۰۰۴۶

میزان تمایل به پرداخت به دست آمده با استفاده از مدل پرویت به ظاهر نامرتب خطی Y₁ بر اساس وضعیت موجود پارک جنگلی ارومیه و میزان تمایل به پرداخت به دست آمده با استفاده از مدل پرویت به ظاهر نامرتب خطی Y₂ براساس شرایط بهبود یافته‌ی وضعیت تفریحی پارک جنگلی محاسبه گردید. با کم کردن میزان تمایل به پرداخت بدست آمده، مدل پرویت به ظاهر نامرتب خطی Y₂ از میزان تمایل به پرداخت بدست آمده، مدل پرویت به ظاهر نامرتب خطی Y₁، میزان تمایل به پرداخت افزایش یافته به دلیل بهبود وضعیت تفریحی پارک جنگلی بدست می‌آید. بنابراین می‌توان نوشت: $8239/77 - 1374/72 = 9614/49$ ، که ۸۲۳۹/۷۷ ریال میزان افزایش در تمایل به پرداخت افراد به دلیل بهبود وضعیت تفریحی پارک جنگلی می‌باشد.

منابع

۱. اسماعیلی، ع.، غزالی، س. (۱۳۸۸)، «تعیین ارزش حفاظتی رودخانه کر در استان فارس با استفاده از تمایل به پرداخت افراد». اقتصاد کشاورزی، ۳: ۱۲۰-۱۰۷.
۲. امیر نژاد، ح.، خلیلیان، ص. (۱۳۸۴)، «برآورد ارزش توریستی پارک ملی گلستان و تعیین عوامل موثر بر تمایل به پرداخت بازدید کنندگان». پنجمین همایش دو سالانه اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان.
۳. انزلی، ح. (۱۳۷۸)، «ارومیه در گذر زمان». انتشارات انزلی، ص، ۲۰.
۴. خورشید دوست، ع. (۱۳۷۶)، «نقش روش‌های قیمت‌گذاری و تحلیل اقتصادی در ارزیابی محیط زیست». محیط‌شناسی، ۹۳-۱۰۲: ۹۳.
۵. خورشید دوست، ع. (۱۳۸۳)، «کاربرد روش ارزیابی مشروط در برآورد میزان تمایل به پرداخت برای حفاظت محیط زیست تبریز». فصلنامه محیط‌شناسی، ۳۶: ۲۰-۱۳.
۶. دشتی، ق.، سهرابی، ف. (۱۳۸۷)، «برآورد ارزش تفرجی پارک نبوت با بهره‌گیری از روش ارزش‌گذاری مشروط». نشریه دانشکده منابع طبیعی، ۶۱: ۴۴۵-۴۳۳.
۷. کاویان پور، ا. (۱۳۷۸)، «تاریخ ارومیه». انتشارات آذر کهن، ص، ۱۹۲-۱۸۹.
۸. مجنویان، ه. (۱۳۷۴)، «مباحثی پیرامون پارک‌ها، فضای سبز و تفرجگاه‌ها». تهران، انتشارات سازمان پارک‌ها و فضای سبز شهر تهران.
۹. مولایی، م. (۱۳۸۸)، «ارزش‌گذاری اقتصادی، زیست محیطی اکوسیستم جنگلی ارسباران». رساله دکتری اقتصاد کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، ص، ۱۹۲.
۱۰. مولائی، م.، شرزه‌ای، غ. و یزدانی، س. (۱۳۸۹)، «تأثیر روش‌های استخراج اطلاعات از پرسشنامه بر مقدار تمایل به پرداخت در ارزش‌گذاری مشروط (مطالعه موردی: اکوسیستم جنگلی ارسباران)». تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۰.
۱۱. مولائی، م.، کاویی کلاشمی، م. (۱۳۹۰)، «برآورد ارزش حفاظتی گل سوسن چلچراغ با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط با انتخاب دوگانه یک بعدی». نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، جلد، ۲۵: ۳۲۹-۳۲۳.
۱۲. هدایتی، م. (۱۳۸۰)، «سیر تحول جنگل کاری در ایران». فصلنامه علمی جنگل و مرتع، سازمان جنگل‌ها و مرتع کشور.
۱۳. ولی زاده، ع.، مولائی، م. (۱۳۹۱)، «برآورد تمایل به پرداخت برای حفاظت از رودخانه هراز». هشتمین همایش دو سالانه اقتصاد کشاورزی ایران (کشاورزی پایدار و امنیت غذایی، سیاست‌ها و راهبردها).
14. Cameron, T.A., Quiggin, J. (1994), «Estimation Using Contingent Valuation Data From A Dichotomous Choice With Follow-up Questionnaire». Journal of Environmental Economics and Management, 27: 218-34.
15. Cooper, J. C. (1993), «A Bioeconomic Model for Estimating the Optimal Level of Deer and Tag Sales». Environmental and Resource Economics, European Association of Environmental and Resource Economists, 3: 563-579.
16. Costanza, R., d'Arge, R., Groot, R., Farber, S., Grasso, M., Hannon, B., Limburg, K., Naeem, S., O'Neill, R. V., Paruelo, J., Raskin, R. J., Sutton, P. and Van. D. B, M. (1997), «The Value of The World's



- Ecosystem Services and Natural Capital». Ecological Economics, 25: 3-15.
- 17. Greene, W. H. (2011), «Econometric Analysis». 7th Edition .
 - 18. Gurluk, S. (2006), «The Estimation of Ecosystem Services Value in the Region of Misi Rural Development Project: Results from a Contingent Valuation Survey». Journal of Forest policy and Economics, 9: 209-218.
 - 19. Hanemann, M., Loomis, J. and Kanninen, B. (1991), «Statistical Efficiency of Double-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation». American Journal of Agricultural Economics, November, 1255-1263.
 - 20. Jim, C., Wendy, Y. (2006), «Recreation- Amenity Use and contingent Valuation of Urban Greenspaces in Guangzhou, China». Land- Scape and Urban Planning, 75: 81-96.
 - 21. Kant, S. (2007), «Economic Perspectives and Analyses of Multiple Forest Values and Sustainable Forest Management». Forest Policy and Economics, 9: 733-740.
 - 22. Kin, S. S., Wong, K. F. and Cho, M. (2007), «Assessing the Economic Value of a World Heritage Site and Willingness-to-Pay Determinants: A Case of Changdeok Palace». Tourism Management, 28: 317-322.
 - 23. Krieger, D. J. (2001), «Economic Value of Forest Ecosystem Services: A Review, The Wilderness Society». Washington, D. C, U.S.A.
 - 24. Leinholop, N., Mac Millan, D. (2007), «Valuing Wilderness in Iceland: Estimation of WTA and WTP Using the Market Stall Approach to Contingent Valuation». Land Use Policy, 24: 289-295.
 - 25. Louviere, J. J., Hensher, D., Swait, J. and Adamowicz, W. (2000), «Stated Choice Methods: Analysis and Applications». Cambridge University Press, Cambridge.
 - 26. Nabin, B., Stern, M. and Bhattarai, R. (2008), «Contingent Valuation of Ecotourism in Annapurna Conservation Area, Nepal: Implications for Sustainable Park Finance and Local Development». Ecological Economics, 66: 218–227.
 - 27. Park, T., Loomis, J. (1996), «Joint Estimation of Contingent Valuation Survey Responses». Environmental and Resource Economics, 7: 149-162.