

ارزش‌گذاری اقتصادی پارک‌های گردشگری با استفاده از بروزرسانی بیزین تمایل به پرداخت در مدل مشروط نامطمئن (مورد مطالعه : پارک گردشگری بابا امان بجنورد)

مهدی قائمی اصل^۱، سید علی حسینی ابراهیم آباد^۲، منیژه برات‌زاده^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۳/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۲/۱۸

چکیده

محاسبه ارزش اقتصادی منابع، طبیعی مبتنی بر بهره‌برداری سرانه و تجمیع‌شده، راهکاری است مناسب برای ارزش‌گذاری اقتصادی منابع گردشگری در طول یک دوره مشخص و با تعداد مشخص بهره‌بردار. در این صورت، امکان واگذاری منبع موردنظر برای بهره‌گیری قابل استثناء از منابع طبیعی (مشروط به بقای اصل منبع گردشگری) وجود خواهد داشت. در این پژوهش، با استفاده از بروزرسانی بیزین^۴ در الگوی تمایل به پرداخت (WTP) در مدل ارزش‌گذاری مشروط (CVM) برخوردار از انتخاب دوگانه دوعدی (DB-DC)، ارزش اقتصادی بهره‌برداری سرانه در شرایطی محاسبه شده است که در آن پاسخ‌گویان به‌طور طبیعی درخصوص تمایل به پرداخت برای کالاهای غیربازاری دچار نااطمینانی هستند. این الگو، در مطالعه‌ای موردی، برای ارزش‌گذاری بهره‌برداری از گردشگاه بابا امان بجنورد استفاده شده است. براساس نتایج پژوهش، میزان تمایل به پرداخت سرانه غیربیزین ۲۳.۱۴۰ ریال و تمایل به پرداخت سرانه بیزین ۳۷.۴۲۱ ریال خواهد بود و می‌توان ارزش تقریبی بهره‌برداری سالانه از گردشگاه بابا امان را معادل ۳۱.۱۰۴.۳۳۵.۲۰۰ ریال برای الگوی بیزین و ۱۹.۲۳۳.۹۶۸.۰۰۰ ریال برای الگوی غیربیزین در نظر گرفت. براین اساس، با توجه به یک‌مرحله‌ای بودن و عدم بروزرسانی بیزین در روش‌های غیربیزین، این روش‌ها از تورش به سمت پایین زیادی برخوردارند و خطر کمتر از حد برآورد کردن ارزش منابع گردشگری در این رویکرد وجود دارد. بنابراین پیشنهاد می‌شود از این الگو برای محاسبه مناسب‌تر و دقیق‌تر ارزش بهره‌برداری از منابع گردشگری استفاده شود.

واژه‌های کلیدی: پارک‌های گردشگری، ارزش‌گذاری مشروط، بروزرسانی بیزین

طبقه‌بندی JEL: C11, D46, N50

۱. نویسنده مسئول: استادیار گروه اقتصاد و بانکداری اسلامی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران
(m.ghaemi84@gmail.com)

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه ارومیه

۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه پیام‌نور مرکز مشهد و عضو مجمع مشاوران جوان شورای شهر بجنورد

4. Bayesian Updating Mode

مقدمه

ثروت‌هاى طبيعى از جاىگاه ويژه‌اى در اقتصاد برخوردارند و در پيشرفت و بالندگى هر کشور نقش مهمى دارند. اتخاذ سياست‌هاى کارآمد در مديريت بهره‌بردارى و مصرف منابع گردشگرى، امکان دست‌يابى به اهداف عدالت‌توزيى و تخصيص و همچنين ايجاد زيرساخت توليد و اشتغال و تأمين منافع نسل‌هاى آتى را براى دولت فراهم مى‌آورد. در اين خصوص، سياست‌گذارى در حوزه مديريت مصرف اين منابع اهميت فراوانى دارد؛ به طورى که سياست‌گذارى مطلوب در خصوص منابع طبيعى، به‌عنوان جزئى از الگوى بهره‌بردارى از منابع گردشگرى، الزامات توسعه پايدار و منافع بين نسلى را فراهم مى‌آورد. پارک‌هاى طبيعى و مناظر طبيعى، که از مصاديق منابع گردشگرى هستند، جنبه‌هاى ضرورى عملکردهاى تفريحي‌اند و اهميت راهبردى بسيارى براى بهبود شرايط زيستى جوامع بشرى امروزي دارند. اين اماکن، به‌علت داشتن ارزش‌هاى تفريحي و زيباشناختى و تاريخى، به جذابيت شهر مى‌افزايند و موجب افزايش آمار جذب گردشگر و درنتيجه ايجاد اشتغال مى‌شوند. همچنين هم‌جواري عناصر طبيعى، از جمله درختان و آب، بر ارزش املاک مى‌افزايد و در واقع به تأمين ماليات و رسيدگى به پارک‌هاى طبيعى کمک مى‌کند. جاذبه‌هاى هر پارک گردشگرى معمولاً در دو دسته طبيعى و انسان‌ساخت طبقه‌بندي مى‌شوند که هريك از اين جاذبه‌ها خود شامل زيرجاذبه‌هاى ديگرى نيز هستند. خراسان شمالى در شمال شرق ايران قرار گرفته و با وسعتى بالغ بر ۲۸.۱۷۹ كيلومتر مربع ۱/۷ درصد مساحت کل کشور را دربر گرفته است. اين استان هر ساله، خصوصاً ايام عيد نوروز، پذيراي بيش از دو ميليون مسافر و زائر عبورى است که به شهر مقدس مشهد سفر مى‌کنند. پارک گردشگرى بابامان در ده كيلومترى شمال شرق شهر بجنورد و کنار جاده بجنورد - مشهد قرار دارد. اين مکان در راه مسافرانى قرار دارد که از مسير جاده بجنورد در خراسان شمالى مى‌گذرند و به زيارت امام رضا □ در مشهد مى‌روند. وجود ۴۰۰ هزار اصله درخت، از جمله اقايقا، چنار، تمشک وحشى و...، جلوه‌اى زيبا به اين مکان بخشيده است. چشمه اصلى پارک گردشگرى بابامان از چهار نقطه درون تپه مى‌جوشد و آب آن به استخرهاى مى‌ريزد که با اختلاف سطح نسبت به هم ساخته شده‌اند تا آبشارهاى مصنوعى ايجاد کنند. در اين پارک رستوران، هتل، پارک بازي کودکان، باشگاه پينت‌بال و نمايشگاه‌هاى فصلى صنايع دستى استان وجود دارد. از ديگر مناظر زيباى بابامان پارک حيات وحش پرديسان به مساحت ۳۵۰ هکتار در غرب پارک تفريحي بابامان است که در آن تنوع گياهى و جانورى خراسان شمالى يافت مى‌شود. در اين پارک حيواناتى از جمله گوزن زرد، قوچ اوريال و آهو، که از گونه‌هاى نادر و شاخص کشورند، به‌منظور تکثير و آشنايى علاقه‌مندان نگاهدارى مى‌شوند.

با توجه به محدوديت بودجه دولت و بالا بودن هزینه‌هاى مراقبت و نگاهدارى از تفرجگاه‌هاى طبيعى، تأمين مالى از طريق بازديدکنندگان ضرورى است. حال مسئله اين است که در شهرى مانند بجنورد محيط‌زيست براى مردم چقدر ارزش دارد و افراد حاضرند براى حفظ آن چقدر پرداخت کنند. در اين مطالعه، پس از ارائه مقدمه و طرح مسئله پژوهش، مبانى نظرى و ادبيات پژوهش ارائه شده است. در ادامه، روش پژوهش و نتايج به‌کارگيرى به‌روزرسانى بيزين تمايل به پرداخت در مدل

مشروط نامطمئن برخوردار از انتخاب دوگانه دوعیدی در ارزش‌گذاری اقتصادی پارک گردشگری بابالمان ارائه شده است.

مبانی نظری

از نظر اقتصادی، ارزش یک کالا برابر است با مجموع پرداخت‌ها برای آن کالا و مازاد مصرف‌کننده. مازاد مصرف‌کننده حاصل از یک کالا نیز، تفاوت میان تمایل به پرداخت مصرف‌کننده و بهای پرداختی برای آن کالا تعریف می‌شود. اندیشه ارزیابی تفرجگاه‌ها از سال ۱۹۴۷ به بعد به‌طور جدی پیگیری شده است. هتلینگ^۱ (۱۹۲۵)، با استفاده از روش هزینه سفر، بیش‌ترین هزینه مسافرتی اندازه‌گیری شده برای ارزش تفرجگاهی را پیشنهاد کرد. سپس در دهه ۱۹۶۰ پیشنهاد شد که برای تمام سیستم‌های تفرجی آمریکا ورودی در نظر گرفته شود.

روش‌های ارزش‌گذاری محیط‌زیست و پارک‌های تفرجی به چهار روش تقسیم می‌شوند: هزینه سفر یا روش کلاسون (TCM)؛ روش ارزش‌گذاری براساس لذت‌گرایی (HPM)؛ روش رفتارندم؛ روش ارزش‌گذاری مشروط (CVM). روش هزینه سفر یا روش کلاسون (TCM) مبتنی بر تهیه داده‌ها از طریق مصاحبه و پرسش‌نامه است. در این روش، تقاضا برای مکان‌های تفریحی براساس تعداد بازدیدها در سال از یک پارک و عوامل متغیر دیگر مانند انواع هزینه‌های مربوط به سفر، درآمد بازدیدکننده و مشخصات اجتماعی - اقتصادی تعیین می‌شود. اگر هر بازدیدکننده در طول سفر بیش از یک تصمیم برای مسافرت داشته باشد، ارزش مکان تفریحی بیش از حد واقعی برآورد می‌شود که ممکن است برای تخصیص هزینه سفر از میان اهداف گوناگون مشکل‌آفرین باشد.

رایج‌ترین رهیافت بازار مصنوعی (ارزش منابعی که بازار مشخص ندارند) ارزش‌گذاری منافع زیست‌محیطی به‌صورت مشروط است؛ روشی که براساس آن ارزش پولی منابع محیط‌زیستی را محاسبه می‌کنند. این روش مبتنی بر تکمیل پرسش‌نامه‌های انتخاب دوگانه است. در ارزش‌گذاری تفرجی پارک‌های گردشگری، این پرسش‌نامه‌ها با روش مصاحبه رودررو با بازدیدکنندگان پارک تکمیل می‌شوند. در این روش نمونه‌ای از الگوی ترجیحات بیان می‌شود که عموماً از ترجیحات مردم نتیجه‌گیری مستقیم می‌شود، به‌ویژه زمانی که بازار واقعی برای کالای موردبررسی وجود نداشته باشد. روش غیربازاری و انعطاف‌پذیری که به‌طور گسترده در تجزیه و تحلیل هزینه - منفعت و ارزیابی تأثیرات زیست‌محیطی استفاده می‌شود و یکی از بهترین و درعین‌حال بحث‌برانگیزترین روش‌ها در میان روش‌های ارزش‌گذاری مواهب زیست‌محیطی است. در سال‌های اخیر، اقتصاددانان منابع طبیعی به ارزش‌گذاری و سنجش نقش منابع در تأمین رفاه انسان پرداخته‌اند و پیشرفت چشمگیری در ارزش‌گذاری منابع مصرفی و غیرمصرفی داشته‌اند. مفهوم میزان تمایل و اشتیاق مردم به پرداخت شاخص پولی مناسبی از ارجحیت‌هاست و همچنین ابزاری برای اندازه‌گیری ارزشی است که مردم برای کالاها و خدمات تعیین می‌کنند. قیمت یا مبلغی که مردم برای کالاها می‌پردازند، در واقع نشانگر

تمايل به خريد و ميزان توانايى پرداخت آن‌هاست. اقتصاد محيط‌زيست با توجه به هدف اصلى علم اقتصاد، يعنى تخصيص بهينه منابع محدود، و براساس نظريه‌هاى بهينه‌سازى مطلوبيت اجتماعى شکل گرفته است. در اين شاخه علم اقتصاد، به کمک روش¹ CVM مى‌توان ارزش‌هاى زيبايى محيطى يعنى كيفيت را براساس موازين پولى سنجيد. با توجه به اهميت ارزش‌گذارى پارک‌هاى عمومى در جذب گردشگر، مطالعات بسيارى پيرامون اين مسئله انجام شده است که به مهم‌ترين آن‌ها اشاره مى‌شود:

روش ارزش‌گذارى مشروط براى نخستين بار در سال ۱۹۵۸ در ايالات متحده آمريکا، براى تعيين ارزش تفريحي پارک ملي، و از آن پس در دهه ۱۹۷۰ در اروپا استفاده شد (بتمن و ويليس^۲، ۱۹۹۹؛ هانمن^۳، ۱۹۹۱؛ بوهام^۴، ۱۹۷۲). در دهه ۱۹۹۰، براى اولين بار روش ارزش‌گذارى مشروط در کشورهاى درحال توسعه براى ارزش‌گذارى خدمات و کالاهاى عمومى نظير دسترسى به پارک، آب سالم، زمين و منظره‌هاى زيبا به کار رفت (بتمن و ويليس، ۱۹۹۹). لو و جيم^۵ (۲۰۱۵) به بررسى تمايل به پرداخت هزينه براى درختان با استفاده از روش ارزش‌گذارى مشروط (CVM) پرداختند. از نظر آن‌ها روش ارزش‌گذارى مشروط فضاي سبز، با تخصيص ارزش پولى به درختان، به برنامه‌ريزى و مديريت شهرى کمک مى‌کند. با اين حال، استفاده از اين روش با نقاط ضعف روش شناختى ذاتى آن همراه است. نگرانى مهم در اين زمينه آن است که پاسخ بسيارى از افراد در نظرسنجى تمايل به پرداخت^۶ (WTP)، ارائه مبلغ صفر به عنوان تمايل به پرداخت است. اين در حالى است که اين پاسخ به عنوان پاسخ اعتراضى در مورد تمايل به پرداخت نيست. اين نظرسنجى در بردارنده هشتصد درخواست تمايل به پرداخت ساکنان به دولت براى حفظ درختان است که فرهنگ قابل توجه در مناطق شهرى هنگ‌کنگ را نشان مى‌دهد. لاتينوپاولوس و همکاران^۷ (۲۰۱۶) به برآورد منافع غيربازارى به دست آمده از توسعه بالقوه يک پارک جديد شهرى در شهرستان تسالونىکى (واقع در کشور يونان) با روش ارزش‌گذارى مشروط مى‌پردازند. اين شهرستان، با وجود نرخ بسيار پايين سرانه فضاي سبز، يک پارک بزرگ شهرى دارد که بخشى از پروژه طرح توسعه در مقياس بزرگ است، اما هنوز تصميم نهايى در خصوص اين پروژه گرفته نشده است. مطالعه مزبور به منظور کمک به سياست‌گذاران براى تصميم‌گيرى نهايى و ارزيبايى مزايای بالقوه پارک انجام شده است. بررسى ارزش‌گذارى مشروط، با هدف برآورد تمايل به پرداخت از ساکنان محلى، براى ارائه خدمات اين پارک طراحي و اجرا شد. براساس يافته اصلى اين مطالعه، افرادى تمايل به کمک نقدى براى حمايت از اين پروژه دارند که حداقل بيست دقيقه از منابع اين مکان استفاده مى‌کنند. نتيجه جالب ديگر اين است که در طول يک دوره رکود اقتصادى (۲۰۱۰ تا ۲۰۱۳)، عمدتاً به علت آگاهى عمومى از اهميت فضاي سبز در حال رشد، ساکنان تسالونىکى حاضر به پرداخت مبلغ قابل توجهى هستند. مزايای

۱. روش ارزش‌گذارى مشروط (Contingent Valuation Method)

2. Bateman and Willis
3. Hanemann
4. Bohm
5. Lo and Jim
6. Willingness To Pay
7. Latinopoulos et al.

اصلی این پارک داشتن مناطقی برای پیاده‌روی، اوقات فراغت و فعالیت جدید است. براین اساس، تمایل به پرداخت مردم تحت تأثیر بحران اقتصادی جاری در یونان نیست.

ادبیات پژوهش

مولایی (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به برآورد مدل‌های ارزش‌گذاری مشروط با انتخاب دوگانه دوبعدی با استفاده از مدل‌های رگرسیونی پروبیت به‌ظاهر نامرتب پرداخت. برای این منظور، پرسش‌نامه ارزش‌گذاری مشروط DBDC برای برآورد تمایل به پرداخت افراد برای حفاظت از گل سوسن چلچراغ طراحی شد و از سوی ۱۷۷ سرپرست خانوار، در سال ۱۳۹۰، در مرکز استان گیلان تکمیل شد. تحلیل داده‌ها به دو صورت مدل‌های مقید و غیرمقید انجام شد که در مدل مقید محدودیت برابر بودن ضرایب متغیرها در دو مدل اعمال شد. نتایج نشان می‌دهد که در مدل مقید تعداد متغیرهای معنی‌دار بیش‌تر از مدل غیرمقید است؛ همچنین تمایل به پرداخت (WTP) با استفاده از مدل اول (مدلی که متغیر وابسته آن پاسخ به پیشنهاد اول است) و دوم (مدلی که متغیر وابسته آن پاسخ به پیشنهاد دوم است) در مدل غیرمقید به ترتیب ۶۶۵۰ ریال و ۶۹۶۳ ریال و با استفاده از مدل مقید ۷۲۲۵ ریال است.

مرادی و همکاران (۱۳۹۳)، با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط و تکنیک تمایل به پرداخت، به مطالعه ارزش‌گذاری اقتصادی خدمات کتابخانه‌های عمومی شهر تهران پرداختند. جامعه آماری پژوهش استفاده‌کنندگان از کتابخانه‌های عمومی به تعداد ۱۷۶ هزار نفر است که ۱۱۷۶ نفر به‌عنوان نمونه انتخاب شده‌اند. در این پژوهش از روش‌ها و الگوهای آماری مانند آمار توصیفی، رگرسیون خطی و رگرسیون لجستیک استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که میانگین تمایل به پرداخت هر نفر برای خدمات کتابخانه‌های عمومی سالانه ۱۱۷۲۸/۲۲۰ تومان و میانگین تمایل به پرداخت هر نفر ۱۰ هزار تومان است. بنابراین با توجه به یافته‌های پژوهش ۲۵ درصد از پاسخ‌دهندگان تمایل دارند که ۱۰ هزار تومان و کم‌تر از آن بپردازند، همچنین ۷۵ درصد از پاسخ‌دهندگان تمایل دارند سالانه مبلغ ۱۵ هزار تومان و کم‌تر از آن برای حفظ و بهبود خدمات کتابخانه‌های عمومی بپردازند.

امین‌زاده و هاشمی بناب (۱۳۹۵) در پژوهشی به برآورد ارزش کاهش آلودگی رودخانه زرینه‌رود سقز، با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط (CVM) با انتخاب دوگانه یک‌بعدی به روش ناپارامتری و مقایسه آن با روش پارامتری، پرداختند. در این پژوهش از دو روش ناپارامتری و پارامتری برای محاسبه تمایل به پرداخت استفاده شد. میزان تمایل به پرداخت‌های محاسبه‌شده از دو روش به ترتیب ۳۲۴۴ و ۴۴۹۰/۲۷ تومان برآورد شد و مقادیر به‌دست‌آمده برای تمایل به پرداخت از دو روش با استفاده از آزمون t با هم مقایسه شدند. براساس نتیجه پژوهش، این دو مقدار اختلاف معنی‌داری در سطح ۵ درصد باهم ندارند.

آهوکلندری و همکاران (۱۳۸۷) به ارزیابی توان تفریحی و زیست‌محیطی پارک جنگلی چیتگر و ارائه راهکارهایی برای مدیریت پایدار آن پرداختند. پژوهش آنان مبتنی بر روش ارزش‌گذاری مشروط

و روش تجزيه - تحليل سيستمى است. آمار و اطلاعات موردنياز از طريق پرسش‌نامه و مصاحبه با بازديدكنندگان جمع‌آورى شده است. در نهايت براساس نتايج به‌دست‌آمده سالانه، متوسط تمایل به پرداخت سالانه برای حفاظت پارک جنگلى چیتگر ۱۲۹۸۸ ريال برای هر خانواده برآورد شده است. همچنين متوسط سالانه برای استفاده تفریحى از این پارک برای هر بازديدكننده ۶۲۴۵ ريال به‌دست آمده است. ارزش حفاظتى و تفریحى سالانه این پارک به‌ترتیب ۲/۱۱ ميليون و ۱/۱۹ ميليون ريال در هكتار برآورد شده است.

فرج‌زاده و همكاران (۱۳۸۸) به برآورد تمایل به پرداخت بازديدكنندگان مجموعه تاريخى پاسارگارد و تحليل عوامل مؤثر بر آن با استفاده از کاربرد روش ارزش‌گذارى مشروط پرداختند. اطلاعات موردنياز از شهروندان اصفهان، شیراز و مرودشت، از طريق پرسش‌نامه، جمع‌آورى شده است. با توجه به داده‌هاى به‌دست‌آمده، برای تمایل به پرداخت افراد، که به‌صورت مقادير دامنه‌اى شامل سطوح صفر، ۲۰-۵۰، ۵۰-۱۰۰، ۱۰۰-۱۵۰، ۱۵۰-۲۰۰ و ۲۰۰-۳۰۰ هزار ريال بود، از روش‌هاى پروبیت رتبه‌اى^۱ و توبیت^۲ استفاده شده است. براساس یافته‌هاى محققان، متوسط تمایل به پرداخت برابر با ۱۱۴۵۳۰ ريال به‌ازای هر خانوار به‌دست آمده است.

رجبى و همكاران (۱۳۹۰) به تعيين ارزش حفاظتى ميدان نقش جهان اصفهان و اندازه‌گیرى ميزان تمایل به پرداخت افراد با استفاده از روش ارزش‌گذارى مشروط پرداختند. برای این منظور، اطلاعات لازم از طريق پرسش‌نامه و مصاحبه حضوری با بازديدكنندگان ميدان نقش جهان جمع‌آورى شد و با الگوهاى پروبیت رتبه‌اى و توبیت به تحليل عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت اقدام شد. یافته‌هاى آن‌ها نشان می‌دهد که ۶۸/۵ درصد بازديدكنندگان حاضرند مبلغى برای حفاظت از ميدان نقش جهان بپردازند. متوسط تمایل به پرداخت ماهانه ۱۷۱۲۵۱ ريال به‌ازای هر خانوار به‌دست آمده است. با توجه به تمایل به پرداخت افراد و تعداد بازديدكنندگان، ارزش حفاظتى ميدان نقش جهان نزد بازديدكنندگان داخلی بیش از ۳۸۸۲۰ ميليون ريال برآورد شده است.

خاکسار آستانه و همكاران (۱۳۹۱) به مطالعه ميزان تمایل به پرداخت (WTP) بازديدكنندگان شهر سوخته با استفاده از مدل لاجیت^۳ و براساس روش حداکثر درست‌نمايى پارامترهاى این مدل پرداختند. براساس نتايج پژوهش آن‌ها، ۵۸ درصد افراد بررسى شده حاضرند برای بازديد از مجموعه تاريخى شهر سوخته مبلغى بپردازند. آن‌ها متوسط تمایل به پرداخت بازديدكنندگان را ۶۵۶۳ ريال برای هر بازديد و ارزش کل تفریحى سالانه آن را بیش از ۱۲۹۲ ميليون ريال برآورد کردند. نتايج این پژوهش نشان می‌دهد که بیش‌ترین تأثیر بر احتمال تمایل به پرداخت به‌ترتیب مربوط به متغیرهاى اهميت حفاظت از آثار باستانى از دید فرد، ارتباط شغل یا رشته تحصیلى فرد با آثار باستانى، بعد خانوار، سن و درآمد فرد است.

1. Ordered Probit
2. Tobit
3. Logit Model

روش پژوهش

این پژوهش از نوع کاربردی است و به روش پیمایش و نظرسنجی انجام شده است. ابزار گردآوری داده‌ها پرسش‌نامه خودساخته است که برای طراحی آن تا حدودی از تحقیقاتی بهره گرفته شده که در کشورهای مختلف دنیا و در داخل کشور انجام شده است. پرسش‌نامه مذکور از دو قسمت تشکیل شده است: قسمت اول دربرگیرنده ویژگی‌های شخصی، اجتماعی و اقتصادی افراد است و قسمت دوم شامل پرسش‌های مربوط به تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان می‌شود. در این بخش سه قیمت پیشنهادی ۳ هزار، ۵ هزار و ۱۰ هزار ریالی به صورت پرسش‌های وابسته به هم مطرح شدند. در پرسش اول قیمت پیشنهادی میانی (۵ هزار ریال) مطرح شده است؛ در صورت منفی بودن پاسخ، قیمت پیشنهادی پایین‌تر (۳ هزار ریال) پرسیده می‌شود و در صورت مثبت بودن پاسخ، قیمت پیشنهادی بالاتر (۱۰ هزار ریال) از بازدیدکنندگان پرسیده می‌شود. همچنین در هر مرحله از پاسخ‌گویان درباره حداکثر تمایل به پرداخت آن‌ها پرسیده می‌شود. جامعه آماری در این پژوهش عموم مراجعه‌کنندگان به پارک گردشگری بابامان بجنورد در سال ۱۳۹۴ بوده است. روش نمونه‌گیری به کاررفته نمونه‌گیری تصادفی ساده است. تعداد پرسش‌نامه‌های پرشده معتبر ۳۴۶ مورد از میان ۳۷۰ پرسش‌نامه توزیع شده در سال ۱۳۹۴ بوده است که این تعداد پرسش‌نامه براساس جدول جرسی و مورگان^۱ (۱۹۷۰) و برای رسیدن به سطح اطمینان ۹۵ درصدی تعیین شده است.

انتخاب دوگانه دوبعدی^۲ (DB-DC)

با وجود انتقادهای زیادی که از روش ارزش‌گذاری مشروط در تخمین ارزش‌های غیربازاری می‌شود، این روش بسیار مورد استفاده محققان قرار گرفته است. از بین روش‌های گوناگون استخراج در ارزش‌گذاری مشروط، به روش انتخاب دوتایی (DC)^۳ توجه ویژه‌ای شده است. دو نوع روش انتخاب دوتایی موجود عبارت‌اند از: انتخاب دوتایی یک‌بعدی (SBDC)^۴ و انتخاب دوتایی دوبعدی (DBDC)^۵ که کارایی روش DBDC از روش SBDC بیش‌تر است. در روش انتخاب دوتایی از پاسخ‌دهندگان خواسته می‌شود که تمایل خود را برای پرداخت مبلغ پیشنهادی با پاسخ «بلی» یا «خیر» مشخص کنند (میتچل و کارسون^۶، ۱۹۸۹). در روش انتخاب دوتایی دوبعدی به جای آن که از پاسخ‌دهنده به طور ساده پرسیده شود که آیا حاضر است مبلغ مشخص را بپردازد یا خیر، با پرسیدن زنجیره‌ای از پرسش‌ها دامنه انتخاب‌های وی را محدود می‌کنند تا تمایل به پرداخت (WTP) واقعی‌اش مشخص شود. این روش را اولین بار هانمن^۸ معرفی کرد و در سال ۱۹۸۶ اولین بار کارسون^۹ و همکاران از آن

1. Krejcie & Morgan
2. Double-Bounded Dichotomous-Choice Contingent
3. Dichotomous Choice
4. Single Bounded DC
5. Double Bounded DC
6. Mitchell and Carson
8. Hanemann , 1985
9. Carson, R. T.

استفاده کردند. در اين روش به هر پاسخ‌دهنده دو مبلغ پيشنهاده مى‌شود که اگر پاسخ به مبلغ پيشنهاده اول مثبت باشد، مبلغ پيشنهاده دوم که بيش‌تر از مبلغ پيشنهاده اول است مطرح مى‌شود و چنانچه پاسخ به مبلغ پيشنهاده اول منفى باشد، مبلغ پيشنهاده دوم که کم‌تر از مبلغ پيشنهاده اول است پرسیده مى‌شود.

از دیدگاه مولايى (۱۳۹۲)، در روش انتخاب دوتايى (دوگانه) دوبعدى تعداد مشاهدات کم‌ترى نسبت به روش انتخاب دوتايى (دوگانه) تک‌بعدى برای رسيدن به یک سطح دقت آمارى لازم است. چنانچه بين پاسخ به پيشنهاده اول و دوم هم‌بستگى وجود داشته باشد، که معمولاً همين‌گونه است، استفاده از الگوى لاجيت موجب افزايش کارايى روش DBDC نخواهد شد، زیرا هم‌بستگى بين پاسخ‌ها در تحليل وارد نمى‌شود. به‌منظور رفع اين نقيصه و افزايش کارايى روش DBDC از مدل‌هاى پروبیت به‌ظاهر نامرتب^۱ استفاده مى‌شود. در اين مدل‌ها، دو مدل پروبیت به‌صورت هم‌زمان در قالب یک مدل برآورد مى‌شوند. متغیر وابسته^۲ مدل اول پاسخ به پيشنهاده اول و متغیر وابسته^۳ مدل دوم پاسخ به پيشنهاده دوم است. بدین‌منظور، پرسش‌نامه^۴ ارزش گذارى مشروط به روش DBDC برای برآورد تمايل به پرداخت افراد به‌منظور حفاظت و نگه‌دارى از پارک گردشگرى بابامان بجنورد طراحی شده است.

الگوى به‌روررسانى بيزين^۲

مطالعات مربوط به شرايطى که در آن پاسخ‌گويان به‌طور طبيعى درخصوص تمايل به پرداخت (WTP) برای کالاهای غيربازارى نامطمئن هستند سابقه‌اى طولانى دارد.^۳ براساس الگوى زاجکوسكى^۴ (۲۰۰۹)، از آن جايى که تابع مطلوبیت پاسخ‌گويان هرگز به‌طور کامل برای محقق آشکار نيست، بايد از رويکرد تابع پيشنهاده^۵ برای تصريح مستقيم مدل به‌روررسانى بيزين در محاسبه^۵ تمايل به پرداخت پاسخ‌گويان نامطمئن در مواجهه با انتخاب دوگانه^۶ دوبعدى (DB-DC) در مدل ارزش گذارى مشروط (CVM) استفاده کرد.

هريك از پاسخ‌گويان نامطمئن مواجه با انتخاب دوگانه^۶ دوبعدى در مدل ارزش گذارى مشروط (i)، تمايل به پرداختى دارند که شامل دو جزء اساسى مى‌شود:

$$WTP_i = \theta + \mu_i \quad (1)$$

در رابطه^۱ (۱)، θ نشان‌دهنده^۷ جزء متغیر تصادفى ناشناخته‌اى است که برای تمامی پاسخ‌گويان از یک توزيع مشترک مبتنى بر نااطمينانى در ارزش گذارى کالای غيربازارى استخراج مى‌شود و μ_i نیز یک جزء ساده^۸ شناخته‌شده^۹ ابرازشده توسط پاسخ‌گوى نوعى است. مى‌توان اين رابطه را اين‌گونه تفسير

1. Seemingly Unrelated Bivariate Probit Model
2. Bayesian Updating Mode

۳. بنگريد به:

Herriges, J. A., & Shogren, J. F. (1996); Hanemann, M., Loomis, J., & Kanninen, B. (1991); Loomis, J., & Ekstrand, E. (1998); McLeod, D. M., & Bergland, O. (1999); Aadland, D. M., Caplan, A. J., & Phillips, O. R. (2007)

4. Czajkowski

5. bid-function approach

کرد که هر پاسخ‌گوی نوعی ارزش کالای غیربازاری را، به‌طور میانگین، حول مقدار μ_i ارزیابی می‌کند و براین‌اساس می‌توان انتظار داشت که امید ریاضی μ صفر باشد.

در یک رویکرد بیزین، هرچند هریک از پاسخ‌گویان نوعی (i) مقدار θ را نمی‌دانند، ولی به باورهای پیشین^۱ خود درخصوص ارزش‌گذاری ابرازی کاملاً واقفاند؛ این نگرش‌های پیشین عموماً از یک تابع توزیع نرمال با میانگین $\bar{\theta}_i$ و واریانس σ_{θ}^2 پیروی می‌کند. اگر تمایل‌به‌پرداخت پس از دریافت پیشنهاد z را با WTP_{ij} و تمایل‌به‌پرداخت پیش از دریافت پیشنهاد z را با WTP_{i0} نمایش دهیم، می‌توان گفت که مقادیر WTP_{i0} نشان‌دهنده نگرش پیشین بدون تورش پاسخ‌گو درخصوص تمایل‌به‌پرداخت است.

b_{i2} و b_{i1} به‌ترتیب نشان‌دهنده پیشنهاد‌های اول و دوم ارائه‌شده به پاسخ‌گوی i هستند و پاسخ‌گویان، به‌هنگام مواجه‌شدن با پیشنهاد‌های b_{i1} و b_{i2} ، این دو پیشنهاد را به‌عنوان سیگنالی برای مشخص‌شدن مقدار حقیقی θ (در شرایط نااطمینانی) درنظر می‌گیرند و براین‌اساس خواهیم داشت:

$$b_{ij} = (\theta + \alpha_{ij}) + \varepsilon_{ij} \quad (۲)$$

به‌نحوی که α_{ij} یک مقدار ثابت شناخته‌شده برای پاسخ‌گوی i ام است و درمورد ε_{ij} فرض نرمالیتی توزیع، میانگین صفر و واریانس $\sigma_{\varepsilon_{ij}}^2$ برقرار است. ازاین‌رو می‌توان $b_{ij} - \alpha_{ij}$ را یک سیگنال بدون تورش و مستقل از θ درنظر گرفت. در رویکرد بیزین، این اطلاعات در کنار نگرش‌های پیشین ارزش‌گذاری پاسخ‌گویان مقادیر تمایل‌به‌پرداخت پسین^۲ بیزین را تعیین خواهد کرد. براساس مطالعه فلورس و استرانگ^۳ (۲۰۰۷)، WTP_{ij} معادل مقدار $E(WTP_i)$ پس از دریافت پیشنهاد‌های اول و دوم ارائه‌شده b_{i2} و b_{i1} است. براساس فرمول‌بندی بیزین با استفاده از نرمال توأم^۴، نگرش پسین پاسخ‌گوی i ام پس از دریافت پیشنهاد اول توزیعی نرمال با میانگینی معادل رابطه ۳ و واریانسی معادل رابطه ۴ خواهد داشت:

$$WTP_{i1} = \mu_i + \frac{\bar{\theta}_i \cdot \sigma_{\varepsilon_{i1}}^2}{(\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 + \sigma_{\theta}^2)} + \frac{(b_{i1} - \alpha_{i1}) \cdot \sigma_{\theta}^2}{(\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 + \sigma_{\theta}^2)} \quad (۳)$$

$$\sigma_{i1}^2 = \frac{\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 \cdot \sigma_{\theta}^2}{(\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 + \sigma_{\theta}^2)} \quad (۴)$$

با درنظرگرفتن مدل به‌روزرسانی بیزین درمورد پاسخ‌گوی i ام، پس از دریافت پیشنهاد‌های اول و دوم و با فرض مستقل بودن پیشنهاد‌های اول و دوم، هنگامی که پاسخ‌گوی i ام، پیشنهاد دوم (b_{i2}) را دریافت می‌کند، روابط ۳ و ۴ برای این پاسخ‌گو به نگرش‌های پیشین تبدیل می‌شود؛ به‌نحوی که نگرش‌های پسین با دراختیارداشتن اطلاعات ۳ و ۴ و پس از دریافت پیشنهاد دوم (b_{i2})، توزیع نرمال با میانگینی

1. prior
2. posterior
3. Flores and Strong
4. Normal Conjugates

معادل رابطه ۵ و واريانسى معادل رابطه ۶ خواهد داشت:

$$WTP_{i2} = \mu_i + \frac{(WTP_{i1} - \mu_i) \cdot \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2}{(\sigma_{i1}^2 + \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2)} + \frac{(b_{i2} - \alpha_{i2}) \cdot \sigma_{i1}^2}{(\sigma_{i1}^2 + \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2)} \quad (5)$$

$$\sigma_{i2}^2 = \frac{\sigma_{i1}^2 \cdot \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2}{(\sigma_{i1}^2 + \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2)} \quad (6)$$

با جاي‌گذارى $WTP_{i1} - \mu_i$ و σ_{i1}^2 از روابط ۳ و ۴ در روابط ۵ و ۶ مى‌توان روابط ۵ و ۶ را به‌صورت زير نوشت:

$$WTP_{i2} = \mu_i + \frac{(b_{i2} - \alpha_{i2}) \cdot (\sigma_{\theta}^2 \cdot \sigma_{\varepsilon_{i1}}^2)}{\sigma_{\theta}^2 (\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 + \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2) + (\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 \cdot \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2)} + \frac{\sigma_{\varepsilon_{i2}}^2 [(b_{i1} - \alpha_{i1}) (\sigma_{\theta}^2) + (\bar{\theta}_i \cdot \sigma_{\varepsilon_{i1}}^2)]}{\sigma_{\theta}^2 (\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 + \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2) + (\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 \cdot \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2)} \quad (7)$$

$$\sigma_{i2}^2 = \frac{\sigma_{\theta}^2 \cdot \sigma_{i1}^2 \cdot \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2}{\sigma_{\theta}^2 (\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 + \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2) + (\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 \cdot \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2)} \quad (8)$$

با استفاده از روابط ۳ و ۷ در کنار رابطه $WTP_{i0} = \bar{\theta}_i + \mu_i$ مى‌توان WTP_{i1} و WTP_{i2} را به‌صورت روابط ۹ و ۱۰ نوشت:

$$WTP_{i1} = WTP_{i0} + \frac{(b_{i1} - \alpha_{i1} - \bar{\theta}_i) \cdot \sigma_{\theta}^2}{(\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 + \sigma_{\theta}^2)} \quad (9)$$

$$WTP_{i2} = WTP_{i0} + \frac{\{(b_{i2} - \alpha_{i2} - \bar{\theta}_i) \cdot \sigma_{\theta}^2 \cdot \sigma_{\varepsilon_{i1}}^2\} + \{(b_{i1} - \alpha_{i1} - \bar{\theta}_i) \cdot \sigma_{\theta}^2 \cdot \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2\}}{\{\sigma_{\theta}^2 (\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 + \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2)\} + \{\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 \cdot \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2\}} \quad (10)$$

روابط ۹ و ۱۰ نشان‌دهنده مقادير به‌دست‌آمده از يك مدل رفتارى مبتنى بر به‌روزرسانى بيزين تمايل‌به‌پرداخت در روش ارزش‌گذارى مشروط كالاهاى زيست‌محيطى غيربازارى با انتخاب دوگانه دوعدى در شرايط نااطمينانى هستند.

هنگامى كه با مسئله ارزش‌گذارى مشروطى مواجهيم، هدف اصلى پژوهشگر در مدل‌سازى رفتارى مبتنى بر به‌روزرسانى بيزين به‌دست‌آوردن نگرش پيشين پاسخگو درباره تمايل‌به‌پرداخت است كه با نماد WTP_{i0} نمايش داده مى‌شود. هريجيس و شوگرن^۱ (۱۹۹۶) معتقدند كه نگرش پيشين خانوار به هنگام ابراز تمايل‌به‌پرداخت اين است كه سياست‌گذار بايد به‌دنبال برآورد تمايل‌به‌پرداخت پسینی باشد كه به‌طور مصنوعى تعيين نشود و تحت‌تأثير پيشنهاده بهينه قرار نگیرد. از اين‌رو با سه رويکرد مى‌توان چارچوب به‌روزرسانى بيزين و سيگنال‌دهى پيشنهاده را به انجام رساند:

1. Herriges and Shogren

۱. رویکرد غیربیزین (Non-Bayesian) که در آن هیچ‌یک از پیشنهادهای سیگنالی ارائه نمی‌کنند.
۲. رویکرد نیمه‌بیزین (Half Bayesian) که در آن تنها پیشنهاد دوم سیگنال ارائه می‌کند.
۳. رویکرد بیزین کامل (Full-Bayesian) که در آن هر دو پیشنهاد سیگنال ارائه می‌کنند.

۱. رویکرد غیربیزین (Non-Bayesian)

در این رویکرد، پاسخ‌گو به‌نحوی واکنش نشان می‌دهد که هیچ‌یک از پیشنهادهای اول و دوم از این‌رو، براساس روابط ۹ و ۱۰، رابطه $WTP_{i0} = WTP_{i1} = WTP_{i2}$ برقرار خواهد بود. بنابراین، مقدار حقیقی WTP را می‌توان صرفاً براساس میزان واکنش پاسخ‌گو به پیشنهادهای تعیین کرد. بدیهی است که در رویکرد غیربیزین واکنش به پیشنهاد اول و دوم یکسان و معادل رقم اولیه WTP_{i0} است. از این‌رو می‌توان به‌سادگی میزان واکنش به هر دو پرسش (برای تغییر تمایل به پرداخت) را صفر در نظر گرفت و صرفاً پیشنهاد اول را تمایل به پرداخت حقیقی در نظر گرفت (هانیمان، لومیس و کاننن، ۱۹۹۱).

۲. رویکرد نیمه‌بیزین (Half-Bayesian)

در صورتی که پاسخ‌گوی آم به‌نحوی واکنش نشان دهد که اطلاعات مربوط به θ صرفاً در پیشنهاد دوم گنجانده شده، آن‌گاه خواهیم داشت: $\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 \rightarrow \infty$ و $\sigma_{\varepsilon_{i2}}^2 < \infty$. بنابراین براساس رابطه ۹ خواهیم داشت: $WTP_{i0} = WTP_{i1}$. در این حالت، از رابطه ۱۰ پیروی نمی‌کند و روابط ۳ و ۴ نیز، نگرش پیشین پاسخ‌گوی آم به هنگام دریافت پیشنهاد b_{i2} را نشان نمی‌دهند. در مقابل پاسخ‌گوی آم، به هنگام دریافت پیشنهاد b_{i2} ، نگرش پیشینی دارد که از میانگین $\bar{\theta}_i$ و واریانس σ_{θ}^2 برخوردار است. بنابراین، براساس فرمول‌بندی استاندارد بیزین با استفاده از نرمال توأمان، نگرش پسین پاسخ‌گوی آم درباره WTP_i پس از دریافت پیشنهاد دوم (b_{i2}) ، توزیعی نرمال با میانگینی معادل رابطه ۱۱ خواهد داشت:

$$WTP_{i2} = \mu_i + \frac{\bar{\theta}_i \cdot \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2}{(\sigma_{\varepsilon_{i2}}^2 + \sigma_{\theta}^2)} + \frac{(b_{i2} - \alpha_{i2}) \cdot \sigma_{\theta}^2}{(\sigma_{\varepsilon_{i2}}^2 + \sigma_{\theta}^2)} \quad (11)$$

با استفاده از رابطه $WTP_i = \bar{\theta}_i + \mu_i$ ، می‌توان رابطه ۱۱ را به صورت رابطه ۱۲ نوشت:

$$WTP_{i2} = WTP_{i0} + \frac{(b_{i2} - \alpha_{i2} - \bar{\theta}_i) \cdot \sigma_{\theta}^2}{(\sigma_{\varepsilon_{i2}}^2 + \sigma_{\theta}^2)} \quad (12)$$

بنابراین در حالت نیمه‌بیزین، براساس روابط ۹ و ۱۲ رابطه $WTP_{i0} = WTP_{i1} \neq WTP_{i2}$ برقرار است. بنابراین، برآوردهای حاصل از واکنش به پیشنهاد اول برآوردهای سازگاری از تمایل به پرداخت

حقيقي خواهند بود، ولی برآوردهای حاصل از واکنش پاسخ‌گو به هر دو پیشنهاد سازگاری لازم را نخواهد داشت.

آلبرینی^۱، کانینن و کارسون (۱۹۹۷)، با به‌کارگیری یک متغیر مجازی برای انتقال ساختاری، راهکاری برای ایجاد سازگاری در این حالت نیز ارائه نموده‌اند. براساس این رویکرد، درخصوص مقادیر WTP_{i1} و WTP_{i2} خواهیم داشت:

$$WTP_{i1} = WTP_{i0} + \eta_i \quad (13)$$

$$WTP_{i2} = WTP_{i0} + \delta_i + \eta_i$$

به‌نحوی که δ_i ضریبی برای متغیر مجازی انتقالی ساختاری است که برای پاسخ‌گویان به پرسش دوم عدد یک و برای سایرین عدد صفر خواهد بود. واضح است که تصریح صحیح مقدار تمایل به پرداخت در چارچوب به‌روزرسانی بيزین باید شامل یک عبارت تعاملی از δ_i و مقدار b_{i2} باشد، از این رو خواهیم داشت:

$$WTP_{i1} = WTP_{i0} + \eta_i \quad (14)$$

$$WTP_{i2} = WTP_{i0} - (\alpha_{i2} + \bar{\theta}_i) \delta'_i + \delta'_i(b_{i2}) + \eta_i$$

به‌نحوی که در مورد δ'_i داریم:

$$\delta'_i = \frac{\sigma_{\theta}^2}{\sigma_{\theta}^2 + \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2}$$

از آن جاکه مقادیر α_{i2} ، $\bar{\theta}_i$ و σ_{θ}^2 قابل مشاهده نیستند، عبارت δ'_i و $(\alpha_{i2} + \bar{\theta}_i) \delta'_i$ دو پارامتر منحصر به فرد محسوب خواهند شد. چنانچه فرض کنیم هر یک از این عبارات برای تمامی افراد یکسان است ($\delta'_i = \delta$)، در این صورت خواهیم داشت:

$$WTP_{i1} = WTP_{i0} + \eta_i \quad (15)$$

$$WTP_{i2} = WTP_{i0} + \delta^0 I_2 + \delta^1 I_2(b_{i2}) + \eta_i$$

به‌نحوی که I_2 متغیری مجازی است که نشان‌دهنده پرسش درخصوص مقدار دومین پیشنهاد است. از رابطه فوق می‌توان چنین نتیجه گرفت که در چارچوب به‌روزرسانی بيزین تمایل به پرداخت یک فرد، به تصریح انتقالی ساختاری صحیح مقدار پیشنهاد دوم، بستگی دارد. بنابراین تمایل به پرداخت حقيقي را می‌توان با استفاده از واکنش پاسخ‌گو به هر دو پرسش پیشنهادی و براساس تصریح متغیر مجازی مناسب برآورد کرد.

1. Alberini, A.

۲. برای اطلاعات بیش‌تر ر.ک.: Alberini, A., Kanninen, B., & Carson, R. T. (1997).

۳. رویکرد بی‌زین کامل (Full-Bayesian)

در صورتی که پاسخ‌گوی نام به‌نحوی واکنش نشان دهد که اطلاعات مربوط به θ ، در هر دو پیشنهاد اول و دوم گنجانده شده، آن‌گاه خواهیم داشت: $\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 < \infty$ و $\sigma_{\varepsilon_{i2}}^2 < \infty$. بنابراین، براساس روابط ۹ و ۱۰، خواهیم داشت: $WTP_{i0} \neq WTP_{i1} \neq WTP_{i2}$. بنابراین، برآورد بدون تورش تمایل به پرداخت را می‌توان تنها با کنترل کافی^۱ هر دو واکنش به‌دست آورد.

همان‌گونه که پیش از این بدان اشاره شد، براساس رویکرد آلبرینی و همکاران (۱۹۹۷)، با استفاده از یک متغیر مجازی انتقالی ساختاری می‌توان اطلاعات پیشنهادی اول و دوم را در WTP_{i0} وارد کرد:

$$\begin{aligned} WTP_{i1} &= WTP_{i0} + \delta_{i1} + \mu_i \\ WTP_{i2} &= WTP_{i0} + \delta_{i2} + \mu_i \end{aligned} \quad (16)$$

در رابطه بالا، δ_{i1} نشان‌دهنده ضریب مربوط به متغیر مجازی انتقالی ساختاری است که اگر واکنش در پرسش اول مشاهده شود، مقدار یک را به خود می‌گیرد و چنانچه واکنش در پرسش دوم مشاهده شود، از δ_{i2} برای نشان‌دادن ضریب مربوط به متغیر مجازی انتقالی ساختاری استفاده می‌شود. با توجه به این که δ_i ها، تابعی از مقادیر پیشنهادی اول و دوم هستند و طبعاً از چارچوب به‌روزرسانی بی‌زین پاسخ‌گویان (بخش سمت راست روابط ۹ و ۱۰) پیروی می‌کنند، می‌توان رابطه ۱۶ را به صورت رابطه زیر نوشت:

$$\begin{aligned} WTP_{i1} &= WTP_{i0} - (\alpha_{i1} + \bar{\theta}_i) \delta'_{i1} + \delta'_{i1}(b_{i1}) + \eta_i \\ WTP_{i2} &= WTP_{i0} - (\alpha_{i2} + \bar{\theta}_i) \delta'_{i2} + \delta'_{i2}(b_{i2}) - (\alpha_{i1} + \bar{\theta}_i) \delta''_{i2} + \delta''_{i2}(b_{i1}) + \eta_i \end{aligned} \quad (17)$$

به‌نحوی که:

$$\begin{aligned} \delta'_{i1} &= \frac{\sigma_{\theta}^2}{\sigma_{\theta}^2 + \sigma_{\varepsilon_{i1}}^2} \\ \delta'_{i2} &= \frac{\sigma_{\theta}^2 \cdot \sigma_{\varepsilon_{i1}}^2}{\sigma_{\theta}^2 (\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 + \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2) + (\sigma_{\varepsilon_{i2}}^2 \cdot \sigma_{\varepsilon_{i1}}^2)} \\ \delta''_{i2} &= \frac{\sigma_{\theta}^2 \cdot \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2}{\sigma_{\theta}^2 (\sigma_{\varepsilon_{i1}}^2 + \sigma_{\varepsilon_{i2}}^2) + (\sigma_{\varepsilon_{i2}}^2 \cdot \sigma_{\varepsilon_{i1}}^2)} \end{aligned}$$

با فرض این که پارامترهای ویژه مربوط به هر فرد برای تمام افراد مشترک در نظر گرفته شود، می‌توان سیستم زیر را نتیجه گرفت:

$$\begin{aligned} WTP_{i1} &= WTP_{i0} + \delta^0 I_1 + \delta^1 I_1(b_{i1}) \eta_i \\ WTP_{i2} &= WTP_{i0} + \delta^0 I_2 + \delta^3 I_2(b_{i2}) + \delta^4 I_2 + \delta^5 I_2(b_{i1}) + \eta_i \end{aligned} \quad (18)$$

قیدهایی درباره این پارامترها وجود دارد؛ برای مثال اگر $\alpha_{i1} = \alpha_{i2}$ باشد، تساوی $\frac{\delta^2}{\delta^3} = \frac{\delta^4}{\delta^5}$ برقرار

1. adequate control

خواهد بود.

نتایج برآورد

نتایج برآورد الگوی پروبیت براساس رویکرد غیربیزین پیشنهاد پرداخت و تأثیرات نهایی هریک از متغیرهای توضیحی در جدول ۱ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای پژوهش (به جز زمان لازم برای دسترسی به گردشگاه)، در سطح معنی‌داری ۵ درصد، به لحاظ آماری معنی‌دارند. همچنین میزان نیکویی برازش، که رقم ۰/۷۸ را نشان می‌دهد، نشان‌دهنده مناسب بودن تصریح پژوهش برای تبیین رفتار متغیر وابسته است. نتایج اثر نهایی متغیرهای توضیحی نشان می‌دهد که با افزایش یک واحدی در هریک از متغیرهای سن، بعد خانوار و پیشنهاد پرداخت غیربیزین احتمال تمایل به پرداخت افراد برای استفاده از گردشگاه به ترتیب به میزان ۰/۰۳، ۰/۶ و ۰/۰۰۰۱ درصد کاهش پیدا می‌کند و در مقابل با افزایش یک واحدی در هریک از متغیرهای جنسیت، وضعیت تأهل، درآمد، تحصیلات و زمان سپری‌شده در گردشگاه احتمال تمایل به پرداخت افراد برای استفاده از گردشگاه به ترتیب به میزان ۱/۲، ۱/۸، ۰/۱، ۰/۳ و ۰/۰۰۰۱ درصد افزایش پیدا می‌کند. همچنین در صورت وجود اعتقاد به لزوم حمایت مالی مردم در حفاظت از گردشگاه، احتمال تمایل به پرداخت افراد ۱/۶ درصد افزایش پیدا می‌کند.

مقدار آمارهٔ آزمون ناپارمتریک پسران و تیمرمان^۱ (۱۹۹۲) و ارزش احتمال مربوط به آن نشان می‌دهد که، در صورت استفاده از این الگو برای پیش‌بینی، مقدار پیش‌بینی‌شده از اعتبار لازم برخوردار خواهد بود و احتمال کاذب بودن و شکست پیش‌بینی مبتنی بر این الگو صفر است.

جدول ۱: نتایج برآورد الگوی پروبیت براساس رویکرد غیربیزین پیشنهاد پرداخت

متغیرها	ضریب	آمارهٔ t	ارزش احتمال	اثر نهایی
ضریب ثابت	-۰.۰۸۶۷۷۶	-۲.۲۶۱۴	۰.۰۲۴	-۰.۰۲۱۶۱۷۶۳۷
سن	-۰.۰۱۳۹۷۶	-۲.۹۶۹۸	۰.۰۰۳	-۰.۰۰۳۴۸۱۷۰۱
جنسیت	۰.۴۹۷۴۸	۲.۴۸۲۵	۰.۰۱۳	۰.۱۲۳۹۳۲۲۱۸
وضعیت تأهل	۰.۷۴۸۹۱	۲.۱۶۲۳	۰.۰۳۳	۰.۱۸۶۵۶۸۴۵۹
درآمد	۰.۰۵۹۸۱۷	۲.۳۶۵۷	۰.۰۱۸	۰.۰۱۴۹۰۱۶۱۱
بعد خانوار	-۰.۲۵۳۹۵	-۲.۰۴۹۱	۰.۰۴۳	-۰.۰۶۳۲۶۴۰۲۴
تحصیلات	۰.۱۲۹۶	۲.۵۸۴۷	۰.۰۱	۰.۰۳۲۲۸۵۹۵۲
زمان لازم برای دسترسی به گردشگاه	-۰.۰۰۰۳۰۷۹	-۰.۶۳۶۲۱	۰.۵۲۶	-۰.۰۰۰۰۷۶۷۰۴۰
زمان سپری‌شده در گردشگاه	۰.۰۰۰۰۷۳۶۸	۳.۳۳۳۹	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰۰۱۸۳۵۵۲
اعتقاد به لزوم حمایت مالی مردم در حفاظت از گردشگاه	۰.۶۷۸۶۴	۳.۱۲۳۴	۰.۰۰۱	۰.۱۶۹۰۶۲۷۹۷
پیشنهاد پرداخت غیربیزین	-۰.۰۰۰۰۶۸۰۶	-۳.۴۸۸۴	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۰۰۱۶۹۵۵۱

منبع: محاسبات پژوهش

در الگوهای لاجیت و پروبیت، احتمال این که پاسخ گو یکی از پیشنهادها (A) را بپذیرد برابر با P_i در نظر گرفته می شود (هانلی^۱، ۱۹۹۷ به نقل از امامی میبیدی و قاضی، ۱۳۸۷، صص ۱۹۴-۱۹۵):

$$P_i = F_{\psi}(\Delta U) = \frac{1}{1 + \exp(-\Delta U)} = \frac{1}{1 + \exp(-[\alpha - \beta A + \gamma y + \theta s])} \quad (19)$$

که در این رابطه، $F_{\psi}(\Delta U)$ نشان دهنده تابع توزیعی تجمعی است که برای الگوی پروبیت نرمال فرض شده و شامل برخی از متغیرهای اجتماعی - اقتصادی می شود. در این پژوهش، این متغیرها شامل سن، جنسیت، وضعیت تأهل، درآمد، بعد خانوار، تحصیلات، زمان لازم برای دسترسی به گردشگاه، زمان سپری شده در گردشگاه، اعتقاد به لزوم حمایت مالی مردم در حفاظت از گردشگاه و پیشنهاد پرداخت می شود. ΔU نشان دهنده میزان تغییر در مطلوبیت به ازای پیشنهادها پرداخت است. A، y و s به ترتیب پیشنهاد پرداخت، درآمد و ویژگی های اجتماعی - اقتصادی را نشان می دهند. براساس پارامترهای مدل پروبیت (که با استفاده از روش حداکثر راست نمایی برآورد شده است) و با استفاده از رابطه ۲۰، مقدار انتظاری تمایل به پرداخت هر پاسخ گو قابل محاسبه خواهد بود (همان):

$$E(WTP) = \int_0^{MaxA} F_{\psi}(\Delta U) = \int_0^{MaxA} \frac{1}{1 + \exp(-[\alpha^* - \beta A])} dA \quad (20)$$

در این رابطه، $E(WTP)$ نشان دهنده مقدار انتظاری WTP است و α^* عرض از مبدأ تعدیل شده (براساس متغیرهای اجتماعی - اقتصادی) است به نحوی که داریم:

$$\alpha^* = \alpha + \gamma y + \theta s.$$

براساس روابط ۱۹ و ۲۰ و نتایج برآورد الگوی پروبیت براساس رویکرد غیربیزین پیشنهاد پرداخت، مقدار انتظاری متوسط تمایل به پرداخت برای بهره برداری از گردشگاه گردشگری بابامان به ازای هر پاسخ گو برابر با ۲۳۱۴۰ ریال خواهد بود.

نتایج جدول ۲ نشان می دهد که تمامی متغیرهای پژوهش (به جز زمان لازم برای دسترسی به گردشگاه)، در سطح معنی داری ۵ درصد، به لحاظ آماری معنی دارند. همچنین میزان نیکویی برازش که رقم ۰/۸۰ را نشان می دهد، نشان دهنده مناسب تر بودن تصریح پژوهش برخوردار از پیشنهاد پرداخت پس از به روزرسانی بیزین دو مرحله ای نسبت به تصریح برخوردار از پیشنهاد پرداخت بیزین برای تبیین رفتار متغیر وابسته است. نتایج اثر نهایی متغیرهای توضیحی نیز نشان می دهد که با افزایش یک واحدی در هریک از متغیرهای سن، بعد خانوار و پیشنهاد پرداخت پس از به روزرسانی بیزین دو مرحله ای، احتمال تمایل به پرداخت افراد برای استفاده از گردشگاه به ترتیب ۰/۰۳، ۰/۱ و ۰/۰۰۲ درصد کاهش پیدا می کند و در مقابل با افزایش یک واحدی در هریک از متغیرهای جنسیت، وضعیت تأهل، درآمد، تحصیلات و زمان سپری شده در گردشگاه احتمال تمایل به پرداخت افراد برای استفاده از گردشگاه به ترتیب ۱/۳، ۱/۹، ۰/۶، ۰/۳ و ۰/۰۰۱ درصد افزایش پیدا می کند. همچنین در

1. Hanley

صورت وجود اعتقاد به لزوم حمايت مالي مردم در حفاظت از گردشگاه، احتمال تمایل به پرداخت افراد ۱/۸ درصد افزایش پیدا می‌کند.

مقدار آمارهٔ آزمون ناپارمتریک پسران و تیمرمان (۱۹۹۲) و ارزش احتمال مربوط به آن نشان می‌دهد که، در صورت استفاده از این الگو برای پیش‌بینی، مقدار پیش‌بینی از اعتبار لازم برخوردار خواهد بود و احتمال کاذب‌بودن و شکست پیش‌بینی مبتنی بر این الگو ۰/۰۰۱ است.

جدول ۰: نتایج برآورد الگوی پروبیت براساس پس از به‌روزرسانی بيزین دو مرحله‌ای پیشنهاد پرداخت

متغیرها	ضریب	آمارهٔ t	ارزش احتمال	اثر نهایی
ضریب ثابت	-۰.۱۴۰۸۳	-۲.۰۷۵۷	۰.۰۳۸	-۰.۰۳۶۳۲۸۵۰۷
سن	-۰.۰۱۴۸۲۴	-۳.۲۱۲۱	۰.۰۰۱	-۰.۰۰۳۸۲۳۹۹۹
جنسیت	۰.۵۱۶۶۵	۲.۰۰۲۹	۰.۰۴۵	۰.۱۳۳۲۷۵۰۳۴
وضعیت تأهل	۰.۷۴۱۹	۲.۱۵۴۶	۰.۰۳۳	۰.۱۹۱۳۸۰۵۲۴
درآمد	۰.۲۵۶۷۹	۲.۰۵۹	۰.۰۴۲	۰.۰۶۶۲۴۱۵۴۸
بعد خانوار	-۰.۰۵۴۸۳۶	-۲.۱۵۵۶	۰.۰۳۱	-۰.۰۱۴۱۴۵۴۹۵
تحصیلات	۰.۱۲۹۴۵	۲.۷۰۰۵	۰.۰۰۷	۰.۰۳۳۳۹۲۹۲۲
زمان لازم برای دسترسی به گردشگاه	-۰.۰۰۰۰۳۰۶	-۰.۶۳۵۷۲	۰.۵۲۶	-۰.۰۰۰۰۰۷۸۹۴
زمان سپری‌شده در گردشگاه	۰.۰۰۰۰۶۱۵۲	۲.۳۷۴۳	۰.۰۱۸	۰.۰۰۰۰۰۱۵۸۷
اعتقاد به لزوم حمايت مالي مردم در حفاظت از گردشگاه	۰.۷۱۶۳۴	۳.۴۲۰۴	۰.۰۰۰	۰.۱۸۴۷۸۷۰۶۶
پیشنهاد پرداخت پس از به‌روزرسانی بيزین دو مرحله‌ای (Full-Bayesian Updating)	-۰.۰۰۰۰۰۸۲۲۶	-۳.۸۶۰۱	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۰۰۰۲۱۲۲

منبع: محاسبات پژوهش

براساس روابط ۱۹ و ۲۰ و نتایج برآورد الگوی پروبیت براساس رویکرد به‌روزرسانی بيزین دو مرحله‌ای پیشنهاد پرداخت، مقدار انتظاری متوسط تمایل به پرداخت برای بهره‌برداری از گردشگاه گردشگری بابامان به‌زای هر پاسخ‌گو برابر با ۳۷۴۲۱ ریال خواهد بود.

نتیجه‌گیری و دلالت‌های پژوهش

پارک‌های گردشگری، جدا از ارزش‌های اخلاقی حفظ تنوع زیستی و ژنتیکی، پشتوانه‌ای بسیار مطمئن برای پیشرفت و توسعه به‌شمار می‌آیند. در میان مناطق چهارگانهٔ تحت مدیریت سازمان محیط‌زیست، که شامل پارک ملی، آثار طبیعی ملی، پناهگاه‌های حیات وحش و مناطق حفاظت‌شده است، پارک‌های ملی (گردشگری) از بیش‌ترین حفاظت برخوردارند. پارک گردشگری بابامان شهرستان بجنورد، به‌علت داشتن جاذبه‌های فراوان، از پارک‌های گردشگری مهم کشور به‌شمار می‌رود. بنابراین مطالعهٔ ارزش تفریحی آن در پیش‌بینی نیازها و کمبودها و توسعهٔ گردشگری این پارک مؤثر است. از آن‌جاکه برای اغلب منافع به‌دست‌آمده از منابع طبیعی بازاری وجود ندارد، سعی می‌شود این‌گونه منافع با بازارهای

مصنوعی ارزش گذاری شود. این روش مستقیماً بر موضوع تمایل به پرداخت مصرف کنندگان متکی است. رایج ترین روش از این نوع روش ارزش گذاری مشروط است. در روش ارزش گذاری مشروط، با ایجاد بازاری فرضی، از افراد درباره حد اکثر مبلغی که حاضرند برای بازدید یا حفاظت از یک مکان بپردازند سؤال می شود. این بازار فرضی از طریق توزیع پرسش نامه در میان جامعه مورد نظر ایجاد می شود و از این طریق تمایل به پرداخت افراد برای بازدید از منطقه مورد بررسی تعیین می شود. روش ارزش گذاری مشروط با تکیه بر پرسش های دوگزینه ای و چندگزینه ای و براساس حد اکثر تمایل از سوی محاسبه شوندگان اجرا می شود. در این روش پاسخ گویان تحت سناریوهای بازار فرضی مطمئن مبلغی را بیان می کنند که حاضرند برای حفاظت در این پروژه و یا به طور کلی برای حفاظت از کالای زیست محیطی بپردازند. بر این اساس، در این تحقیق کوشش شد تا ارزش تفریحی پارک گردشگری بابامان با برآورد تمایل به پرداخت افراد، با بهره گیری از روش ارزش گذاری مشروط و پرسش نامه دوگانه دوبعدی، تعیین شود. این روش از روش های پر کاربرد است که در آن با پرسش از بازدید کنندگان درباره حد اکثر تمایل به پرداخت آن ها به محاسبه ارزش یک کالای زیست محیطی اقدام می شود.

با توجه به این که براساس اطلاعات موجود در دفتر آمار و اطلاعات پارک های شهرستان بجنورد و مجموعه سازمان فضای سبز خراسان شمالی^۱ در سال ۱۳۹۴، تعداد خانوارهای مراجعه کننده به گردشگاه گردشگری بابامان حدود ۲۰۷.۸۰۰ خانوار بوده است^۲ و با در نظر گرفتن میانگین چهار نفر برای خانوار براساس نمونه پژوهش، تعداد بازدید از گردشگاه گردشگری بابامان در مجموع حدود ۸۳۱۲۰۰ خواهد بود. براساس میزان تمایل به پرداخت غیربیزین ۲۳.۱۴۰ ریالی و تمایل به پرداخت بیزین ۳۷.۴۲۱ ریالی در الگوی مشروط نامطمئن برخوردار از انتخاب دوگانه دوبعدی، می توان ارزش تقریبی بهره برداری سالانه از گردشگاه گردشگری بابامان را معادل ۳۱.۱۰۴.۳۳۵.۲۰۰ ریال برای الگوی بیزین و ۱۹.۲۳۳.۹۶۸.۰۰۰ ریال برای الگوی غیربیزین در نظر گرفت. بنابراین اختلاف قابل توجهی میان رویکردهای بیزین دو مرحله ای و غیربیزین در ارزش گذاری منابع طبیعی وجود دارد. بر این اساس، با توجه به یک مرحله ای بودن و عدم به روز رسانی بیزین در روش های غیربیزین، این روش ها تورش به سمت پایین زیادی دارند و خطر کمتر از حد برآورد کردن ارزش منبع طبیعی در این رویکرد وجود دارد. بنابراین پیشنهاد می شود از این الگو برای محاسبه مناسب تر و دقیق تر ارزش بهره برداری از پارک های گردشگری استفاده شود.

۱. نویسندگان پژوهش از جناب آقای حسن پور، مسئول محترم دفتر آمار و اطلاعات پارک های بجنورد، بابت همکاری پژوهشی و در اختیار گذاشتن آمار مربوط به تعداد بازدید از گردشگاه جنگلی بابامان، کمال تشکر را دارند.

۲. در این پژوهش از تقریب هر خودرو معادل یک خانوار استفاده شده است.

منابع

- امامى ميبدى، على و قاضى، مرتضى (۱۳۸۷). «برآورد ارزش تفريحي پارک ساعى در تهران با استفاده از روش ارزش‌گذارى مشروط (CVM)». *فصل‌نامه علمى - پژوهشى پژوهش‌هاى اقتصادى ايران*، دوره ۱۲، شماره ۳۶، صص ۱۸۷-۲۰۲.
- امين‌زاده، فریدون و هاشمى بناب، صديقه (۱۳۹۵). «برآورد ارزش کاهش آلودگى رودخانه زرينه‌رود سقز با استفاده از روش ارزش‌گذارى مشروط (CVM) با انتخاب دوگانه یک‌بعدى به روش ناپارامترى و مقایسه آن با روش پارامترى». *پنجمين همایش سراسرى کشاورزى و منابع طبيعى پايدار*، صص ۱-۱۴.
- آهوکلندرى، مریم، حق شنو، موزان و مولايى، مرتضى (۱۳۸۷). «ارزيابى توان تفريحي و زيست‌محيطى پارک جنگلى چينگر و ارائه راهکارهاى جهت مديريت پايدار آن». *دومين همایش و نمايشگاه تخصصى مهندسى محيط‌زيست دانشگاه تهران*.
- فرج‌زاده، زکريا، سلطانى، غلامرضا و روستايى، مهدى (۱۳۸۸). «برآورد تمايل‌به‌پرداخت بازديدکنندگان مجموعه تاريخى پاسارگارد و تحليل عوامل مؤثر بر آن: کاربرد روش ارزش‌گذارى مشروط (CVM)». *فصل‌نامه پژوهش‌هاى اقتصادى*، سال نهم، شماره چهارم، زمستان ۱۳۸۸، صص ۸۹-۱۱۱.
- رجبى، مصطفى، موسوى، سيده نساء و فليحي، نعمت (۱۳۹۰). «برآورد ارزش حفاظتى ميراث فرهنگى با استفاده از روش ارزش‌گذارى مشروط (مطالعه موردى: ميدان نقش جهان اصفهان)». *اولين همایش بين‌المللى مديريت گردشگرى و توسعه پايدار*، دانشگاه آزاد، مرودشت، فارس، صص ۵۱۵-۵۳۷.
- خاکسار آستانه، حميده، کلاته عربى، وحيد و سردار شهرکى، على (۱۳۹۱). «برآورد تمايل‌به‌پرداخت بازديدکنندگان مجموعه تاريخى شهرسوخته با استفاده از روش ارزش‌گذارى مشروط (CVM)». *فصل‌نامه علمى پژوهشى مطالعات مديريت گردشگرى*، سال هفتم، شماره ۲۰، صص ۱۶۷-۱۸۴.
- مرادى، مهرداد، صدرالاشرافى، مهريار، مقدسى، رضا و يزدانى، سعيد (۱۳۹۱). «برآورد ارزش تفريحي پارک جنگلى ياسوج با استفاده از روش ارزش‌گذارى مشروط». *تحقيقات اقتصاد کشاورزى*، جلد ۳۹، شماره ۴، صص ۱۷۳-۱۹۰.
- حجتى اشرفى، غلامرضا (۱۳۸۰). *مجموعه قوانين اسانسى - مدنى*. تهران: گنج دانش.
- خاکسار آستانه، محمود، دانشور، وحيد، کلاته عربى و اکبرى، سيد محمودرضا (۱۳۹۰). «برآورد ارزش تفريحي پارک‌هاى گردشگرى شهر مشهد با استفاده از روش ارزش‌گذارى مشروط (CVM)». *مجله علمى - پژوهشى تحقيقات اقتصاد کشاورزى*، تابستان ۱۳۹۰، شماره ۱۰، صص ۶۱-۷۸.
- مولايى، مرتضى (۱۳۹۲). «برآورد مدل‌هاى ارزش‌گذارى مشروط با انتخاب دوگانه دوعدى با استفاده از مدل‌هاى رگرسيونى پروبيت به‌ظاهر نامرتب». *فصل‌نامه علمى - پژوهشى تحقيقات اقتصاد و توسعه کشاورزى ايران*، دوره ۴۴، شماره ۲، صص ۲۴۵-۲۵۸.
- مرداى، محمود، فدائى، غلامرضا، نادرى، ابولقاسم و فتاحى، شهرام (۱۳۹۳). «ارزش‌گذارى اقتصادى خدمات کتابخانه‌هاى عمومى با استفاده از روش ارزش‌گذارى مشروط (CVM): کتابخانه‌هاى عمومى شهر تهران». *فصل‌نامه علمى - پژوهشى تحقيقات کتابدارى و اطلاع‌رسانى دانشگاهى*، دوره ۴۸، زمستان ۱۳۹۳، صص ۵۱۵-۵۳۵.

- Aadland, D. M., Caplan, A. J., & Phillips, O. R. (2007). A Bayesian examination of information and uncertainty in contingent valuation. *Journal of Risk and Uncertainty*, 35(2), 149-178.
- Alberini, A., Kanninen, B., & Carson, R. T. (1997). Modeling response incentive effects in dichotomous choice contingent valuation data. *Land Economics*, 309-324.
- Bateman, J., and Willis, .K. G, (Ed). (1999). Valuing Environmental Preferences Theory and Practice of the Contingent Valuation Method in the US, EU, and Developing Countries. Oxford University Press.
- Czajkowski, J. R. (2009). Modeling shifts in willingness to pay from a bayesian updating perspective. *Land Economics*, 85(2), 308-328.
- Flores, N. E., & Strong, A. (2007). Cost credibility and the stated preference analysis of public goods. *Resource and Energy Economics*, 29(3), 195-205.
- Hanley N., (1997), Environmental Economics: In Theory and Practice, *Macmillan Press*, 384-403.
- Herriges, J. A., & Shogren, J. F. (1996). Starting point bias in dichotomous choice valuation with follow-up questioning. *Journal of environmental economics and management*, 30(1), 112-131.
- Hanemann, M., Loomis, J., & Kanninen, B. (1991). Statistical efficiency of double-bounded dichotomous choice contingent valuation. *American journal of agricultural economics*, 73(4), 1255-1263.
- Hanemann, W. M. (1985). Some issues in continuous and discrete response contingent valuation studies. *Northeastern Journal of Agricultural Economics*, 14(1), 5-13.
- Hotelling, H. (1925). A general mathematical theory of depreciation. *Journal of the American Statistical Association*, 20(151), 340-353.
- Krejcie, R. V., & Morgan, D. W. (1970). Determining sample size for research activities. *Educational and psychological measurement*, 30(3), 607-610.
- Loomis, J., & Ekstrand, E. (1998). Alternative approaches for incorporating respondent uncertainty when estimating willingness to pay: the case of the Mexican spotted owl. *Ecological Economics*, 27(1), 29-41.
- Lo, A. Y., & Jim, C. Y. (2015). Protest response and willingness to pay for culturally significant urban trees: Implications for Contingent Valuation Method. *Ecological Economics*, 114, 58-66.
- Latinopoulos, D., Mallios, Z., & Latinopoulos, P. (2016). Valuing the benefits of an urban park project: A contingent valuation study in Thessaloniki, Greece. *Land Use Policy*, 55, 130-141.
- McLeod, D. M., & Bergland, O. (1999). Willingness-to-pay estimates using the double-bounded dichotomous-choice contingent valuation format: a test for validity and precision in a Bayesian framework. *Land Economics*, 115-125.
- Pesaran, M. H., & Timmermann, A. (1992). A simple nonparametric test of predictive performance. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(4), 461-465.