

برآورد تمایل به پرداخت و عوامل موثر بر آن در میان بازدیدکنندگان منطقه‌ی تفریحی سردابه، استان اردبیل

بابک عبدالهی^{*}^۱، حسین راحلی^۱، علی ساجدی نیا^۲

تاریخ دریافت: ۹۰/۴/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۲۵

چکیده:

توسعه فعالیت‌های اقتصادی، رشد جمعیت، افزایش مشغله‌های زندگی و بالا رفتن سطح استانداردهای زندگی سبب افزایش چشمگیر تقاضا برای محیط‌های طبیعی و نیاز به گردشگری شده است. کمیابی این منابع از یک طرف و از سوی دیگر کمبود منابع مالی برای احیاء و ایجاد محیط‌های مناسب تفریحی از طرف دیگر، مدیریت منابع طبیعی را به سوی ارزش‌گذاری این منابع و استفاده از مشارکت مردم در جهت حفظ و احیاء این منابع سوق می‌دهد. مطالعه حاضر مقدار تمایل به پرداخت مردم برای استفاده از منطقه تفریحی سردابه را با استفاده از روش‌های ارزش‌گذاری مشروط و هکمن دو مرحله‌ای موردن بررسی قرار می‌دهد که این منطقه یکی از مناطق مهم گردشگری در استان اردبیل می‌باشد. اطلاعات موردن نیاز در بهار و تابستان ۱۳۸۹ از طریق تکمیل پرسشنامه و مصاحبه با ۲۰۰ بازدیدکننده از این منطقه جمع‌آوری شد. نتایج نشان می‌دهد که ۴۱ درصد افراد تمایل به پرداخت پول برای استفاده از منطقه تفریحی سردابه را دارند، علت پایین بودن تمایل به پرداخت، عدم رضایت مردم از امکانات موجود در این منطقه می‌باشد. با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط میزان تمایل به پرداخت سالانه افراد ۴۱۵۰ ریال به دست آمد و قیمت پیشنهادی، تا هل، جذابیت منطقه، سطح تحصیلات و تعداد افراد خانواده از عوامل اثرگذار بر میزان تمایل به پرداخت در این روش می‌باشد و همچنین میانگین تمایل به پرداخت سالانه افراد، با استفاده از روش هکمن دو مرحله‌ای ۶۵۸۵ ریال به دست آمد و سن افراد، جذابیت منطقه، میزان درآمد خانواده و تعداد افراد شاغل در خانواده از عوامل اثرگذار بر میزان تمایل به پرداخت هستند و ارزش تفریحی سالانه منطقه با استفاده از روش‌های ارزش‌گذاری مشروط و هکمن دو مرحله‌ای به ترتیب ۱۶۶۰ و ۲۶۳۴ میلیون ریال به دست آمد.

۱- به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی و استادیار دانشگاه تبریز

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت دولتی دانشگاه آزاد واحد تهران مرکزی

* نویسنده مسئول مقاله : b.abdolahi@ymail.com

طبقه‌بندی JEL: Q51, Q26**واژه‌های کلیدی:**

ارزش‌گذاری مشروط، تمایل به پرداخت، روش دو مرحله‌ای هکمن، منطقه تفرجی سردابه.

پیشگفتار

توسعه صنعت توریسم به عنوان بخشی از توسعه اجتماعی و فرهنگی هر کشور در کنار توجه به درآمدزایی، اشتغال‌زایی و مقوله اقتصاد و فرهنگ بسیار حائز اهمیت می‌باشد. اکثر دولتها در تلاش هستند تا بخش مهمی از درآمد سرانه ملی خویش را از این صنعت تامین کنند. چرا که درآمدزایی این صنعت نسبت به هزینه‌های ناچیز آن بسیار بالاست. جایگاهی سالانه میلیون‌ها انسان و میلیاردها دلار بین کشورها و ساکنین آنها از جمله پیامدهای توسعه صنعت گردشگری جهان است. پیش‌بینی‌ها حکایت از این دارد که صنعت گردشگری در قرن ۲۱ بزرگترین منبع درآمد برای بسیاری از کشورها باشد (کرسن و همکاران، ۱۳۸۰). بدین سبب در سال‌های اخیر، کشورهای مختلف جهان در رقابتی تنگاتنگ، سعی دارند ضمن شناسایی و معرفی هرچه بیشتر و بهتر جاذبه‌های گردشگری خود، ضمن جذب تعداد بیشتری از گردشگران، سهم بیشتری از این درآمد را از آن خود و مردم کشورشان نمایند. نکته حائز اهمیت دیگر این است که بیشترین سهم از درآمد حاصل از گردشگری جهان تنها متعلق به تعداد انگشت شماری از کشورها می‌باشد. به گونه‌ای که تنها ده کشور، ۵۴ درصد گردشگران را جذب می‌نمایند. در واقع بیش از نیمی از درآمد حاصل از گردشگری سهم کشورهای فرانسه، اسپانیا، ایتالیا، انگلیس، مجارستان، لهستان، اتریش، ایالات متحده امریکا، مکزیک و چین می‌باشد. به همین جهت ده کشور فوق که پذیرای بیشترین تعداد گردشگران جهان می‌باشند، ۵۵ درصد از درآمد گردشگری جهان را نیز نصیب خود می‌نمایند. در این میان ایالات متحده آمریکا بیشترین درآمد را از این صنعت کسب می‌کند و فرانسه، ایتالیا و سایر کشورهای یادشده در رده‌های بعدی قرار دارند (همان منبع، ۱۳۸۰).

بی‌توجهی به جاذبه‌های اکوتوریستی، به دلیل عدم اطلاع کافی از اهمیت و ارزش پدیده‌ها و آثار طبیعی، نوع استفاده و هجوم بدون کنترل و نظارت شهروندان در درازمدت می‌تواند منجر به تخریب منابع گردد. این اتفاق زمانی شدت بیشتری می‌گیرد که پدیده‌ها و چشم‌انداز طبیعی در نزدیکی قطب‌های جمعیتی واقع شده باشد و دسترسی به آن‌ها ساده و سهل باشد. چنین وضعیتی نه تنها منابع و درآمدی را نصیب کشور و جوامع محلی هم‌جوار این آثار و پدیده‌ها نخواهد کرد بلکه مزاحمت‌های اجتماعی، آسودگی صوتی، ترافیک، افزایش زباله‌ها و پسماندها را برای جامعه میزبان به ویژه شهرک‌ها و روستاهای اطراف به وجود خواهد آورد. آنگاه به جای اینکه جامعه میزبان و ساکنین محلی به داشتن چنین پدیده‌هایی افتخار کنند، از هم‌جواری با آن احساس

خستگی و نارضایتی کرده که عامل بسیار خطرناکی برای از بن رفتن و نابودی این آثار و پدیدها است. در چشم‌انداز ۲۰ ساله طرح جامع توسعه توریسم در ایران، ورود سالانه ۲۰ میلیون توریست خارجی به کشور تا سال ۲۰۲۴ میلادی پیش‌بینی شده است. این طرح در ایران که دارای ۳ محور مطالعاتی، برنامه‌ریزی و آموزش است کل کشور را به ۷ منطقه توریستی تقسیم می‌نماید که هر یک از مناطق به عنوان مقصد و بازار توریستی مطرح هستند (سازمان ایرانگردی و جهانگردی، ۱۳۸۵).

منطقه‌ی نمونه‌ی گردشگری سرداربه، واقع در ۲۴ کیلومتری شهر اردبیل دارای اقلیم نیمه-خشک-استپی-معتدل و حدود ۱۰۰ هکتار مساحت می‌باشد. جاذبه‌های گردشگری منطقه تفریجی سرداربه شامل آبگرم معدنی سرداربه (که برای درمان بیماری‌ها از جمله زردی استفاده می‌شود)، آبشار سرداربه و دامنه‌های سرسبز کوه سبلان می‌باشد (مناطق نمونه گردشگری شهرستان اردبیل، ۱۳۸۸).

تجزیه و تحلیل عوامل موثر بر خواسته‌های مردم از نقطه نظر اقتصادی و اجتماعی می‌تواند به پیش‌بینی نیازها و کمبودهای مناطق گردشگری کمک‌های قابل توجهی نماید. از جمله این عوامل، ارزشی است که مردم برای بازدید و استفاده از این مناطق توریستی قائل هستند که جزء منافع مستقیم تفریجگاه‌ها بوده و مردم آن را با بیان مبالغ تمایل به پرداخت ابراز می‌کنند. مطالعات بسیاری در رابطه با ارزشگذاری مناطق توریستی با استفاده از روش‌های ارزش‌گذاری متفاوت صورت پذیرفته است. مایل و مندلسون (۱۹۹۱)، ارزش تفریحی جنگل‌های ماداگاسکار را با استفاده از روش هزینه سفر بین ۳۶ تا ۴۶۸ دلار در هکتار برآورد نمودند. لومیس و گونزالز (۱۹۹۸) ارزش تفریحی جنگل‌های ایالت مونتانای آمریکا را با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط ۱۰۸ دلار برای هر سفر به دست آورد. کریگر (۲۰۰۱) ارزش تفریحی مناطق جنگلی شرق کشور امریکا را بوسیله روش ارزش‌گذاری مشروط ۱۰/۴۳ دلار برای هر خانواده در سال برآورد کرد. آمیگوس و همکاران (۲۰۰۲) ارزش حفاظتی زیستگاه ساحل رودخانه گارون فرانسه را بوسیله روش ارزشگذاری مشروط با الگوهای خطی، توبیت، نیمه‌لگاریتمی و دومرحله‌ای هکمن به ترتیب برابر با ۶۶، ۶۷، ۱۳ و ۱۳۳ فرانک به دست آوردند. وايتها و فاینی (۲۰۰۳) با استفاده از روش CV به ارزش‌گذاری ساحل کارولینای شمالی (آمریکا) که شامل بقایای حدود ۵۰۰۰ کشتی غرق شده می‌باشد، پرداختند. متوسط تمایل به پرداخت هر بازدید کننده ۳۶ دلار و سود سالانه ناشی از مدیریت پارک تاریخی کشتی‌های غرق شده در حدود ۱/۷۵ میلیون دلار برآورد گردید. گورلوک (۲۰۰۶) با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط، ارزش خدمات اکوسیستم در ایالت بارسای ترکیه را ۶۷/۴۴ دلار در سال برای هر خانواده برآورد کرد. امیرنژاد و همکاران (۲۰۰۶) ارزش وجودی سالانه جنگل

برآورد تمايل به پرداخت و عوامل موثر بر ...

های شمال ایران را به روش ارزش گذاری مشروط حدود $30/12$ دلار برای هر خانواده برآورد کردند. رینیسدتیر (۲۰۰۸) با استفاده از روش ارزش گذاری مشروط نشان دادند که متوسط تمايل به پرداخت افراد به عنوان ورودیه برای پارک ملی اسکافتافل و آبشار گولفوس ایرلنده ترتیب 50.8 و 133 میلیون ISK (واحد پول یونان) میباشد.

امیرنژاد و خلیلیان(۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای به برآورد ارزش وجودی جنگل‌های شمال ایران پرداخته‌اند. ایشان برای دستیابی به اهداف تحقیق از روش ارزشگذاری مشروط و پرسشنامه‌ی انتخاب دوگانه استفاده کرده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که متوسط تمايل به پرداخت ماهیانه‌ی افراد برای ارزش وجودی این جنگل‌ها 15153 ریال میباشد و همچنین سن افراد و مقدار قیمت پیشنهادی اثر منفی و درآمد و سطح تحصیلات افراد اثر مثبت معنی داری بر روی میزان تمايل به پرداخت دارد. دانشور کاخکی و همکاران(۱۳۸۶)، در مطالعه‌ای به برآورد ارزش وجودی منطقه‌ی بیلاق روتای زشك پرداخته‌اند. ایشان برای دستیابی به اهداف تحقیق از روش ارزشگذاری مشروط استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که متوسط تمايل به پرداخت ماهیانه‌ی افراد برای ارزش وجودی منطقه‌ی بیلاق زشك 11300 ریال میباشد. همچنین سن و درآمد افراد و مقدار قیمت پیشنهادی اثر منفی و میزان تحصیلات و درآمد خانوار اثر مثبت معنی داری بر روی میزان تمايل به پرداخت دارد. پژویان و فلیحی(۱۳۸۷) در تحقیقی به ارزشگذاری اقتصادی خدمات تفریحی تالاب انزلی پرداخته‌اند. ایشان برای دستیابی به اهداف تحقیق از تابع تولید خانوار و روش هزینه‌ی سفر بهره گرفته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که زمان، مسافت و هزینه‌های مسافرت بر تولید تفریح موثر است و هزینه‌ی نهایی تفریح، با فرض وجود شرایط رقابتی، معادل 100000 ریال در روز است که قیمت سایه‌ای تفریح میباشد. خداوردیزاده و همکاران(۱۳۸۷)، در مطالعه‌ای به ارزشگذاری تفریحی روتای توریستی کندوان در استان آذربایجان شرقی پرداخته‌اند. ایشان از روش ارزشگذاری مشروط با پرسشنامه انتخاب دوگانه دو بعدی استفاده کرده و همچنین با مصاحبه‌ی حضوری از 180 بازدیدکننده، میانگین تمايل به پرداخت افراد را 390.5 ریال و ارزش تفریحی سالانه‌ی روتای کندوان را حدود 117150000 ریال به دست آورده‌اند.

هدف از این مطالعه، تعیین ارزش تفریحی منطقه تفریحی سردار به با استفاده از روش‌های ارزش گذاری مشروط و دو مرحله‌ای هکمن و همچنین تعیین عوامل موثر بر تمايل به پرداخت مردم برای استفاده از این منطقه تفریحی میباشد.

مواد و روش:

به دلیل اینکه با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط، ارزش پولی رفاه افراد در نتیجه استفاده یا عدم استفاده از کالا برآورد می‌شود، بایستی الگوی تجربی با رفتار حداکثر کردن مطلوبیت سازگار باشد. یکی از روش‌های تئوریکی صحیح برآورد ارزش، تخمین توابع معکوس تقاضا است (کامرون و جیمز، ۱۹۸۷). روش دیگر که توسط هانمن (۱۹۸۴) معرفی شد، استخراج WTP از طریق حداکثر کردن تابع مطلوبیت است. در این مطالعه روش دوم توضیح داده می‌شود.

در الگوی حداکثر کردن مطلوبیت، فرض می‌شود که افراد می‌دانند کدام انتخاب یا کدام قیمت مطلوبیت آنها را حداکثر می‌کند، اما در الگوهای اقتصاد سنجی، پاسخ‌های افراد به پیشنهادهای مطرح شده، یک متغیر تصادفی با توزیع احتمالاتی زیر است (کیلی و تومر، ۱۹۹۳):

$$P_p \equiv \Pr\left\{ \text{Willingness to Pay} \right\} = \Pr\left\{ v(1, Y - A; s) + \varepsilon_p > v(0, Y; s) + \varepsilon_{NP} \right\} \quad (1)$$

تابع مطلوبیت غیرمستقیم هر فرد (۷)، بستگی به درآمد، خصوصیات فردی و کیفیت کالای زیست محیطی که ارزش‌گذاری می‌شود، بستگی دارد (هانمن، ۱۹۸۴). فرد وقتی حاضر به پرداخت برای کالای زیست محیطی خواهد بود که مطلوبیت او در مدتی که از کالای مورد نظر استفاده می‌کند و مبلغی را برای آن می‌پردازد، نسبت به زمانی که از آن استفاده نمی‌کند و در نتیجه مبلغی نیز نمی‌پردازد، بزرگ‌تر باشد. در تابع مطلوبیت غیرمستقیم (۷)، صفر، برای زمانی است که فرد تمایل به پرداخت مبلغی برای استفاده از کالای مورد نظر ندارد و یک، برای حالت عکس آن می‌باشد، A مبلغی است که فرد در صورت تمایل به پرداخت، از درآمد خود (Y) کم کرده و برای به دست آوردن کالا می‌پردازد، s خصوصیات فرد و P_p و P_{NP} به ترتیب احتمال پرداختن و نپرداختن فرد را نشان می‌دهند. در این الگو اجزای اخلال، ε_p و ε_{NP} هستند، که فرض می‌شود توزیع آنها برابر و مستقل با میانگین صفر است.

تابع احتمالی (۱)، می‌تواند به شکل تفاضل مطلوبیت زیر نشان داده شود:

$$P_p = \Pr\left\{ v(1, Y - A; s) - v(0, Y; s) > (\varepsilon_{NP} - \varepsilon_p) \right\} = F_\eta \frac{\{v(1, Y - A; s) - v(0, Y; s)\}}{\delta} \quad (2)$$

که δ انحراف معیار، $(\varepsilon_{NP} - \varepsilon_p)$ اختلاف بین اجزای اخلال و F_η تابع چگالی تجمعی^۱ است. یک شکل ساده برای تابع مطلوبیت به صورت معادله (۳) است (کیلی و تومر، ۱۹۹۳).

$$\begin{aligned} v_0(0, Y; s) &= a_0 + B/Y \\ v_1(1, Y; s) &= a_1 + B(Y - A) \end{aligned} \quad (3)$$

اگر در توابع (۳)، v_0 و v_1 ، به ترتیب توابع مطلوبیت غیرمستقیم در صورت عدم تمایل به پرداخت و در صورت تمایل به پرداخت را نشان دهند. برای چنین تابع مطلوبیتی تابع تفاضلی مطلوبیت را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$\begin{aligned} \Delta v &= v_1(1, Y; s) - v_0(0, Y; s) = a_1 + B(Y - A) - a_0 - B/Y \\ \Delta v &= a + BA \quad , \quad a = (a_1 - a_0) \end{aligned} \quad (4)$$

تابع مطلوبیت (۴) نشان می‌دهد که اثر درآمدی وجود ندارد و تغییرات جبرانی و تغییرات معادل برابر با A است. بنابراین، در سطح تغییرات جبرانی برابر با A ، فرد بین پرداخت و عدم پرداخت بی‌تفاوت خواهد بود. در نتیجه، برای پیدا کردن مقدار A ، می‌توان دو تابع مطلوبیت را برابر قرار داد؛ که نتیجه زیر حاصل می‌شود:

$$\begin{aligned} v_1(1, Y; s) &= v_0(0, Y; s) \\ \Delta v &= 0 \\ a + BA &= 0 \\ A &= -a/B \end{aligned} \quad (5)$$

و A مقدار تغییرات جبرانی را نیز نشان می‌دهد. این مقدار برابر میانه تمایل به پرداخت نیز می‌باشد (هانمن، ۱۹۸۴).

برای داده‌های روش انتخاب دوتایی مقدار A با \hat{a} / \hat{B} برابر می‌شود. که \hat{a} و \hat{B} ، مقادیر برآورده a و B هستند. این برآوردها از تخمین حداقل درستنمایی الگوی لوجیت به دست می‌آیند، که به شکل زیر تعریف می‌شود (گرین، ۲۰۰۲):

$$L = \prod_{D_0} \{1 - F[(a/B - P_i)/\delta]\} \prod_{D_1} F[(a/B - P_i)/\delta] \quad (6)$$

که $F(0)$ ، تابع چگالی تجمعی برای توزیع لجستیک، D_0 بیانگر افرادی است که مبلغ پیشنهاد شده را نپذیرفتند، D_1 بیانگر افرادی است که مبلغ پیشنهاد شده را پذیرفتند و δ نیز انحراف معیار ($\varepsilon_p - \varepsilon_{NP}$) است (مولایی و همکاران، ۱۳۸۹).

مدلهای انتخابی با انگیزه‌های مختلفی ارزیابی می‌شوند. روش دو مرحله‌ای هکمن^۱ برای برآورد مدل‌هایی که دارای متغیر وابسته محدودند به کار گرفته می‌شود. این روش کاربردهای

متفاوتی در مطالعات با موضوعات مختلف داشته است. به عنوان نمونه سلامی و عین‌الهی (۱۳۸۰) برای بررسی عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری زارعین به کشت چغندر و عوامل مؤثر بر میزان سطح زیر کشت آن در استان خراسان، تامبیا و همکاران (۱۹۹۸) به تحلیل تقاضا برای خدمات دامپزشکی بخش خصوصی توسط تولیدکنندگان دامی در مناطقی از کنیا که پتانسیل کشاورزی بالای دارند، پرداخته‌اند و پتانایاک و مرسر (۱۹۹۸) برای بررسی عوامل مؤثر بر عملیات حفاظت خاک و عوامل مؤثر بر کیفیت خاک استفاده نموده‌اند. خداوردیزاده و همکاران (۲۰۰۹)، برای بررسی عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت برای بازدید از کلیساي سنت استپانوس استفاده نموده‌اند. روش دو مرحله‌ای هکمن بر این فرض استوار است که یک مجموعه از متغیرها می‌توانند بر تصمیم به شرکت در فعالیت مورد نظر (تمایل به پرداخت) تأثیر بگذارند و مجموعه دیگری از متغیرها می‌توانند میزان انجام فعالیت مورد نظر (میزان تمایل به پرداخت) را پس از اتخاذ تصمیم اولیه تحت تأثیر قرار دهند. بنابراین دو مجموعه مختلف از متغیرها می‌توانند در این الگو وارد شوند. در صورتی که بدون توجه به این روش و در نتیجه عدم تفکیک متغیرها به دو گروه اثر کل متغیرها بر میزان تمایل به پرداخت سنجیده شود، مواجه با خطای برآورد خواهیم بود. برای رفع این مشکل هکمن روش دو مرحله‌ای را پیشنهاد کرد. در این روش، عواملی که می‌توانند بر تصمیم افراد بر پذیرش تمایل به پرداخت تأثیر بگذارند، به صورت متغیرهای مستقل در الگوی پربویت وارد شده و عواملی که می‌توانند بر میزان تمایل به پرداخت افراد مؤثر باشند، در مجموعه متغیرهای مستقل در الگوی رگرسیون خطی قرار می‌گیرند که البته این دو گروه متغیرها لزوماً غیرهم جمع^۱ نیستند. الگوهای پربویت و رگرسیون خطی حاصل از تفکیک روش هکمن دو مرحله‌ای به ترتیب به صورت روابط ۷ و ۸ نشان داده می‌شود (هکمن، ۱۹۷۶):

$$\begin{aligned} Z_i &= B'X_i + u_i & Z_i = 1 & \text{if } Y_i^* > 0 \\ i = 1, 2, 3, \dots, N & & Z_i = 0 & \text{if } Y_i^* = 0 \end{aligned} \quad (7) \quad \text{الگوی پربویت}$$

$$Y_i = B'X_i + \sigma\lambda_i + v_i \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad (8) \quad \text{الگوی رگرسیون خطی}$$

در الگوهای فوق Z_i بیانگر متغیر وابسته که شامل یک متغیر موهومی (مجازی) با مقادیر صفر و یک می‌باشد که به ترتیب نشان دهنده عدم تمایل به پرداخت و تمایل به پرداخت فرد آنما

می باشد. Y_i^* نشانگر متغير پنهان^۱ الگو، B بيانگر ميزان تمايل به پرداخت فرد i ام، σ نشانگر پارامترهای الگو که بايستی برآورد گرددند و X_i بيانگر متغيرهای توضیحی مدل شامل درآمد خانواده افراد، تعداد افراد شاغل خانوار، سن افراد، ميزان جذابیت منطقه، درآمد فرد، فاصله طی شده برای رسیدن به منطقه، اعتقاد به حفاظت از محیط زیست و محل زندگی می باشد. u_i و v_i جملات خطا در الگوهای فوق الذکر می باشند که مستقل از متغيرهای توضیحی می باشند و برفرض توزيع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت^۲ استوار هستند. λ عکس نسبت میل^۳ است که از رابطه 9 به دست می آید:

$$\lambda_i = \frac{\phi(\beta'X_i)}{1 - \phi(\beta'X_i)} \quad (9)$$

در رابطه بالا $(\phi(\beta'X_i) - 1)$ به ترتیب بیانگرتابع چگالی وتابع توزيع متغير نرمال استاندارد می باشند. در مرحله اول از روش دو مرحله ای هکمن، الگوی پربویت با استفاده از روش حداقل راستنمایی^۴ برآورد می گردد. الگوی دوم (رگرسیون خطی) با اضافه شدن متغير مستقل جدیدی به نام عکس نسبت میل که با استفاده از پارامترهای برآورد شده الگوی اول (پربویت) برای کلیه مشاهدات $Y_i^* > 0$ ساخته می شود، با بهره گیری از روش حداقل مربعات معمولی (*OLS*) برآورد می گردد. حضور متغير عکس نسبت میل در الگوی رگرسیون خطی، وجود واریانس ناهمسانی الگو را رفع کرده و ضرایب را نالریب و سازگار می سازد (گرین، ۱۹۹۳).

به منظور سنجش اثر تغییر در متغير X_i بر Y از کشش کل استفاده می شود. براساس یافته های مک دونالد و موفیت اثر کل تغییر در متغير مستقل بر مقدار مورد انتظار متغير وابسته (Z_i) از رابطه 10 بدست می آید (مک دونالد و موفیت، ۱۹۸۲):

$$\frac{\partial E(Z_i)}{\partial x_i} = B_j \phi(I) \quad (10)$$

در رابطه بالا B_j ضریب برآورده شده متغير X_i و (I) احتمال حضور در جمع افرادی است که تمايل به پرداخت دارند. جهت انتخاب فرم تابعی مناسب در مرحله دوم روش هکمن با استفاده از آزمون غیر آشیانه ای مک کینون^۵ مدل رابطه 11 برآورد می گردد (مک دونالد و موفیت، ۱۹۸۲):

1 -Latent Variable

2-Inverse of Mill's Ratio

3 -Maximum Likelihood

4 -Mckinon Nonnested testing

$$\log y_t = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i \log X_{it} + \theta \nu_t + e_t \quad (11)$$

پس از برآورد مدل بالا ضریب متغیر ν_t با استفاده از آزمون والد^۱ مورد آزمون قرار می‌گیرد. ابتدا مدل‌های لگاریتمی و خطی تخمین زده می‌شود که متغیر وابسته این دو مدل به ترتیب با $(\hat{Log}y_t)$ و (\tilde{y}_t) نشان داده می‌شود. پس از محاسبه آنتی لگاریتم متغیر وابسته، مدل رگرسیونی (\hat{y}_t) ، ν_t به عنوان تفاضل $\hat{y}_t - \tilde{y}_t$ تعریف می‌شود. در صورت معنی‌داری ضریب این متغیر مدل خطی و در صورت غیر معنادار شدن ضریب این متغیر مدل لگاریتمی انتخاب و برای تجزیه و تحلیل‌های بعدی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در نهایت با قرار دادن مقدار متوسط متغیرهای کمی و میزان مد متغیرهای کیفی در مدل رگرسیون انتخابی مقدار متوسط تمایل به پرداخت بذست می‌آید (خداوردیزاده و همکاران، ۲۰۰۹).

برای بررسی وجود یا عدم وجود ناهمسانی واریانس در الگوهای لوجیت و پربویت نمی‌توان از روش‌های معمول هم چون آزمون بروج – پاگان، وایت و گلدفلد–کوانت بهره برد. دیوید سن و مک کینون^۲ آماره ای تحت عنوان $LM2$ برای آزمون ناهمسانی واریانس در الگوهای لوجیت و پربویت ارائه کردند. این آماره متكی به روش LM است و در آن یک رگرسیون تصنیعی با استفاده از نتایج برآوردهای الگوی لوجیت یا پربویت شکل گرفته و این رگرسیون تصنیعی برای آزمون ناهمسانی واریانس مورد استفاده قرار می‌گیرد (ویستر، ۱۹۹۹).

آمار و اطلاعات لازم از طریق تکمیل پرسشنامه و با مصاحبه چهره به چهره با افراد مراجعه کننده به منطقه که از نظر درآمدی مستقل هستند، در بهار و تابستان سال ۱۳۸۹ جمع‌آوری گردید. به منظور تنظیم حجم نمونه لازم برای دست‌یابی به اهداف تحقیق تعداد ۵۰ پرسشنامه اولیه به صورت تصادفی از سطح منطقه جمع‌آوری شد و معلوم شد که تقریباً همه افراد پاسخ‌گو، توانسته‌اند به پرسش‌ها پاسخ دهند، در این مرحله پرسشنامه اندکی تغییر داده شد و پرسشنامه نهایی تهیه شد. با توجه به اینکه در سال ۱۳۸۸ تعداد افراد بازدیدکننده از منطقه ۴۰۰ هزار نفر بودند و اطلاعات به دست آمده از پرسشنامه‌های اولیه و همچنین با استفاده از معادله شماره ۱۲ که توسط شیفر و همکاران (۱۳۸۵) ارائه شده است، تعداد نمونه لازم ۱۶۵ عدد به دست آمد.

$$n = \frac{N\sigma^2}{(N-1)D + \sigma^2} \quad D = \frac{B^2}{4} \quad (12)$$

1 -Wald Test

2 - Daivid sen and Mackinon

كه در فرمول بالا، N تعداد افراد جامعه، n تعداد افراد نمونه، σ^2 واريانس نمونه اوليه، B کران خطأ (كه در اين مطالعه ۵ درصد در نظر گرفته شده است). تعداد ۲۰۰ پرسشنامه به صورت کاملاً تصادفي از سطح منطقه تكميل گردید، ۲۸ پرسشنامه به دليل نقايص در تكميل آن از مطالعه حذف و در آخر ۱۷۲ پرسشنامه نهايی برای مطالعه باقی ماند. در اين مطالعه برای اندازه‌گيري ميزان تمايل به پرداخت از پرسشنامه انتخاب دوگانه^۱ استفاده شده است. تکنيك انتخاب دوتايو در اواخر دهه ۱۹۷۰ مطرح گردید. در اين تکنيك از فرد پاسخ‌دهنده خواسته می‌شود تا به قيمتی که به طور تصادفي از ميان تعداد مشخصی از قيمتها انتخاب شده است پاسخ بله و يا خير بدهد. به عنوان مثال برای تعیین ارزش تفريحي منطقه تعدادی قيمت از قيمتها کم تا زياد در نظر گرفته می‌شود. سپس به طور تصادفي به هر فرد پاسخ‌دهنده يکی از قيمتها پيشنهاد می‌شود و از او خواسته می‌شود که بگويد آيا حاضر است برای تفريح در منطقه، قيمت پيشنهادي را پردازد و يا خير. از کلیه پاسخ‌های بله و خير رسیده، برای به دست آوردن تمايل به پرداخت افراد استفاده می‌شود. اين روش به واقعيت بازار شباهت زيادي دارد. در بازار نيز افراد با قيمتهاي موافق هستند که يا آنها را می‌پذيرند و يا نمي‌پذيرند. در اين تکنيك بر خلاف روش‌های ديگر پاسخ‌دهنده در يك فرایند طولاني قرار نمي‌گيرد و برای يك نمونه با حجم بالا اين روش ممکن است کم هزينه‌تر باشد. اين روش همچنین خطاي کمتری به بار می‌آورد ولی در عوض تجزيه و تحليل نتایج آن دشوارتر بوده و با روش‌های معمولي امكان پذير نیست. روش‌های تخمين حداقل مربعات معمولي و نظائر آن روش‌های مناسبی برای تحليل نتایج حاصل از اين تکنيك نمي‌باشند (گارود و ويليس، ۱۹۹۰).

پرسشنامه مذكور در دو بخش طراحی گردید. در بخش اول اطلاعات مربوط به ویژگی‌های شخصی، اجتماعی، اقتصادي و نگرشی فرد پاسخ‌گو و در بخش دوم سؤال مربوط به تمايل به پرداخت افراد مطرح گردید. در قسمت قيمت پيشنهادي ۱۶ قيمت از ۲۵۰۰ ریال تا ۱۰۰۰۰ ریال با افزایش ۵۰۰ ریالی مطرح گردید. اين مقادير پيشنهادي بر اساس پيش آزمون انتخاب شدند. از نرمافزار Shazam10 و Excel برآورد مدل‌ها استفاده شده است.

نتایج و بحث

در اين مطالعه، پرسشنامه حاضر به خوبی به وسیله مصاحبه شدگان پذيرفته شد و نرخ ۸۶ درصد از داده‌های تكميل شده به دست آمد (۱۷۲/۲۰۰). مصاحبه شدگانی که به سوالات WTP جواب ندادند (۱۴ درصد) تعدادشان کم است. مطابق گزارش کارسون (۱۹۹۱) تعداد نمونه‌ای که در يك مطالعه ارزشگذاري مشروط به سوالات پاسخ نمي‌دهند در دامنه ۳۰-۲۰ درصد است.

نرخ پایین جواب ندادن (۱۴ درصد) نشان می‌دهد که پرسشنامه با موفقیت تنظیم شده است. شرح متغیرهای استفاده شده در پرسشنامه در جدول (۱) آمده است. میانگین سنی پاسخ‌دهندگان ۳۲ سال که به ترتیب دارای حداقل و حداکثر ۱۹ و ۷۳ سال، میانگین درآمد ماهانه افراد نمونه حدود ۵/۵ میلیون ریال که به ترتیب دارای حداقل و حداکثر ۱ و ۵۰ میلیون ریال و میانگین درآمد ماهانه خانوار نمونه ۷/۵۸ میلیون ریال که به ترتیب دارای حداقل و حداکثر ۱/۵ و ۵۰ میلیون ریال می‌باشد. درصد مردان مشارکت کننده در نمونه‌مان ۷۰ درصد و میانگین تعداد افراد خانواده در نمونه‌مان ۴/۴۵ نفر است.

به منظور سنجش رضایتمندی بازدیدکنندگان از وضعیت امکانات موجود در منطقه تفرجی سردار به تعداد ۹ گویه در مقیاس اندازه‌گیری لیکرت^۱ طراحی گردید. سپس میانگین ۹ گویه به عنوان شاخص رضایتمندی بازدیدکنندگان تعیین گردید. گویه‌های شاخص رضایتمندی بازدیدکنندگان در این تحقیق شامل امنیت منطقه، خدمات بهداشتی درمانی، مکان‌های اقامتی مانند هتل و مهمانسرا، شبکه ارتباطی و جاده‌های منطقه، مکان‌های اقامتی مانند چادر زدن، خدمات پذیرایی، دسترسی به منطقه، تراکم گردشگر و نحوه برخورد با گردشگران می‌باشد. از طیف ۵ گزینه‌ای لیکرت (خیلی ضعیف، ضعیف، متوسط، خوب و عالی) استفاده شد و در نهایت نمره نگرش هر فرد تعیین شد. سپس به منظور ارزیابی کیفی نگرش و دسته‌بندی افراد و تبدیل طیف لیکرت رتبه‌ای به فاصله‌ای، نمره نگرش هر فرد از حداقل نمره طیف کسر و حاصل بر دامنه طیف تقسیم و در نهایت در عدد ۱۰۰ ضرب شد.

۱۰، ۸۷، ۲، ۰/۵ و ۰/۰ درصد کل بازدیدکنندگان از منطقه بیان کرده‌اند که وضعیت امکانات موجود منطقه تفرجی سردار به ترتیب خیلی ضعیف، ضعیف، متوسط، خوب و عالی می‌باشد. نتیجه گویای این است که امکانات موجود در این منطقه برای جذب گردشگر نامناسب می‌باشد ولی با توجه به پتانسیل بالای این منطقه در جذب گردشگر، در صورت بهبود امکانات رفاهی موجود در منطقه شاهد افزایش تعداد گردشگران خواهیم بود. همچنین نتایج حاصل از تمایل به پرداخت (جدول ۲) نشان می‌دهد که از ۱۷۲ پرسشنامه معتبر، ۹۶ مصاحبه کننده (۵۹ درصد) تمایل به پرداخت نداشتند و ۶۷ نفر مبلغ پیشنهادی را پذیرفتند.

نتایج حاصل از برآورد الگوی لاجیت در جدول (۳) ارائه شده است. برای بررسی وجود یا عدم وجود هم‌خطی در این تحقیق از آزمون تجزیه واریانس استفاده گردید. نتایج حاصل از این آزمون نشان داد که بین متغیرهای توضیحی مورد استفاده در الگو هم خطی وجود ندارد. مقدار آماره *LM2* در الگوی برازش شده برابر با ۴/۱ است و از آن جا که ارزش احتمال این آماره برابر با

۰/۷۶ می باشد فرض وجود واریانس همسانی در مدل پذیرفته می شود (ویستر، ۱۹۹۹). الگوی لوجیت مورد نظر به فرم توابع خطی و لگاریتمی برآورده شد. نتایج حاصل از برآورد این دو الگو نشان داد که مقادیر آماره ضریب تعیین مک فادن^۱ و نسبت راستنمایی^۲ فرم تابعی خطی نسبت به فرم لگاریتمی بالاتر بود در نتیجه از الگوی خطی استفاده گردید. برای بررسی معنی داری کلی رگرسیون برآورده شده از آماره نسبت راستنمایی (LR) استفاده شد. مقدار این آماره در درجه آزادی ۶ برابر با ۱/۷۶ می باشد، کل الگوی برآورده از لحاظ آماری در سطح ۹۹ درصد معنی دار می باشد. درصد پیش بینی صحیح الگوی برآورده شده نیز بالغ بر ۷۴ درصد است، مقدار درصد پیش بینی صحیح به دست آمده در این الگو رقم مطلوبی را نشان می دهد. بنابراین الگوی فوق قابل اطمینان برای تجزیه و تحلیل های بعدی است.

همان طور که جدول شماره (۳) نشان می دهد ضرایب برآورده شده برای تمامی متغیر های توضیحی از لحاظ آماری معنی دار هستند. همچنین متغیر های سن، جنسیت، تعداد افراد شاغل در خانواده، درآمد فرد و درآمد خانوار فرد پاسخگو از لحاظ آماری معنی دار نبوده، بنابراین از مدل حذف شدند. متغیر تحصیلات فرد پاسخگو و جذابیت منطقه دارای اثر مثبت و تا هل، تعداد افراد خانواده و مقدار قیمت پیشنهادی دارای اثر منفی بر تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان دارا می باشند، به طوری که متا هل بودن، افزایش تعداد افراد خانواده و افزایش قیمت پیشنهادی باعث کاهش تمایل به پرداخت و افزایش تمایل به پرداخت می شود، که این نتایج با یافته های خداور دیزاده و همکاران (۲۰۰۹) و امیر نژاد و همکاران (۲۰۰۶) مطابقت دارد.

در الگوی لوجیت ضرایب برآورده اولیه فقط علائم تأثیر متغیر های توضیحی، روی احتمال پذیرش متغیر وابسته را نشان می دهند ولی تفسیر مقداری ندارند بلکه کشش ها و اثرات نهایی هستند که مورد تفسیر قرار می گیرند. از آنجا که کشش ها، توابع غیرخطی از مقادیر مشاهدات می باشند هیچ تضمینی وجود ندارد که تابع لوجیت از میانگین نمونه ها عبور نماید. بدین لحاظ محدودیتی در استفاده از کشش در میانگین^۳ وجود دارد (ویستر، ۱۹۹۹).

کشش کل وزنی مربوط به متغیر جذابیت منطقه برابر ۰/۰ است که نشان می دهد با ثابت بودن سایر عوامل افزایش یک درصدی در جذابیت منطقه از دیدگاه فرد، احتمال تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان را ۰/۴ درصد افزایش می دهد. مقدار کشش مورد بررسی برای متغیر تعداد دوره

1 - Mc Fadden R-Square

2 - Likelihood Ratio

3 - Elasticity at mean

های تحصیل ۰/۴۱۲ است که در تفسیر آن باید گفت که با افزایش یک درصد متغیر دوره‌های تحصیل احتمال تمایل به پرداخت، بازدیدکنندگان ۰/۴۱۲ درصد افزایش می‌یابد. کشش کل وزنی مربوط به متغیر تعداد افراد خانواده، احتمال تمایل به پرداخت در بازدیدکنندگان را ۰/۲۹۵ درصد کاهش می‌دهد. کشش کل وزنی مربوط به متغیر قیمت پیشنهادی، برابر ۰/۴۲ است، نشان می‌دهد با ثابت بودن سایر عوامل افزایش یک درصدی در تعداد افراد خانواده، احتمال تمایل به پرداخت در بازدیدکنندگان را ۰/۲۹۵ درصد کاهش می‌دهد. کشش کل وزنی مربوط به متغیر قیمت پیشنهادی، احتمال تمایل به پرداخت در بازدیدکنندگان را ۰/۴۲ درصد کاهش می‌دهد. تفسیر مستقیم کشش وزنی متغیر موهومی تا هل به لحاظ موهومی بودن مد نظر نبوده و آثار نهایی آن مورد تفسیر قرار خواهد گرفت. مقدار اثر نهایی تا هل نشان می‌دهد که تغییر آن از صفر(متا هل نبودن)، به یک(متا هل بودن) سبب کاهش ۰/۲۴۴ درصدی احتمال تمایل به پرداخت می‌شود.

برای برآورد مقدار مورد انتظار WTP با استفاده از روش لاجیت، همانطور که قبل این اشاره شد از رابطه (۵) استفاده می‌شود. که \hat{a} ، ضریب متغیر قیمت پیشنهادی در رابطه (۱) بوده و \hat{a} از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{a} = \beta_0 + \beta_{Mar} \times M_{Mar} + \beta_{Att} \times M_{Att} + \beta_{FamNum} \times M_{FamNum} + \beta_{Edu} \times M_{Edu} \quad (12)$$

که β_0 ، β_{Mar} ، β_{Att} و β_{FamNum} به ترتیب ضرایب متغیرهای تا هل، جذابیت منطقه سردابه، تعداد اعضای خانواده و تعداد دوره‌های تحصیل و M_{Att} ، M_{Mar} و M_{Edu} نیز به ترتیب، میانگین آنها و β_0 عرض از مبدأ را نشان می‌دهد(جدول ۳). میانگین تمایل به پرداخت، ۴۱۵۰ ریال به ازای هر نفر به دست آمد. برای به دست آوردن ارزش تفریحی منطقه تفریجی سردابه از رابطه ۱۳ استفاده می‌شود:

$$(13) \quad (\text{میانگین تمایل به پرداخت} \times \text{تعداد بازدیدکنندگان سالانه}) = \text{ارزش تفریحی سالانه منطقه تفریجی سردابه}$$

ریال ۱۶۶۰۰۰۰۰ = (۴۱۵۰ × ۴۰۰۰۰) = ارزش تفریحی سالانه منطقه تفریجی سردابه نتایج حاصل از برآورد مدل دو مرحله‌ای هکمن در جدول ۴ آمده است. همان‌طور که این جدول نشان می‌دهد متغیرهای مستقل بکار گرفته شده در الگوی پروبیت شامل درآمد خانواده افراد، جذابیت منطقه، سن و تعداد افراد شاغل خانوار می‌باشد که از لحاظ آماری در سطوح تعیین شده معنی‌دار می‌باشند. در تفسیر نتایج مدل پروبیت از اثر نهایی^۱ و کشش کل وزن داده شده مربوط به هر متغیر استفاده شد. درصد پیش‌بینی صحیح مدل برآورد شده بالغ بر ۷۷ درصد است و

1- Marginal Effect

از آن جا که مقدار قابل قبول این آماره برای الگوهای لوحیت و پروبیت برابر با ۷۰ درصد می‌باشد، لذا مقدار درصد پیش‌بینی صحیح به دست آمده در این الگو رقم مطلوبی را نشان می‌دهد. برای بررسی وجود یا عدم وجود همخطی در مدل‌های برآورد شده از آزمون تجزیه واریانس استفاده گردید. نتایج حاصل از این آزمون نشان داد که بین متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل‌ها هیچگونه همخطی وجود ندارد. به گونه‌ای که ضریب همبستگی دو به دوی هیچ کدام از متغیرهای مستقل بیش از ۵۰ درصد نبود. مقدار آماره $LM2$ در الگوی برآش شده برابر با $5/61$ است و از آن جا که ارزش احتمال این آماره برابر با $0/48$ می‌باشد فرض وجود واریانس همسانی در مدل پذیرفته می‌شود (وایتهد و فینی، ۲۰۰۳). برای بررسی معنی‌داری کلی رگرسیون برآورده شده از آماره نسبت راستنمایی^۱ (LR) استفاده شد. مقدار این آماره در درجه آزادی 4 برابر با $16/21$ بوده و از آن جا که این مقدار بالاتر از مقدار ارزش احتمال (P-value) ارائه شده می‌باشد، لذا کل الگوی برآورده از لحاظ آماری در سطح ۱درصد معنی‌دار است. مقادیر ضرایب تعیین استرلا^۲، مادلا^۳، کراغ-اوهرلر^۴ و مک فادن^۵ برای الگوی پروبیت برآورده شده به ترتیب برابر با $0/45$ ، $0/44$ ، $0/59$ و $0/33$ می‌باشد. این مقادیر با توجه به تعداد مشاهدات متغیر وابسته، ارقام مطلوبی می‌باشند. بنابراین الگوی فوق قابل اطمینان برای تجزیه و تحلیل‌های بعدی است. کشش کل وزن داده شده برای متغیرهای توضیحی درآمد خانواده افراد و جذابیت منطقه به ترتیب برابر با $0/42$ و $0/42$ است. یعنی با فرض ثابت بودن سایر عوامل به طور متوسط یک درصد افزایش در درآمد خانواده افراد و جذابیت منطقه از دیدگاه افراد احتمال تمایل به پرداخت به پرداخت به حدود $0/251$ و $0/251$ درصد افزایش می‌یابد. کشش کل وزن داده شده متغیرهای مستقل تعداد افراد شاغل در خانواده و سن افراد به ترتیب برابر با $0/247$ و $-0/522$ می‌باشد. یعنی با ثابت فرض کردن سایر عوامل یک درصد افزایش در تعداد افراد شاغل در خانواده و سن افراد پذیرش تمایل به پرداخت را به ترتیب $0/247$ و $0/522$ درصد کاهش می‌دهد. متغیرهای مستقل مورد استفاده در مدل رگرسیون خطی شامل درآمد افراد، فاصله مسافت فرد تا منطقه، اعتقاد به حفاظت از محیط زیست، محل زندگی، سن افراد و عکس نسبت میل می‌باشد.

الگوی رگرسیون خطی به فرم‌های تابعی خطی و لگاریتمی تخمین زده شد و نتایج حاصل از آزمون غیرآشیانه‌ای مک‌کینون حاکی از انتخاب مدل به صورت خطی داشت که نتایج حاصل از

1 - Likelihood Ratio

2 - Estrella R-Square

3 - Maddala R-Square

4 - Cragg-Uhler R-Square

5 - Mc Fadden R-Square

برآورد این مدل نیز در جدول ۴ قابل مشاهده است. ضرایب برآورده از لحاظ آماری در سطوح تعیین شده معنی دار می باشند. ضریب تعیین مربوط به رگرسیون خطی برابر با ۵۳ درصد بوده، به عبارت دیگر ۵۳ درصد از میانگین تغییرات میزان تمایل به پرداخت توسط مجموعه متغیرهای مستقل فوق الذکر توضیح داده شده است. مقدار آماره F برابر با ۴/۱۴ می باشد که با توجه به ارزش احتمال بیانگر معنی داری کل رگرسیون برازش شده در سطح یک درصد می باشد. همچنین میزان آماره دوربین واتسون دلالت بر عدم وجود خودهمبستگی در رگرسیون برآورده شده دارد. بنابراین الگوی مورد نظر قابل اطمینان برای تحلیل نتایج بعدی است. مقدار ضریب برآورده شده برای متغیر درآمد نشان می دهد که با افزایش یک واحد به متوسط درآمد افراد با ثابت بودن سایر عوامل، متوسط تمایل به پرداخت افراد ۰/۰۰۰۸ واحد افزایش خواهد یافت. مقدار ضریب برآورده شده متغیر مسافت طی شده افراد تا منطقه برابر با ۲/۱۴ بوده که بیانگر این است که در نتیجه افزایش یک واحد متوسط فاصله طی شده افراد متوسط میزان تمایل به پرداخت افراد ۲/۱۴ واحد کاهش خواهد یافت. ضریب برآورده شده متغیر سن افراد نشان می دهد که با افزایش یک واحد به متوسط سن افراد با ثابت بودن سایر عوامل، متوسط تمایل به پرداخت افراد ۰/۸ تومان کاهش خواهد یافت. همچنین اعتقاد به حفاظت از محیط زیست و زندگی در شهر به ترتیب باعث افزایش ۶/۳۹۷۹ و ۶/۷۰ واحدی متوسط تمایل به پرداخت افراد می شود. معنی دار بودن متغیر عکس نسبت میل در سطح یک درصد نشان می دهد عوامل اثرگذار بر تصمیم به تمایل به پرداخت با عوامل تعیین کننده میزان تمایل به پرداخت یکسان نمی باشند که تأییدی بر استفاده از روش هکمن دو مرحله‌ای می باشد. براساس نتایج مدل رگرسیون خطی میانگین تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان از منطقه تفرجی سردابه بر اساس رابطه (۱۴) به دست می آید. متغیر وابسته معادله (۱۴) میزان تمایل به پرداخت افرادی که تمایل به پرداخت ($WTP > 0$) داشته، می باشد. با جایگزاری میانگین و مد متغیرهای توضیحی در معادله (۱۴)، میانگین تمایل به پرداخت سالانه افراد ۶۵۸۵ عریال به دست آمد (خداوردیزاده و همکاران، ۲۰۰۹).

$$WTP = 2506.1 - (4.71 \times 4.39) - (2.14 \times 119.31) + (3979.26 \times 1) + \\ (0.00008 \times 5579197) + (709.6 \times 1) - (25.08 \times 32.3) = 6585 \quad (14)$$

با تعمیم این عدد به جامعه (تعداد افراد مراجعه کننده سالانه به منطقه)، ارزش تفريحي سالانه منطقه را از رابطه (۱۳) می توان به دست آورد (خداوردیزاده و همکاران، ۲۰۰۹):

$$\text{ریال } 263400000 = 6585 \times 400000 = \text{ ارزش تفريحي سالانه منطقه تفرجی سردابه}$$

با توجه به این که نتایج به دست آمده توسط هریک از روش‌ها متفاوت می باشد. بنابراین برای پاسخ به این سؤال که چگونه می توان ناسازگاری بین تمایل به پرداخت برآورده شده از روش‌های

ارزش‌گذاري متفاوت را از بين برد، باستي تحقيق شود که کدام روش و تحت چه شرایطی نتایج قابل اعتماد و داراي اعتبار بالا به دست مى‌دهد.

نتيجه‌گيري و پيشنهادات

نتایج اين مطالعه حاکي از آن است که امکانات موجود در منطقه تفرجي سردايه برای جذب توريست و توسعه گرددشگري نامناسب مى‌باشد و ۵۹ درصد مردم تمايل به پرداخت پول برای استفاده از اين منطقه را نداشتند. ميانگين شاخص رضايتمندي مردم از اين منطقه در حد ضعيف مى‌باشد. لذا پيشرفت امکانات موجود در منطقه باعث افزایش تعداد بازدیدکنندگان از اين منطقه مى‌شود. ميانگين تمايل به پرداخت سالانه بازدیدکنندگان با استفاده از روش‌های ارزش‌گذاري مشروط و هكمون دو مرحله‌اي به ترتيب ۴۱۵۰ و ۶۵۸۵ ريال برآورد گردید و همچنین ارزش تفريحي سالانه منطقه با استفاده از دو روش قبلی به ترتيب ۱۶۶۰ و ۲۶۳۴ ميليون ريال به دست آمد.

نتایج اين مطالعه، مانند مطالعه خداورديزاده و همكاران (۲۰۰۹)، نشان مى‌دهد که عوامل تاثيرگذار بر تمايل به پرداخت افراد با استفاده از روش‌های ارزش‌گذاري مشروط و هكمون دو مرحله‌اي متفاوت مى‌باشد و همچنین مقدار ميانگين تمايل به پرداخت در روش هكمون دو مرحله‌اي بيشتر از روش ارزش‌گذاري مشروط مى‌باشد. در اين مطالعه، مانند مطالعه خداورديزاده و همكاران (۲۰۰۹)، متغير معکوس نسبت ميل در سطح يك درصد معنى دار مى‌باشد و اين نشان مى‌دهد که عوامل اثرگذار بر تصميم به تمايل پرداخت با عوامل تععيين كننده ميزان تمايل به پرداخت يكسان نمى‌باشد که تاييدی بر استفاده از روش هكمون دو مرحله‌اي مى‌باشد. بر اساس يافته‌های مطالعه مى‌توان پيشنهادات زير را ارائه نمود.

- ۱- تامين خدمات بهداشتی، رفاهی و زير ساختی منطقه به منظور جذب بيشتر گرددشگر.
- ۲- نتایج نشان مى‌دهد که متغير جذابیت منطقه به طور معنی داری بر قبول ورودیه اثر مثبت دارد. با توجه به اهمیت بالایی که مردم برای بازدید از محیط‌های جذاب قائل هستند، می‌طلبد که برنامه‌ریزان و مسئولان به اين مورد توجه بيشتر داشته و با گسترش، ايجاد امکانات مناسب برای خانوارها، بهبود بهداشت در اين گونه فضاها و ... در جهت بالا بردن رفاه جامعه کمک بيشتری نمایند.

- ۳- با توجه به معنی دار شدن متغير تحصيلات، توسعه آموزش در بين افراد مى‌تواند به افزایش تمايل به پرداخت آنها برای استفاده از منطقه منجر شود.

- ۴- صنعت جذب گرددشگري همواره به عنوان گزينه مناسبی در جهت جذب درآمدهای اقتصادي و منبع مهم اشتغال‌زاibi، مورد توجه کشورهای مختلف بوده است. در واقع جذب گرددشگر، فعالیتی

اقتصادی است که نسبت به تولیدات کالا و خدمات، از محدودیتهای نهادهای کمتری برخوردار است و چنانچه این بخش مورد توجه قرار گیرد، سود مناسبی را در پی خواهد داشت. بنابراین، توجه به محیطزیست و بهویژه مناطق تفرجی موجب رونق و افزایش اشتغال در منطقه خواهد شد.

سپاسگذاری

این مقاله مستخرج از گزارش نهایی طرح پژوهشی شماره ۳/۲۷/۱۰۶۳-۳ تحت عنوان بررسی راهکارهای توسعه توریسم روستایی با استفاده از مدل SWOT - مطالعه موردی روستای وکیل آباد- منطقه تفرجی سردابه می باشد که از محل اعتبارات پژوهشی دانشگاه تبریز اجرا گردیده است.

References:

1. Amigue. j., oulatoff.C and Desaigues.B. 2002. The benefits and costs of riparian analysis habitat preservation: a Willingness to accept / willingness to pay contingent valuation approach. Ecological Economics 43: 17-31.
2. Amirnejad. H. and Khalilian.S. 2006. Estimating the existence value of north forests of Iran using a contingent valuation method. Journal of Agric. Sci. Nature. Resour., Vol. 13(2).
3. Amirnejad. H., Khalilian.S. , Assareh. M.H and Ahmadian. M. 2006. Estimating the existence value of north forests of Iran by contingent valuation method. Ecological Economics, 58: 665-675.
4. Cameron.T.A. 1988. A New Paradigm for valuing Non-market Goods Using Referendum Data: Maximum Likelihood Estimation by Censored Logistic Regression. Journal of Environmental Economics and Management, 15: 335-379.
5. Cameron.T.A. and James.M.D. 1987. Efficient Estimation Methods for Close-Ended Contingent Valuation Surveys. Review of Economics and Statistics, 69:269-276.
6. Carson.R.T. 1991. Constructed markets. In: Braden,J.B., Kolstad,C.D.(Eds.). Measuring the Demand for Environmental Quality. Elsevier, Amsterdam, pp:121-162.
7. Cersen.K. 2001. Fundamental of tourism. Translate: Gamkhar. A. Tehran.
8. Cultural heritage handicrafts and tourism organization of Ardabil province. 2009. Sardabeh exemplary tourism zone, Ardabil as an exemplary tourism region. PP: 7.
9. Daneshvar kakhaki, M., Sadat Hamraz. S. and Jalili. M. 2007. Estimating economic valuation of village zone: case study Zashk village zone. Journal of Rural and development, Vol. 10(3): 135-154.
10. Garrod. G.D. and Willis.K.G. 1990. Contingent Valuation Techniques: A Review of Their Unbiasedness, Efficiency and Consistency. Countryside Change Working Paper Series WP10, Countryside Unit, University of Newcastle Upon Tyne.
11. Gurlu. S. 2006. The estimation of ecosystem services value in the region of Misi Rural Development Project: Rsluts from a

- contingent valuation survey. *Journal of Forest policy and Economics* 9(3): 209-218.
12. Greene. W.H .1993. *Econometric analysis*. Second edition. New York: Macmillan.
 13. Greene. W.H .2002. *Econometric analysis*. Fifth edition. Prentice Hall.
 14. Haneman. W.M .1984. Welfare evaluation in contingent valuation experiments with discrete responses. *American journal of Agricultural Economics*, 71:332-341.
 15. Heckman. J. 1976. The common structure of statistical of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models . *Journal of Economic and Social Measurement*. 5: 475-492.
 16. Kealy. J.M. and Turner. R.W. 1993. A test of the equality of close-ended and open-ended contingent valuations. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(2): 321-331.
 17. Khodaverdizadeh. M., Kavoosi Kelashemi. M., Hayati. B and 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.
 18. Khodaverdizadeh. M., Hayati. B and Kavoosi Kelashemi. M. 2008. Estimating the outdoor recreation value of Kandovan tourism village of East Azarbayan with the use of contingent valuation method. *Environmental Sciences*, 5(4): 43-52.
 19. Krieger. D.J. 2001. *Economic Value of forest ecosystem Services: A review*. The wilderness society. Washington. D.C. U.S.A.
 20. Loomis. J.B and Gonzalez- Cabon. A. 1998. A willingness to pay function for protecting acres of spotted OWL habitat from fire. *Ecological Economics*. 25: 315-322.
 21. Maile. P and Mendelsohn. R. 1991. *Valuing ecotourism in Madagascar*, New Haven: Yale school of forestry, Mimco.
 22. McConnell. K.E. 1990. Models for referendum Data: The structure of Discrete choice models for contingent valuation. *Journal of Environmental Economics and Management*, 18: 19-34.

23. Mcdonald. J. F and. Moffitt. R. A. 1982. The uses of Tobit analysis. *Review of Economic and Statistics*. Vol. 62: 318-321.
24. Molaei. M., Yazdani.S. and Sharzehi. Gh. 2009. Estimating preservation value of Arasbaran forest ecosystem using contingent valuation. *Journal of Agricultural Economics*, 3(2): 37-64.
25. Pajhoyan.J. and Falih, N. 2008. Economic valuation of recreational services of natural resources case study Anzali wetland. *Economic research*, 8(1): 147-171.
26. Pattanayak. S. and Mercer. D. E. 1998. Valuing soil conservation benefits of agroforestry: contour hedgerows in the eastern Visayas, Philippines. *Agricultural Economics*. 18, 31-46.
27. Reynisdottir. M , Song. H and. Agrusa. J. 2008. Willingness to pay entrance fees to natural attractions: An Icelandic case study. *Tourism Management*. 29:1076– 1083.
28. Salami. H.A. and Einallahi Ahmadabadi. M. 2001. Using Tobit econometric model and two stage Heckman in evaluation effective factors in cultivation of sugarbeet in north Khorasan. *Journal of Iranian agriculture scince* 33(2): 433-445.
29. Scheaffer. R.L., Mendenhall. W. and Ott. L. 2006. Elementary survey sampling. Translate: Arghami. N., Sanjari.R. and Bozorgnia. A. Ferdowsi university press. PP: 435.
30. Tambia. N.E. , Mukhebi. W.A., Maina. W.O. and Solomon. H.M. 1998. Probit analysis of livestock producers' demand for private veterinary services in high potential agricultural areas of Kenya. *Agricultural Systems*. 59: 163-176.
31. Whister.D .1999. An Introductory Guide to Shazam. Econ . ubc. Ca. Logit Test for Heteroskedasticity.
32. for pay to Willingness .۲۰۰۳ .S.Finney nda .C J .Whitehead Cultural of Journal resources cultural maritime submerged Economics 27(3–4). 231–240.

پیوست ها:

جدول ۱- شرح متغیر های استفاده شده در پرسشنامه.

متغیر	شرح	حداقل	حداکثر	میانگین
Age	سن افراد	۲۲	۷۳	۱۹
Gender	مرد=۱ زن=۰	۰/۷	۱	۰
Famnum	تعداد افراد خانواده پاسخ دهنده	۴/۴۵	۱۲	۱
Famwork	تعداد افراد شاغل در خانواده	۱/۵۸	۶	۱
Edu	تحصیلات پاسخ دهنده ۱ (بی سواد)، ۲ (ابتدايی)، ۳ (راهنمايی)، ۴ (ديپلم)، ۵ (ليسانس) و ۶ (فوق ليسانس و بالاتر)	۴/۳۲	۶	۱
HIncome	درآمد ماهانه فرد پاسخ دهنده (واحد: ۱۰۰۰۰۰ ریال)	۵/۵۷	۵۰	۱
FIIncome	درآمد ماهانه خانواده فرد پاسخ دهنده (واحد: ۱۰۰۰۰۰ ریال)	۷/۵۸	۵۰	۱/۵
Fcost	میزان مخارج ماهانه خانواده فرد پاسخ دهنده (واحد: ۱۰۰۰۰۰ ریال)	۵/۵۶	۳۰	۱
married	متاهل=۱ در غیر این صورت=۰	۰/۶۴	۱	۰
Work	اشتغال در بخش دولتی=۱ در غیر این صورت=۰	۰/۴	۱	۰
Opinion	معتقد به نگهداری از محیط زیست=۱ در غیر این صورت=۰	۰/۹۲	۱	۰
Attract	میزان جذابیت منطقه ۱ (خیلی کم)، ۲ (کم)، ۳ (متوسط)، ۴ (زیاد)، ۵ (خیلی زیاد)	۳/۱	۵	۱
Dis	مسافت طی شده فرد از محل زندگی تا تفرجگاه (کیلومتر)	۱۱۹	۱۷۰۰	۵
Live	محل زندگی (شهر=۱ روستا=۰)	۰/۹۶	۱	۰

مأخذ: اطلاعات به دست آمده از پرسشنامه ها

جدول(۲): نتایج حاصل از تمایل به پرداخت افراد.

قیمت پیشنهادی(ریال)	تعداد افراد پذیرنده	تعداد افراد ردکننده	درصد پذیرش
۲۵۰۰	۳	۷	۳۰
۳۰۰۰	۵	۴	۵۵
۳۵۰۰	۶	۴	۶۰
۴۰۰۰	۶	۶	۵۰
۴۵۰۰	۹	۸	۵۳
۵۰۰۰	۸	۷	۵۳
۵۵۰۰	۳	۱۰	۲۳
۶۰۰۰	۹	۳	۷۵
۶۵۰۰	۷	۷	۵۰
۷۰۰۰	۷	۷	۵۰
۷۵۰۰	۳	۶	۳۳
۸۰۰۰	۲	۵	۲۸
۸۵۰۰	۲	۸	۲۰
۹۰۰۰	۴	۱۰	۲۸
۹۵۰۰	۰	۲	۰
۱۰۰۰۰	۲	۲	۵۰
جمع کل	۷۶	۹۶	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول(۳): نتایج حاصل از برآورد الگوی لوچیت.

متغیر	ضریب	T-Ratio	کشش کل وزنی	اثر نهایی
تأهل	-۱/۱۰۰***	-۲/۸۶	-۰/۳۱۹	-۰/۲۲۴
جداییت منطقه	۰/۲۵۳**	۲/۵۴	۰/۴۰	۰/۰۶۲
تحصیلات	۰/۱۸۶**	۲/۲۰	۰/۴۱۲	۰/۰۴۵
تعداد اعضای خانوار	-۰/۱۳۱***	-۳/۴۲	-۰/۲۹۵	-۰/۰۳۲
قیمت پیشنهادی	-۰/۰۰۰۱۴***	-۲/۷۵	-۰/۴۲	-۰/۰۰۰۰۳
عرض از مبدا	۰/۲۲۵***	۶/۲۰	۰/۱۱۴	-
درصد پیش‌بینی صحیح مدل = ۷۴	درصد		Probability (LR stat): 0.0000	

*، **، ***، **** به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۴): نتایج حاصل از روش هکمن دو مرحله‌ای

روش هکمن دو مرحله‌ای				متغیرها
مرحله دوم (رگرسیون خطی)	مرحله اول (پروبیت)	مقدار ضریب (آماره t)	مقدار ضریب کشش کل وزنی	
مقدار ضریب (آماره t)	اثر نهایی			
۲۵۰/۶/۱۰ ***	-	-۰/۰۲۳	-۰/۰۲۷	عرض از مبدأ
(۶/۲۱)			(-۰/۰۵۹)	
-۲۵/۰۸۷**	-۰/۰۰۷۴	-۰/۵۲۲	-۰/۰۱۹***	سن
(-۱/۹۸۷)			(-۲/۰۱۵)	
-	۰/۰۶۲۲	۰/۴۲۰	۰/۱۵۷***	جذابیت منطقه
			(۲/۶۱)	
-۲/۱۴***	-	-	-	مسافت طی شده تا منطقه
(-۳/۰۶۸)				
-	۰/۰۰۰۰۰۰۱	۰/۲۵۱	۰/۰۰۰۰۰۰۰۳***	درآمد ماهانه خانوار
			(۳/۹۳)	
-	-۰/۰۷۱۴	-۰/۲۴۷	-۰/۱۸۱***	تعداد افراد شاغل در
			(-۲/۳۸)	خانواده
۳۹۷۹/۲۶***	-	-	-	اعتقاد به حفاظت از محیط
(۱۲/۲۸۹)				زیست
۷۰/۹/۶۰ **	-	-	-	محل زندگی
(۱/۷۶۲)				
۰/۰۰۰۰۸***	-	-	-	درآمد ماهانه فرد
(-۲/۰۰۷)				
-۴/۷۱***	-	-	-	عکس نسبت میل Mill
(-۱۲/۷۸)				
$R^2=/.53$			درصد پیش‌بینی صحیح مدل = ۷۷	درصد
F=۴/۱۴			LIKELIHOOD RATIO TEST = ۱۶/۲۱	P-VALUE= .۰۰۰۱
P-VALUE=.۰۰۴۴			ESTRELLA $R^2=/.45$	MADDALA $R^2=/.44$
D.W=۱/۹۱۴			CРАGG-UHLER $R^2=/.59$	MCFADDEN $R^2=/.33$

*** و ** به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد.
ماخذ: یافته‌های تحقیق.

