مقایسه رهیافت‌های استخراج داده‌ها (دوگانه دو بعدی و دوگانه یک و نیم بعدی) در ارزش‌گذاری منابع تفرجی (مطالعه موردی؛ تپه کنار صندل جیرفت)

حمید امیرنژاد[۱] و سپیده امیرتیموری[۲*]

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۳/۱۶ تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۶/۰۶

چکیده

امروزه کشورهایی که بیش‌تر به توسعه اقتصادی خود می‌اندیشند، به طبیعت‌گردی یا اکوتوریسم توجه جدی می‌کنند. لذا در این مطالعه، ارزش تفرجی تپه کنار صندل جیرفت در استان کرمان با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط و بکارگیری دو الگوی استخراج داده‌ها شامل دوگانه دو بعدی و دوگانه یک ونیم بعدی در سال ۱۳۹۲ تعیین شد. برای دست‌یابی به این هدف، داده‌های مورد نیاز از راه تکمیل پرسش‌نامه و مصاحبه حضوری با ۱۱۵ بازدیدکننده از منطقه یاد شده براساس روش نمونه‌گیری تصادفی گردآوری شد. در مقایسه دو رهیافت استفاده شده، از آن‌جایی که در رهیافت دوگانه یک و نیم بعدی تعداد متغیرهای توضیحی معنی‌دار شده بیش‌تر است و هم‌چنین، قدرمطلق لگاریتم راست‌نمایی و بیش‌ترین راست‌نمایی در این فرمت، بیش‌تر از رهیافت دوگانه دو بعدی است، این رهیافت به عنوان رهیافت مناسب انتخاب شده است. هم‌چنین، متوسط تمایل به پرداخت با استفاده از فرمت دوگانه یک ونیم بعدی ۴۵۰۰ ریال برای هر بازدید، برآورد شد. لذا استفاده از رهیافت دوگانه یک ونیم بعدی در مطالعات، می‌تواند کمترین انحراف را از تمایل به پرداخت واقعی داشته باشد.

طبقه‌بندی JEL: Q51,C19.

واژه‌های کلیدی: روش ارزش‌گذاری مشروط، ارزش تفرجی، فرمت دوگانه دو بعدی، فرمت دوگانه یک ونیم بعدی، تپه کنار صندل.

۱- دانشیار اقتصاد منابع طبیعی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری.

۲- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد دانشگاه تربیت مدرس تهران.

*- نویسنده مسئول مقاله: sepidehamirtaimoori@yahoo.com

پیشگفتار

بخشی گسترده از کالاها و خدمات اکوسیستمی از ماهیت کالاهای عمومی برخوردارند و بازار مشخصی برای سنجش ارزش آن‌ها وجود ندارد. به بیان دیگر، هیچ‌گونه انگیزه‌ای برای استفاده کارا از آن‌ها وجود ندارد، به دلیل این‌که فاقد بازار می‌باشند و این عامل یکی ازمهم‌ترین علل تخریب و زوال اکوسیستم‌های طبیعی می‌باشد (آیرز و کنیس، ۱۹۶۹).

اقتصاددانان محیط زیست در سال‌های اخیر به ارزش‌گذاری و سنجش نقش محیط‌زیست در تأمین رفاه انسان پرداخته‌اند (مولایی، ۱۳۸۸). ارزش تفرجی جزو ارزش‌هایی است که در فضاهای طبیعی به گونه مستقیم مورد استفاده قرار می‌گیرد و استفاده از طبیعت برای تفرج، گذران اوقات فراغت و سرگرمی، پیاده‌روی و کاربرد زیبایی‌شناختی را شامل می‌شود (امیرنژاد و همکاران، ۱۳۸۵). تلاش‌های زیادی برای تعیین منافع ناشی از بازدید از مناطق تفرجی صورت گرفته که در بیش‌تر آن‌ها از روش ارزش‌گذاری مشروط (CVM)[1] استفاده شده است.

تپه کنار صندل در ۲۵ کیلومتری جنوب شهر جیرفت در استان کرمان واقع شده است. این تپه، باقی‌مانده یک بنای یادمانی باشکوه است که از حدود ۴۲۰۰-۴۳۰۰ سال پیش برجای مانده است این بنای عظیم یک بنای مذهبی بوده و برای ساخت آن از خشت خام و ملات گل و کاه‌گل استفاده شده است. تمامی خشت‌های بکار رفته در ساخت این بنا دارای ابعاد۱۰×۴۰×۴۰ سانتی‌متر هستند و برای ساخت این خشت‌ها از مواد دیگری نیز در خمیره خشت‌ها جهت استحکام بیش‌تر استفاده شده است که این مواد شامل کاه، قطعات ریز سفال و دانه‌های شن و ...(بی نام ۱۳۹۲، سازمان جهاد کشاورزی جیرفت، کرمان). این تپه از مناطق مهم گردشگری استان کرمان بشمار می‌رود. این منطقه، گردشگران بسیاری را سالانه به خود جذب می‌کند. به گونه‌ای‌که ۱۲۵۸ گردشگر به‌طور میانگین سالانه از این تپه‌ها بازدید می‌کنند. لذا در این مطالعه به برآورد ارزش تفریحی تپه کنار صندل پرداخته شده است و بدین منظور دو رهیافت ارزش‌گذاری دوگانه دو بعدی و یک ونیم بعدی با یکدیگر مقایسه شده است. تاکنون در داخل کشور مطالعه‌ای در مورد مقایسه دو رهیافت دوگانه دو بعدی و دوگانه یک ونیم بعدی و هم‌چنین، برآورد ارزش تفریحی منطقه مورد نظر انجام نشده است. در کشورهای دیگر مطالعاتی همچون مقایسه دو رهیافت انتخاب دوگانه و کارت پرداخت وجود دارد. مطالعات زیادی برای تعیین منافع بازدید از مناطق تفرجی صورت گرفته که در بیشتر آن‌ها از روش ارزش‌گذاری مشروط (CVM)[2] استفاده شده است. در بخش زیر به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود.

---

[1]- Contingent Valuation Method
[2]- Contingent Valuation Method

در ایران یخشکی نخستین فردی بود که در سال ۱۳۵۳، مسئله ارزش تفرجگاهها را مطرح کرد. سپس مجنونیان (۱۳۵۶)، به ارزش‌گذاری دو بوستان تهران پرداخت. وی تقاضا افراد را برای استفاده از بوستان و عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر تقاضای بازدیدکنندگان را مورد بررسی قرار داد. خداوردی‌زاده و همکاران (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط به ارزش‌گذاری تفریحی روستای توریستی کندوان در استان آذربایجان غربی پرداخته‌اند. در این مطالعه با بکارگیری پرسش‌نامه انتخاب دوگانه دو بعدی و با مصاحبه حضوری از ۱۸۰ بازدیدکننده، میانگین تمایل به پرداخت افراد را ۳۹۰۵ ریال و ارزش تفریحی سالانه روستای کندوان را در حدود ۱۱۷۱۵۰۰۰۰۰ ریال بدست آوردند. هاشم‌نژاد و همکاران (۱۳۹۰)، در پژوهشی با بررسی و تعیین شاخص مقدار تمایل به پرداخت در پارک جنگلی نور با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط و پرسش‌نامه دوگانه به تعیین ارزش تفرجگاهی این پارک پرداخته‌اند. نتایج بدست آمده نشان داده که میانگین تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان برای این پارک ۳۸۷۵ ریال برای هر بازدید بوده است. شرزه‌ای و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط به ارزش‌گذاری تفریحی ساحل تفریحی رادیو - دریا شهرستان چالوس پرداخته‌اند که میانگین تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان برای ارزش تفریحی این ساحل ۱۱۶۹ ریال برای هر بازدید بدست آوردند. نخعی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط به ارزش‌گذاری تفرجی پارک جنگلی نور پرداخته‌اند که میانگین تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان را ۴۰۵۴ ریال بدست آوردند. رفعت و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط به ارزش‌گذاری تفریحی پارک هشت بهشت در اصفهان پرداخته‌اند. در این مطالعه با بکارگیری پرسش‌نامه انتخاب دوگانه دو بعدی متوسط تمایل به پرداخت افراد را ۲۶۱۸ ریال و میانگین تمایل به پرداخت سالانه هر خانوار نیز برای بازدید از این پارک ۱۰۶۸۱۴ ریال بدست آوردند. در مطالعه‌ای شرزه‌ای و همکاران (۱۳۹۳) به برآورد ارزش وجودی دریاچه مصنوعی چیتگر تهران با استفاده از رویکرد دوگانه یک ونیم بعدی پرداختند که میانگین تمایل به پرداخت شهروندان تهرانی برای وجود دریاچه ۱۱۸۳۱ ریال در سال بدست آوردند. در مطالعاتی در خارج از کشور، رینیسدوتیر (۲۰۰۸)، با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط میانگین تمایل به پرداخت افراد را برای پارک ملی اسکافتافل ۵۰۸ میلیون ISK (واحد پول یونان) برآورد کرد. در همین پژوهش این ارزش برای آبشار گولفوس ۱۳۳ میلیون ISK برآورد شده است. افروز و همکاران (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای مقدار تمایل به پرداخت خانوارها برای بهبود سیستم گردآوری زباله‌ها در مالزی را با استفاده از نمونه ۴۶۷ نفری برآورد و بدین منظور، از روش ارزش‌گذاری مشروط استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که میانگین تمایل به پرداخت افراد ۶۸۹ دلار در هر ماه

می‌باشد. باکلی و همکاران (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای از روش ارزش‌گذاری مشروط برای برآورد تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان برای بهبود و توسعه زیرساخت‌های مناطق مرتعی مرتفع و پست استفاده کرده‌اند و نشان داده‌اند بازدیدکنندگان برای مناطق مرتفع و پست به ترتیب ۹/۰۸ و ۱۲/۲۲ پوند، به طور میانگین تمایل به پرداخت دارند. در پژوهشی دیگر ساتوت و همکاران (۲۰۱۱)، ارزش تفریحی جنگل‌های سرو در لبنان را ۴۴/۴۳ دلار در سال برای هر خانواده محاسبه کردند. محمد و همکاران (۲۰۱۲)، تمایل به پرداخت حوضه هالو لانجت سلانگور را ۲۷/۷ برای هر فرد در ماه محاسبه کردند. امانی (۲۰۱۵)، بمنظور برآورد ارزش اقتصادی خدمات جنگل در شمال اردن از روش ارزش‌گذاری مشروط استفاده کرده است. بدین منظور ۳۰۰ پرسش‌نامه تکمیل و ارزش منافع این جنگل‌ها ۳۵۶۹۵۵۶ دینار برآورد شده است.

روش پژوهش

یکی از رایج‌ترین و کاربردی‌ترین روش‌هایی که برای برآورد ارزش‌هایی که به گونه مستقیم استفاده می‌شود، روش ارزش‌گذاری مشروط است. در این روش با استفاده از پرسش‌نامه، از افراد در مورد مبلغی که برای حفاظت، استفاده و غیره از کالای زیست‌محیطی تمایل دارند،پرداخت کنند، به گونه مستقیم سؤال می‌شود. مبلغ تمایل به پرداخت، کم‌ترین ارزشی را نشان می‌دهد که افراد برای آن کالای زیست‌محیطی تعیین می‌کنند (کیلی و تورنر، ۱۹۹۳). روش ارزش‌گذاری مشروط را نخستین بار در سال ۱۹۴۷، سیریاسی- ون تروپ معرفی کردند و داویس در سال ۱۹۶۰ نخستین بار از آن استفاده کرد (امیرنژاد و همکاران، ۱۳۸۵). این روش از آن پس در پژوهش‌هایی با موضوع ارزش‌گذاری، بارها بکار گرفته شده است.

در مطالعات انجام شده بمنظور بدست آوردن مقدار تمایل به پرداخت افراد ابتدا از فرمت انتخاب دوگانه یک بعدی[1] (SB) استفاده شد. کارسون و هاسمن در سال ۱۹۸۵ فرمت انتخاب دوگانه یک بعدی را تعدیل و اصلاح کردند و نتیجه آن فرمت انتخاب دوگانه دو بعدی[2] (DB) می‌باشد. فرمت DB به دلیل کارایی آماری از مقبولیت زیادی برخوردار شده و به فرمت تک بعدی ارجحیت داده شده است. البته، انتقادهایی نیز به این فرمت وارد شده است، مبنی بر این‌که در برخی موارد مشاهده شده که پاسخ پرسش‌های نخست و دوم ناسازگار می‌باشند. بدین دلیل، شکل دیگری از فرمت انتخاب دوگانه به وسیله کوپر و همکاران در سال ۲۰۰۲ مطرح شد که به آن فرمت انتخاب

[1]- Single- Bounded Dichotomous Choice
[2]- Double- Bounded Dichotomous Choice

دوگانه یک ونیم بعدی[1] (*OOHB*) گویند. چون در ایران برای ارزش‌گذاری بیش‌تر از دو فرمت دوگانه دو بعدی و یک ونیم بعدی استفاده می‌شود، در این مطالعه بر آن شدیم که یک مقایسه‌ای بین این دو فرمت انجام دهیم. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعه خداوردی‌زاده و همکاران (۲۰۰۹)، امیرتیموری و همکاران (۱۳۹۲)، رفعت و همکاران (۱۳۹۲)، محمد و همکاران (۲۰۱۲) و امانی (۲۰۱۵) اشاره کرد. در ادامه به تحلیل این دو فرمت پرداخته می‌شود.

روش انتخاب دوگانه دو بعدی

در فرمت دوگانه دو بعدی برای تعیین تمایل به پرداخت واقعی فرد پاسخگو سه پرسش متوالی و مرتبط به هم پرسیده می‌شود تا در نهایت تمایل به پرداخت واقعی فرد پاسخگو مشخص گردد. ابتدا پیشنهاد میانی که در صورت پاسخ مثبت به پیشنهاد میانی، پیشنهاد بالاتر پرسیده می‌شود که اگر فرد به پیشنهاد بالاتر پاسخ مثبت بدهد، این پیشنهاد به عنوان تمایل به پرداخت نهایی فرد پاسخگو در نظر گرفته می‌شود. اگر فرد به پیشنهاد میانی پاسخ منفی دهد، پیشنهاد پایین‌تر پرسیده می‌شود که در صورت پاسخ مثبت به پیشنهاد پایین‌تر، میزان این پیشنهاد به عنوان تمایل به پرداخت نهایی فرد پاسخگو در نظر گرفته می‌شود و در صورت پاسخ منفی به پیشنهاد پایین‌تر، مشخص می‌شود که این فرد تمایل به پرداخت ندارد و برای این فرد مبلغ صفر در نظر گرفته می‌شود. در یک پیمایش گزینش DB، پاسخ‌های نخست و دوم به پیشنهادهای قیمتی برای هر پاسخگو می‌تواند متفاوت باشد. بنابراین، این پاسخ‌ها دارای کواریانس متفاوت، و یا همسان، ولی با بردارهای پاسخ و جزء تصادفی گوناگون است. به این ترتیب، با فرض این که میانگین WTP برای همه افراد یکی است، مشاهده حقیقی یا بیشینه به صورت الگوی اقتصاد سنجی عمومی زیر توصیف می‌شود (هاب و مک کانل[2]، ۲۰۰۲):

$$WTP_{ij} = X_{ij}\beta + \varepsilon_{ij} \qquad (۱)$$

در این جا؛ WTP_{ij} بیان‌کننده تمایل به پرداخت jامین پاسخ‌گو است و i ($i=1,2$) پاسخ‌های نخست و دوم را نشان می‌دهد. هم‌چنین، x برداری از ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی و تمایلات تفریحی پاسخگویان، β یک بردار ضریب تخمین زده شده و ε جزء خطای تصادفی است. با در نظر گرفتن B^1 و B^2 به‌ترتیب به عنوان پیشنهاد اولیه و دنباله‌روی داده شده به پاسخ‌گویان، محدوده‌های تعیین شده بر تمایل به پرداخت به شکل روابط (۲) تا (۵) است:

$$B^1 < WTP < B^2 \;\forall\; WTP_{1j} = YES \;\&\; WTP_{2j} = NO(YN) \qquad (۲)$$

[1]- One- and- One- Half- Bounded Dichotomous Choice
[2]- Haab and McConnell

$$B^1 > WTP \geq B^2 \quad \forall WTP_{1j} = NO \;\; \& WTP_{2j} = YES(NY) \qquad (۳)$$

$$WTP \geq B^2 \qquad \forall WTP_{1j} = YES \;\; \& WTP_{2j} = YES(YY) \qquad (۴)$$

$$WTP < B^2 \qquad \forall WTP_{1j} = NO \;\; \& WTP_{2j} = NO(NN) \qquad (۵)$$

با استخراج احتمال مشاهده پاسخ‌های متناوب ممکن (روابط ۲ تا ۵)، j امین توزیع تابع راست‌نمایی[1] به صورت رابطه (۶)، مشخص می‌شود (هاب و مک کانل، ۲۰۰۲):

$$\begin{aligned} L_i(\mu|B) = {} & Pr\left(\mu_1 + \varepsilon_{1j} \geq B^1, \mu_2 + \varepsilon_{2j} < B^2\right)^{YN} \\ & \times Pr\left(\mu_1 + \varepsilon_{1j} > B^1, \mu_2 + \varepsilon_{2j} \geq B^2\right)^{YY} \\ & \times Pr\left(\mu_1 + \varepsilon_{1j} < B^1, \mu_2 + \varepsilon_{2j} < B^2\right)^{NN} \\ & \times Pr\left(\mu_1 + \varepsilon_{1j} < B^1, \mu_2 + \varepsilon_{2j} > B^2\right)^{NY} \end{aligned} \qquad (۶)$$

μ_1 و μ_2 میانگین پاسخ‌ها به پرسش‌های اولیه و ثانویه است. YY برای پاسخ‌های {بله- بله} برابر ۱ و اگر نه[2] برابر ۰، NY برای پاسخ {نه- بله} برابر ۱ و اگر نه برابر ۰ و به همین ترتیب برای YN و NN در نظر گرفته می‌شود. این فرمول به الگوی گزینش محدود برمی‌گردد. اگر فرض شود جزء خطا دارای یک توزیع نرمال به صورت $\varepsilon_i \sim (N, \delta_i^2)$ است، یک الگوی لوجیت دوگانه، فرم عمومی محاسباتی و پارامتریک پیمایش دو پاسخ و jامین توزیع تابع راست‌نمایی لوجیت دوگانه، است (هاب و مک کانل، ۲۰۰۲). با تعریف $\varphi(0)_{\varepsilon_1\varepsilon_2}$ تابع توزیع تجمعی نرمال دوگانه‌ی استاندارد شده با میانگین (μ)، واریانس (δ) و ضریب هم‌بستگی (ρ)، j امین توزیع تابع راست‌نمایی پروبیت دوگانه به صورت رابطه‌ی (۷) است:

$$L_j(\mu|B) = \varphi_{\varepsilon_1\varepsilon_2}\left(d_{1j}\left(\frac{B^1-\mu_1}{\sigma_1}\right), d_{1j}\left(\frac{B^2-\mu_2}{\sigma_2}\right), d_{1j}d_{2j}\rho\right) \qquad (۷)$$

در این جا به شرطی که پاسخ به پرسش نخست {بله} باشد، Y_{1j} برابر یک و اگر نه برابر صفر است. اگر پاسخ به پرسش دوم {بله} باشد، Y_{2j} برابر یک و اگر نه برابر صفر است. در همین حال $d_{1j} = 2Y_{1j} - 1$ و $d_{2j} = 2Y_{2j} - 1$ است. تعریف اقتصاد سنجی لگاریتمی- خطی برای داده‌های دوگانه‌ی دو بعدی در این مطالعه به صورت رابطه (۸) است:

$$Ln(WTP_{ij}) = X_{ij}\beta + \varepsilon_{ij} \qquad (۸)$$

برای محاسبه میانگین و میانه تمایل به پرداخت از روابط (۹) و (۱۰) استفاده شد (جینتی، ۲۰۰۷).

---

[1] - Likelihood Function

[2] - دیگر حالت‌ها شامل پاسخ‌های "بله- نه"، "نه- بله" و "نه- نه"

$$Estimated \quad WTPmean = exp\left(\frac{-\bar{X}\hat{\beta}}{\hat{\beta}_0} + 0.5\hat{\sigma}^2\right) \qquad (۹)$$

$$Estimated \quad WTPmedian = exp\left(\frac{-\bar{X}\hat{\beta}}{\hat{\beta}_0}\right) \qquad (۱۰)$$

$\bar{X}_{K*1}$ یک بردار ردیفی از میانگین ارزش متغیر توضیحی است که مقدار یک را برای جزء ثابت[1] اختیار می‌کند. $\hat{B}_{(K-1*1)}$ برداری ستونی از ضرایب برآورد شده و $\hat{\delta}$ مقدار برآورد شده δ را نشان می‌دهد.

سه روش برای محاسبه مقدار WTP وجود دارد: روش نخست موسوم به میانگین WTP است که از آن برای محاسبه مقدار انتظاری WTP به‌وسیله انتگرال‌گیری عددی در محدوده صفر تا بی‌نهایت استفاده می‌شود. روش دوم موسوم به میانگین WTP کل است که برای محاسبه مقدار انتظاری WTP به وسیله انتگرال‌گیری عددی بکار می‌رود و روش سوم موسوم به میانگین WTP قسمتی است و از آن برای محاسبه مقدار انتظاری WTP به‌وسیله انتگرال‌گیری عددی در محدوده صفر تا بیش‌ترین پیشنهاد (A) استفاده می‌شود. از میان این سه روش، روش سوم بهتر است زیرا این روش ثبات و سازگاری محدودیت‌ها با تئوری، کارآیی آماری و توانایی جمعه شدن را حفظ می‌کند (لی و همکاران، ۲۰۰۲). بنابراین، میانگین WTP قسمتی در این پژوهش ارایه شده است. پارامترهای مدل Logit با استفاده از روش بیش‌ترین راست‌نمایی که رایج‌ترین روش برای برآورد مدل Logit است، برآورد می‌شود (لتونن، ۲۰۰۳). سپس مقدار انتظاری WTP به‌وسیله انتگرال‌گیری عددی در محدوده صفر تا بالاترین پیشنهاد (A) به صورت رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$E(WTP) = \int_0^{MaxA} F_0(\Delta U)dA = \int_0^{MaxA}\left(\frac{1}{1+exp[-(\alpha^0+\beta A]}\right) \qquad (۱۱)$$

که E(WTP) مقدار انتظاری WTP، α^0 عرض از مبدأ تعدیل شده و β ضرایب برآورد شده می‌باشند.

روش انتخاب دوگانه یک و نیم بعدی

فرض کنید C_i مقدار بیش‌ترین تمایل به پرداخت واقعی فرد برای مسئله مورد نظر باشد که می‌تواند تابعی از مشخصات اجتماعی- اقتصادی فرد مثل درآمد، قیمت کالاهای جانشین یا مکمل مسئله مورد نظر، متغیرهای رفتاری، سن، جنسیت و دیگر موردها باشد که در این‌جا تمامی این متغیرها تحت بردار X_i نام برده می‌شوند. هم‌چنین، بر اساس خاصیت مطلوبیت تصادفی، WTP فرد از نقطه نظر اقتصادسنجی یک متغیر تصادفی است که بیانگر تغییرات ترجیحات فرد و متغیرهای

[1]- Bivariate Probit Model

مشاهده نشده یا میزان خطا در متغیرهای مشاهده شده می‌باشد. بنابراین در حالی‌که فرد میزان WTP خود را می‌داند (C_i)، این مقدار برای مشاهده‌گر یک متغیر تصادفی با تابع توزیع تجمعی مشخص (cdf) است که به‌صورت $G(Ci;\theta)$ مطرح شده که در آن θ بیانگر پارامتر توزیع است که بر اساس پاسخ‌های روش CV قابل تخمین و برآورد می‌باشد. این پارامترها تابعی از متغیرهای بردار X_i می‌باشند که در سمت چپ $G(Ci;\theta)$ ظاهر می‌شود (کوپر و همکاران، ۲۰۰۲).

در روش OOHB فرد پاسخ‌گو از ابتدا با طیف هزینه $[B_i^D, B_i^U]$ روبه‌رو می‌شود؛ به گونه‌ای‌که B_i^D، قیمت کم‌تر و B_i^U، قیمت بالاتر می‌باشد $[B_i^D < B_i^U]$. ابتدا یکی از این دو قیمت به‌صورت تصادفی انتخاب می‌شود و از فرد خواسته می‌شود تا تمایل به پرداخت خود را در مقایسه با قیمت پیشنهادی بیان کند. قیمت پیشنهادی دوم تنها پرسشی مطرح خواهد شد که با پاسخ پرسش نخست تطابق و سازگاری داشته باشد. یعنی اگر قیمت کم‌تر (B_i^D) به‌گونه تصادفی به‌عنوان پیشنهاد اولیه انتخاب شود، سه نتیجه در ادامه آن وجود خواهد داشت {نه(N^1)}، {بله(Y^2)، خیر} و {بله، بله}. اگر قیمت بالاتر (B_i^U) به‌گونه تصادفی به‌عنوان پیشنهاد اولیه انتخاب شود، نتایج عبارتند از {بله}، {نه، بله} و {نه، نه}. در این صورت توابع احتمال متناظر با پاسخ‌های بالا به‌صورت روابط ۱۱ تا ۱۲ می‌باشند (کوپر و همکاران، ۲۰۰۲):

$$\pi_i^N = \pi_i^{NN} \equiv \Pr\{C_i \le B_i^D\} = G(B_i^D;\theta)$$
$$\pi_i^{YN} = \pi_i^{NY} \equiv \Pr\{B_i^D \le C_i \le B_i^U\} = G(B_i^U;\theta) - G \quad (۱۲)$$

$$\pi_i^{YY} = \pi_i^Y \equiv \Pr\{B_i^U \le C_i\} = 1 - G(B_i^U;\theta) \quad (۱۳)$$

بنابراین لگاریتم راست‌نمایی براساس پاسخ‌های بالا در فرمت OOHB به‌صورت رابطه زیر خواهد شد:

$$ln\, L^{OOHB}(\theta) = \sum_{i=1}^{N} \{d_i^Y ln[1 - G(B_i^U;\theta)] + d_i^{NY} ln[G(B_i^U;\theta) - G(B_i^D;\theta)] + d_i^{NN} ln[G(B_i^D;\theta)]\} \quad (۱۴)$$

[1] -No

[2] -Yes

$d_i^Y = 1$ است اگر شروع با B_i^D و پاسخ (بله، بله) باشد و یا شروع با B_i^U و پاسخ (بله) باشد و در غیر این صورت صفر می‌شود.

$d_i^{NY} = 1$ است اگر شروع با B_i^D و پاسخ (بله، نه) باشد و یا شروع با B_i^U و پاسخ (نه، بله) باشد و در غیر این صورت صفر می‌شود.

$d_i^{NN} = 1$ است اگر شروع با B_i^D و پاسخ (نه) باشد و یا شروع با B_i^U و پاسخ (نه، نه) باشد و در غیر این صورت صفر می‌شود.

نتایج MLE که به‌صورت $\hat{\theta}^{DOHB}$ می‌باشد با استفاده از ماتریس داده‌های I^{DOHB} $\hat{\theta}^{DOHB}$ بدست آمده از معکوس ماتریس هیشین تابع بیش‌ترین راست‌نمایی در معادله بالا بدست می‌آید (کوپر و همکاران، ۲۰۰۲).

در این پژوهش، بمنظور محاسبات ریاضی و تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار EXCEL و SHAZAM استفاده شده است.داده‌های مورد نیاز با استفاده از پرسش‌نامه گردآوری شد. ابتدا پیش آزمون و ۲۵ پرسش‌نامه تکمیل شد و براساس نتایج بدست آمده از پرسش‌نامه‌ها از فرمول کوکران ($n = \frac{z^2 pq}{d^2}$)، حجم نمونه آماری ۱۱۰ نفر تعیین گردید. تجربه نشان داده است که گاهی اوقات به دلایل گوناگون، امکان دسترسی به فرد نمونه، وجود ندارد. پژوهشگر باید برای چنین رویدادی، پیش‌بینی لازم را انجام دهد. در غیر این‌صورت، حجم نمونه کاهش خواهد یافت و کار تعمیم را دچار مشکل خواهد کرد. برای پرهیز از چنین رویدادی نامطلوب بهتر است پژوهشگر در هنگام نمونه گیری درصدی را به‌عنوان ذخیره بیش از حجم برآورده شده برگزیند که اگر با چنین مشکلی روبه‌رو شد، بلافاصله بتواند از ذخیره‌ها جایگزین کند (حافظ نیا، ۱۳۸۹). لذا در این مطالعه ۵ درصد به حجم نمونه افزوده شده است. به این منظور، پس از طراحی پرسش‌نامه، داده‌های مورد نیاز از راه مصاحبه با ۱۱۵ نفر از بازدیدکنندگان بدست آمد.

نتایج و بحث

نتایج پژوهش نشان می‌دهند که از ۱۱۵ پاسخگو، ۷۷ نفر (۶۷ درصد) حاضر به پرداخت بوده و ۳۷ درصد تمایل به پرداخت نداشتند. جدول ۱ توزیع فراوانی شغل پاسخ‌دهندگان را نشان می‌دهد.

توزیع فراوانی کمبودها و مشکلات موجود در منطقه در جدول ۲ آورده شده است.

همان گونه که ملاحظه می‌شود؛ نبود امکانات بهداشتی، نبود نیروی متخصص در منطقه، حفاظت نکردن از بافت شکننده و نامناسب بودن جاده به‌ترتیب مهم‌ترین کمبودها و مشکلات موجود در منطقه به وسیله پاسخ‌دهندگان ابراز شده‌اند.

نتایج برآورد الگوی لوجیت خطی برای ارزش تفرجی از فرمت پرسش‌نامه‌ای دوگانه دو بعدی نیز در جدول ۳ آمده است.

مهم‌ترین پرسش پرسش‌نامه، حد تمایل به پرداخت پاسخ‌دهندگان است. در مورد پیشنهاد نخست (مبلغ ۱۰۰۰ ریال)، ۴۰ نفر پاسخ‌دهندگان همان ابتدا پاسخ منفی و بقیه پاسخ مثبت دادند. ۴۳ نفر به پیشنهاد دوم (مبلغ ۳۵۰۰ ریال) پاسخ مثبت دادند، ۱۳ نفر پیشنهاد سوم (مبلغ ۶۰۰۰ ریال) را نیز پذیرفتند. همان گونه که در جدول ۳ ملاحظه می‌شود، متغیرهای مقدار پیشنهاد، سن و درآمد افراد در مدل دوگانه دو بعدی معنی‌دار شده‌اند و سایر متغیرهای معنی‌دار نشده‌اند. ضریب متغیر پیشنهاد که مهم‌ترین متغیر توضیحی احتمال WTP برای ارزش تفرجی است، از نظر آماری معنی‌دار شده است و نشان می‌دهد که با افزایش قیمت پیشنهادی، احتمال پذیرش آن کاهش می‌یابد. با توجه به مقادیر کشش، احتمال پذیرفتن قیمت در WTP، ۱۰/۳۰ درصد کاهش می‌یابد و با توجه به اثر نهایی، افزایش یک واحدی مبلغ پیشنهادی، به کاهش ۰/۱۱ واحد در تمایل به پرداخت منجر می‌شود. مقدار ضریب برآورده شده سن با علامت منفی معنی‌دار شده و بیانگر آن است که با افزایش سن تمایل به پرداخت افراد کاهش می‌یابد. مقدار ضریب برآورده شده متغیر درآمد فرد نیز نشان می‌دهد که با افزایش درآمد افراد، متوسط تمایل به پرداخت افراد نیز افزایش می‌یابد. با توجه به اثر نهایی، افزایش یک واحدی درآمد افراد، به افزایش۱/۶۲ واحد در تمایل به پرداخت منجر می‌شود. با استفاده از این روش، تمایل به پرداخت برای بازدید از تپه کنار صندل ۳۸۰۰ ریال برآورد شده است.

ارزش هر هکتار منطقه نیز برآورد شده است: (۱۲۵۴ تعداد بازدیدکنندگان در سال می‌باشد).

مساحت پارک ÷ (تعداد کل بازدیدکنندگان × میانگین تمایل به پرداخت = ارزش تفریحی هر هکتار

۱۱۹۱۳ ریال= ۴۰۰÷ (۱۲۵۴×۳۸۰۰)=ارزش تفریحی هر هکتار تپه کنار صندل (فرمت دوگانه دوبعدی)

نتایج برآورد الگوی رگرسیونی لوجیت خطی برای ارزش تفرجی از فرمت پرسش‌نامه‌ای دوگانه یک ونیم بعدی نیز در جدول ۴ آورده شده است. مبالغ پیشنهادی در این فرمت پرسش‌نامه دو مقدار حد بالا و حد پایین (۱۰۰۰ و ۶۰۰۰ ریال) بوده است.

همان‌گونه که در جدول ۳ ملاحظه می‌شود، متغیرهای سن، جنسیت، درآمد فرد و مقدار پیشنهاد در مدل دوگانه یک ونیم بعدی از نظر آماری معنی‌دار شده‌اند. بر اساس نتایج بدست آمده، علامت متغیر پیشنهاد منفی و قابل انتظار می‌باشد و بیانگر این است که با افزایش مبلغ پیشنهادی احتمال پذیرش قیمت پیشنهادی کاهش می‌یابد. با توجه به مقادیر کشش، احتمال پذیرفتن قیمت در WTP، ۱۹/۲۵ درصد کاهش می‌یابد و با توجه به اثر نهایی، افزایش یک واحدی مبلغ پیشنهادی، به کاهش ۰/۳۲۶ واحد در تمایل به پرداخت منجر می‌شود. متغیر سن دارای علامت منفی می‌باشد و بیانگر این است که با افزایش سن تمایل به پرداخت افراد کاهش می‌یابد و این امر نشان می‌دهد که افراد جوان‌تر بیش از کهنسال برای اماکن تفرجی ارزش قائلند. ضریب متغیر جنسیت با علامت منفی معنی‌دار شده است که نشان می‌دهد پاسخ‌دهندگان زن در مقایسه با مردان، تمایل بیش‌تری به پرداخت دارند. متغیر درآمد دارای علامت انتظاری مثبت می‌باشد و بدین معنی است که با افزایش درآمد، احتمال پذیرش قیمت پیشنهادی افزایش می‌یابد. با توجه به مقادیر کشش متغیر درآمد، احتمال پذیرفتن قیمت در WTP، ۸۲/۹۲ درصد افزایش می‌یابد و با توجه به اثر نهایی، افزایش یک واحدی درآمد، به افزایش ۱/۱۳ واحد در تمایل به پرداخت منجر می‌شود. همان گونه که ملاحظه می‌شود؛ بر اساس این فرمت، تمایل به پرداخت برای بازدید از تپه کنار صندل ۴۵۰۰ ریال برآورد شده است. ارزش هر هکتار منطقه نیز برآورد شده است (۱۲۵۴ تعداد بازدیدکنندگان در سال می‌باشد).

ارزش تفریحی هر هکتار براساس رابطه زیر بدست می‌آید:

مساحت پارک ÷ (تعداد کل بازدیدکنندگان × میانگین تمایل به پرداخت = ارزش تفریحی هر هکتار

۱۴۱۰۷/۵ ریال= ۴۰۰ ÷ (۱۲۵۴×۴۵۰۰)=ارزش تفریحی هر هکتار تپه کنار صندل (فرمت دوگانه یک و نیم دو بعدی)

مقایسه دو فرمت دو بعدی و یک ونیم بعدی ناشی از نتایج بدست آمده در جدول‌های ۱ و ۲ نشان می‌دهد که فرمت یک و نیم‌بعدی دارای متغیر معنی‌داری بیش‌تری نسبت به فرمت دو بعدی است. کوپر و همکاران (۲۰۰۲) نیز در مطالعه خود تأکید کردند که رهیافت یک ونیم بعدی با ثبات‌تر از رهیافت دو بعدی است و افزون بر بهره‌وری بیش‌تر، دارای ضرایب بالاتر و با اعتماد بیش‌تری در برآورد است. نتایج مقایسه تمایل به پرداخت دو فرمت نشان‌دهنده بیش‌تر بودن مقدار تمایل به پرداخت پاسخ‌دهندگان در فرمت یک ونیم بعدی نسبت به فرمت دو بعدی است (میانگین تمایل به پرداخت در فرمت دو بعدی ۳۸۰۰ ریال و در فرمت یک ونیم بعدی ۴۵۰۰ ریال بوده است). نبود اطمینان و آشنایی کم‌تر پرداخت‌کنندگان در روش‌های گوناگون استخراج، مقادیر

برآوردی متفاوتی از تمایل به پرداخت دارد (مولایی و همکاران، ۱۳۸۸). کوکسون (۲۰۰۰) نیز تأکید کرده است که روش گردآوری داده‌ها در مقدار تمایل به پرداخت تأثیر دارد.

ولی دلیل اساسی آن در قیمت پیشنهادی اولیه است. در فرمت دو بعدی مصاحبه‌کننده تأکید و تمرکز بر قیمت پیشنهادی اولیه دارد و قیمت پیشنهادی دوم به عنوان سورپرایزی پیشنهاد می‌شود. کوپر و همکاران (۲۰۰۲)، علت ریشه‌ای در تفاوت بین دو WTP را این سوپرایز عنوان کرده‌اند. کوپر و همکاران (۲۰۰۲) برای اصلاح این نقص، یک روش جایگزینی پیشنهاد داده‌اند که همان فرمت یک ونیم بعدی است و پاسخ‌دهنده دو قیمت پیشنهادی را پیش‌رو دارد. بر این اساس، حذف پارامتر غافلگیرکننده، دارای پتانسیل حذف اختلاف در بین پاسخ به دو پرسش ارزیابی شده دارد. بنابراین، فرمت یک ونیم بعدی به فرمت دو بعدی ترجیح دارد (کوپر و همکاران، ۲۰۰۲). ویلنر و همکاران (۲۰۰۷) نیز تأکید کرده‌اند که فرمت دو بعدی دارای نقص‌هایی در سازگاری رفتاری و آماری بین پاسخ نخست و دوم بوده است. پاسخ «بلی» به پرسش نخست پاسخ‌دهندگان، تمایل به پاسخ «نه» به پرسش دوم بدون در نظر گرفتن مقدار پرداخت دوم، منجر به تغییر متوسط WTP به پایین می‌شود (ویلنر و همکاران، ۲۰۰۷). مایتکل و کارسون (۱۹۸۹) این تفاوت در تمایل به پرداخت را «اریب بلی و خیر گفتن» در تمایل پرداخت نامیدند، یعنی مبلغی که فرد بیان می‌کند، بیش‌ترین تمایل به پرداخت نبوده و مبلغی نزدیک به آن است (رایان و همکاران، ۲۰۰۴).

همان گونه که در شکل ۱ ساختار فرمت دوگانه دو بعدی نشان داده شده است، از پاسخ‌دهنده قیمت اولیه پرسیده می‌شود و در صورت پاسخ مثبت، قیمت بعدی مطرح می‌شود که ممکن است سبب برانگیختن آن شود. این امر منجر به تغییر متوسط WTP به پایین می‌شود.

ولی در فرمت یک ونیم بعدی همان گونه که در شکل ۲ نشان داده شده است، ابتدا یکی از این دو قیمت به‌گونه تصادفی انتخاب می‌شود و از فرد خواسته می‌شود تا تمایل به پرداخت خود را در مقایسه با قیمت پیشنهادی بیان کند. قیمت پیشنهادی دوم تنها در صورتی مطرح خواهد شد که با پاسخ پرسش نخست تطابق و سازگاری داشته باشد.

بدین‌ترتیب در رهیافت یک ونیم بعدی به دلیل فرمت آن نسبت به رهیافت دو بعدی، دارای احتمالات بیش‌تر و نزدیک به تمایل پرداخت‌کننده دارد و یا به بیان دیگر، اریب بله و نه گفتن کم‌تری دارد. کوپر و همکاران (۲۰۰۲) نیز در مطالعه خود تأکید کردند که تأکید بر «بلی» گفتن نسبت به تمایل به پرداخت در رهیافت دو بعدی منجر به انحراف از مقدار تمایل به پرداخت پرداخت‌کننده می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

همان‌گونه که اشاره شد، این مطالعه با هدف تعیین ارزش تفرجی تپه کنار صندل جیرفت در شهرستان کرمان صورت پذیرفته است. از مهم‌ترین اقدامات انجام شده در این مطالعه افزون بر محاسبه ارزش تفرجی، مقایسه نتایج دو رهیافت دوگانه دو بعدی و دوگانه یک ونیم بعدی می‌باشد. بنابراین، هدف اصلی این است که در نهایت، نتیجه کدام یک از این دو فرمت قابل قبول‌تر بوده و خطای کم‌تری دارد. همان گونه که نتایج نشان می‌دهند، در مقایسه بین رهیافت دو بعدی و یک ونیم بعدی، رهیافت یک ونیم بعدی دارای قدرمطلق لگاریتم راست‌نمایی ($Log\text{-}L$) و بیش‌ترین راست‌نمایی (ML) بیش‌تری نسبت به رهیافت دو بعدی است و هم‌چنین، رهیافت یک ونیم بعدی دارای معنی‌داری بیش‌تری در متغیرها نسبت به رهیافت دو بعدی است. میانگین تمایل به پرداخت در رهیافت یک ونیم بعدی ۴۵۰۰ ریال و در رهیافت دو بعدی ۳۸۰۰ ریال برآورد شد. اختلاف برآوردها می‌تواند دلایلی گوناگون داشته باشد. نکته دارای اهمیت این است که فرمت یا رهیافت پرسش‌نامه‌ها منجر به تفاوت در این مقدار شده است. این تفاوت در تمایل به پرداخت را «اریب بلی و نه گفتن» در تمایل پرداخت نامیده می‌شود. یعنی مبلغی که فرد بیان می‌کند، بیش‌ترین تمایل به پرداخت نبوده و مبلغی نزدیک به آن است. بدین ترتیب در رهیافت یک ونیم بعدی به دلیل فرمت آن نسبت به رهیافت دو بعدی، دارای احتمال‌های بیش‌تر و نزدیک به تمایل پرداخت‌کننده دارد و یا به بیان دیگر، اریبی کم‌تر دارد. پس می‌توان گفت که رهیافت دوگانه یک ونیم بعدی در مقایسه یا رهیافت دو بعدی مناسب‌تر است. لذا توصیه می‌شود که در مطالعات فرمت دوگانه یک ونیم بعدی به عنوان جایگزینی برای فرمت دوگانه دو بعدی بکار گرفته شود تا مقدار تمایل به پرداخت برآورد شده از مطالعات، کم‌ترین انحراف را از تمایل به پرداخت واقعی داشته باشد.

منابع

- امیرنژاد، ح. خلیلیان، ص. و عصاره م.ح. (۱۳۸۵) تعیین ارزش حفاظتی و تفرجی پارک جنگلی سی‌سنگان نوشهر با استفاده از تمایل به پرداخت افراد. مجله پژوهش و سازندگی. (۷۲): ۲۴-۱۵.
- بی نام (۱۳۹۲). سازمان جهاد کشاورزی جیرفت، کرمان.
- حافظ‌نیا م.ر. (۱۳۸۹) مقدمه‌ای بر روش تحقیق در علوم انسانی (تجدید نظر اساسی با اضافات)، نشر سمت، تهران.
- رفعت، ب. و موسوی، ب. (۱۳۹۲) برآورد ارزش تفریحی پارک هشت بهشت در اصفهان با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. نشریه محیط‌شناسی. (۱): ۱۶۴-۱۵۷.

- شرزه‌ای، غ. ماجد، و. و حسین‌پور، م. (۱۳۹۳) برآورد ارزش وجودی دریاچه مصنوعی چیتگر تهران با استفاده از رویکرد دوگانه یک و نیم بعدی. مجله اقتصاد منابع طبیعی. (۵): ۱.
- شرزه‌ای، غ. و سام دلیری، ا. (۱۳۹۱) برآورد ارزش تفریحی اکوسیستم ساحلی دریای خزر (مطالعه موردی: ساحل تفریحی رادیو- دریا شهرستان چالوس)، با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. مجله علوم محیطی. (۳): ۱۴-۱.
- مجنونیان، ه. (۱۳۵۶) روش بررسی اقتصادی پارک‌ها و تفرجگاه‌ها. مجله محیط‌شناسی. (۹): ۱-۱۳.
- مولایی، م. (۱۳۸۸) ارزش‌گذاری اقتصادی- زیست‌محیطی اکوسیستم جنگلی ارسباران، رساله دکتری اقتصاد کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی. دانشگاه تهران.ص ۱۹۲.
- مولایی، م. شرزه‌ای، غ. و یزدانی، س. (۱۳۸۸) تاثیر روش‌های استخراج اطلاعات از پرسش‌نامه بر مقدار تمایل به پرداخت در ارزش‌گذاری مشروط (مطالعه موردی: اکوسیستم جنگلیارسباران). مجله تحقیقات اقتصادی. (۹۰): ۱۸۱-۱۵۹.
- هاشم‌نژاد، ه. فیضی، م. و صدیق، م. (۱۳۹۰) تعیین ارزش تفرجگاهی پارک جنگلی نور مازندران با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. فصلنامه محیط‌شناسی. (۵۷):۱۳۶- ۱۲۹.
- نخعی، ن. مرتضوی، ا. امیرنژاد، ح. و نوازی، م. (۱۳۹۱) برآورد ارزش تفرجی پارک جنگلی نور با استفاده از روش تمایل به پرداخت افراد. نشریه جنگل و فرآورده‌های چوب. مجله منابع طبیعی ایران. (۲): ۲۵۹- ۲۴۵.
- یخشکی، ع. (۱۳۵۳) مقدمه‌ای بر پارک‌های ملی و جنگلی ایران، انتشارات دانشگاه تهران، ص ۱۳۵.

Refrences

- Afroz, R. & Masud, M. M. (2011). Using a contingent approach for improved solid waste management facility: Evidence from Kuala Lumpur, Malaysia. Journal of Waste Management. 31: 800-808.
- Amani, A. (2015). Applying contingent valuation to measure the economic value of forest services: a case study in Northern Jordan. International Journal of Sustainable Development & World Ecology. 22: 242-250.
- Ayres, R. & Kneese, A. (1969). Production, Consumption & Externalities, American.
- Bishop, R. & Heberlin, T.A. (1979). Measuring values of extra-market goods: are indirect measure biased? American Journal of Agricultural Economics. 61: 926-930.
- Buckley, C. Van-Rensburg, T. & Hynes S. (2011). Recreational Demand for Farm Commonage in Ireland: A Contingent Valuation Assessment. Land Use Policy. 26: 846-854.

- Cookson, R. (2000). Incorporating psycho-social considerations into health valuation: an experimental study. Journal of Health Economics. 19: 369-401.
- Cooper, J.C. Hanemann, M. & Signorello, G. (2002). One-and-One-Half-Bound Dichotomous- Choice Contingent Valuation. The Review of Economics and Statistics. 84 (4): 742-750.
- Haab, T.C. & McConnell, K. E. (2002). Valuing environmental and natural resources: the econometrics of non-market valuation. Cheltenham. UK: Edward Elgar.
- Jeanty, P.W. (2007). Constructing Krinsky and Robb Confidence Interval for Mean and Median WTP Using Stata. Paper presented at the Conference Name. Retrieved Access Date. From URL.
- Kealy, J.M. & Turner, R.W. (1993). A test of the equality of close-ended and open-ended contingent valuation. American Journal of Agricultural Economics. 75: 321-331.
- Khodaverdizade, M. Kavoosi Kelashemi, M. Hayati, B. & Molaei, M. (2009). Estimating of recreation value and determining the factors effective in visitors WTP for Saint Stepanus Church using the Heckman two-stage and CV methods. World Applied Sciences Journal. 7(4): 543-551.
- Lee, C. and Han, S. (2002). Estimating the use and preservation values of national parks tourism resources using a contingent valuation method. Tourism Management. 23: 531-540.
- Lehtonen, E. Kuuluvainen, J. Pouta, E. & Rekola, M. (2003). Non-market benefits of forest conservation in southern Finland. Environmental science & policy. 6: 195-204.
- Mitchell, R. & Carson, R. (1989). Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method. Resources for the Future, Washington, DC.
- Mohamed, N. Shamsudin, M.N. Ghani, A. Radam, S. Kaffashi, N.N.R.N.A. Rahim N.H. & Bin, H. (2012). Willingness to pay Watershed Conservation at Hulu Langet, Selangor. Journal of Applied Sciences. 12(17): 1859-1864.
- Reynisdottir, m. Song, H. & Agrusa, J. (2008). Willingness to Pay Entrance Fees to Natural Attractions: An Icelandic Case Study. Tourism Management. 29: 1076-1083.
- Ryan, M. Scott, D. A. & Donaldson, C. (2004). Valuing health care using willingness to pay: a comparison of the payment card and dichotomous choice methods. Journal of Health Economics. 23: 237-258.
- Sattout, E.J. Talhouk, S.N. & Caligari, P.D.S. (2011). Analysis economic value of ceder relice in ebanon: An application of contingent valuation method for conversation. Ecological economics. 61: 315-322.
- Venkatachalem, L. (2003). The contingent valuation method: A review, Environmental Impact Assessment Review. 24: 89-124.

- Wilner, J. Haab, T. & Hitzhusen, F. (2007). Willingness to Pay for Diesel Engines: A Stochastic Double Bounded Contingent Valuation Survey. Selected paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Portland, Oregon, July 23-26.

پیوست‌ها

جدول۱- توزیع فراوانی شغل پاسخ‌دهندگان.

شغل	متخصص	آزاد	کارمند	خانه‌دار	کارگر	سایر
تعداد	۳	۳۹	۲۷	۱۰	۱۲	۵
درصد	۳/۱	۴۰/۶	۲۸/۱	۱۰/۴	۱۲/۵	۵/۲

مأخذ: نتایج پژوهش

جدول ۲- توزیع فراوانی کمبودها و مشکلات.

کمبودها	نامناسب بودن جاده	نبود امکانات بهداشتی	نبود نیروی متخصص در منطقه	حفاظت نکردن از بافت شکننده
تعداد	۲۱	۸۳	۷۷	۶۵
درصد	۲۱/۸	۸۶/۴	۸۰/۲	۶۷/۷

مأخذ: نتایج پژوهش

جدول۳ - نتایج برآورد مدل رگرسیونی لوجیت برای فرمت پرسش‌نامه‌ای دوگانه دو بعدی.

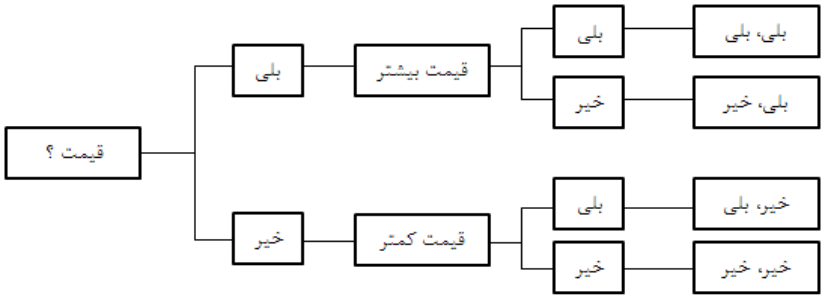
متغیر	ضریب برآورد شده	آماره t	کشش	اثر نهایی
ضریب ثابت	-۸/۰۹۲۲	-۳/۰۹۳۳	-۰/۱۲۰۵۰	-۱/۳۸۲۱
سطح تحصیلات	۰/۵۰۱۴۷	۱/۶۱۸۳۸	۰/۸۴۰۴۸	۰/۸۷۵۴۶
سن	-۰/۱۹۸۶۸*	-۲/۴۰۳۴۰	-۰/۱۰۷۸۸	-۰/۱۲۴۹۳
جنسیت	-۰/۶۵۲۷	-۰/۳۶۹۸۲	-۰/۸۹۹۰	-۰/۱۶۱۸۹
درآمد فرد	۰/۱۲۴۳۸*	۴/۵۳۲۷	۰/۲۰۸۲۷	۱/۶۲۷۵
بعد خانوار	۰/۶۲۵۳۲	۰/۳۴۷۳۱	۰/۳۲۶۲۳	۰/۳۹۲۴۷
قیمت پیشنهادی	-۰/۱۸۰۸۷*	-۱/۶۹۱۸	-۰/۱۰۳۰۹	-۰/۱۱۲۱۲
Madalla's R^2=۰/۴۴		*Log-L*= -۹۴/۶۳		
Cragg&Uhler's R^2=۰/۵۴		*LR*=۹۳/۴۱		
McFadden's R^2=۰/۴۳		*Percentage of Right Predictions*= ۰/۹۵		
میانگین تمایل به پرداخت (ریال)= ۳۸۰۰				

مأخذ: نتایج پژوهش

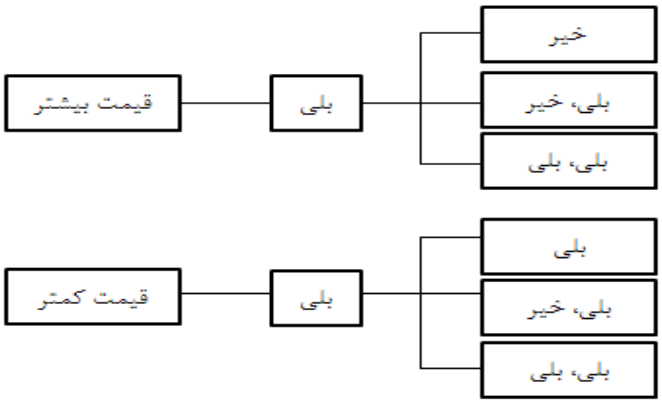
جدول ۴- نتایج برآورد مدل رگرسیونی لوجیت برای فرمت پرسش‌نامه‌ای دوگانه یک و نیم بعدی.

متغیر	ضریب برآورد شده	آماره t	کشش	اثر نهایی
ضریب ثابت	-۴/۸۵۹۳	-۲/۵۵۶۹	-۰/۵۱۳۴۶	-۰/۹۸۷۳۶
سطح تحصیلات	۰/۷۴۵۷۷	۱/۲۴۸۶	۰/۹۰۷۴۷	۰/۱۶۰۰۵
سن	-۰/۷۱۷۱۹*	-۲/۱۷۹۲۵	-۰/۲۷۴۰۱	-۰/۵۳۲۶۲
جنسیت	-۰/۸۰۷۴۱*	-۱/۶۶۰۶	-۰/۱۸۸۵۹	-۰/۵۲۲۵۶
درآمد فرد	۰/۶۹۴۷۸*	۴/۸۸۵۰	۰/۸۲۹۹۸	۱/۱۳۲۱
بعد خانوار	-۰/۱۵۴۸۳	-۱/۵۲۳۸	-۰/۵۷۱۷۴	-۰/۱۱۴۲۶
قیمت پیشنهادی	-۰/۴۸۵۸۰*	-۳/۶۵۵۴	-۰/۱۹۲۵۰	-۰/۳۲۶۸۴
Madalla's R^2=۰/۴۸		*Log-L*=-۱۲۶/۵۶		
Cragg&Uhler's R^2=۰/۶۵		*LR*=۱۰۸/۳۱		
McFadden's R^2=۰/۴۹		*Percentage of Right Predictions*= ۰/۹۵		
میانگین تمایل به پرداخت (ریال)=۴۵۰۰				

مأخذ: نتایج پژوهش



شکل ۱- ساختار روش انتخاب دوگانه دو بعدی.



شکل ۲- ساختار روش انتخاب دوگانه یک و نیم بعدی.