اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و دوم، شمارهٔ ۸۵، بهار ۱۳۹۳

تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری مشروط با انتخاب دوگانهٔ یک‌بعدی به روش غیرپارامتری و مقایسهٔ آن با روش پارامتری به منظور حفاظت از گل سوسن چلچراغ در استان گیلان

مرتضی مولائی[۱]، خبات قادری[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۵/۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۲/۲۷

چکیده

روش انتخاب دوگانه در ارزش‌گذاری مشروط برای برآورد ارزش‌های غیربازاری به‌کار می‌رود. این روش با مشکلاتی از جمله اینکه آیا روش آماری به‌کار رفته برای محاسبهٔ تمایل به پرداخت درست انتخاب شده یا خیر، همراه است. در این مقاله از روش غیرپارامتری برای برآورد تمایل به پرداخت به‌منظور حفاظت از گل سوسن چلچراغ در استان گیلان استفاده و نتایج آن با روش پارامتری مقایسه شد. برای مقایسهٔ دو روش، پارامترهای توزیعی تمایل به پرداخت (شامل میانگین، انحراف معیار، آمارهٔ t و فاصلهٔ اطمینان) مورد محاسبه و مقایسه قرار گرفتند. نتایج نشان می‌دهد که میانگین تمایل به پرداخت، با استفاده از روش‌های

۱. استادیار اقتصاد کشاورزی (گرایش اقتصادمنابع طبیعی)، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه (نویسندهٔ مسئول) e-mail:molaei@urmia.ac.ir

۲.کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، تهران

Archive of SID

www.SID.ir

پارامتری و غیرپارامتری، به‌ترتیب برابر با ۶۵۴۰/۳۳ و ۸۱۳۱/۷۹ ریال و آمارهٔ t آن ها به‌ترتیب برابر با ۱۰/۷۱ و ۱۴/۴۱ است. همچنین آمارهٔ t برای آزمون برابری دو میانگین برابر با ۱/۹۱ به‌دست آمد که نشان می‌دهد میانگین تمایل به پرداخت، با استفاده از این دو روش، اختلاف معنی‌داری در سطح ۵٪ ندارند. این امر نشان دهندهٔ درست بودن توزیع انتخاب شده برای محاسبهٔ تمایل به پرداخت در روش پارامتری است. درپایان، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران و تصمیم‌سازان منابع طبیعی و زیست‌محیطی در استفاده از تمایل به پرداخت به‌دست آمده از روش ارزش‌گذاری مشروط دقت کافی کنند و از روش به کار رفته در برآورد تمایل به پرداخت و فرض‌های در نظر گرفته شده آگاه باشند.

طبقه‌بندی JEL: C25, C14, C13, Q27

کلیدواژه‌ها : ارزش‌گذاری مشروط، انتخاب دوگانه، روش پارامتری و غیرپارامتری، ارزش‌های غیربازاری

مقدمه

غالباً برآورد تمایل به پرداخت برای کالاها و خدمات غیربازاری، از قبیل کالاهای عمومی و زیست‌محیطی، مشکل است. به این منظور، روش‌های غیرمستقیم از قبیل ترجیحات آشکار شده و بیان شده[1] مورد استفاده قرار می‌گیرد. تنها روشی که برای برآورد تمایل به پرداخت برای ارزش‌های غیربازاری از قبیل ارزش‌های وجودی مورد استفاده قرار می‌گیرد، ارزش‌گذاری مشروط است (Flores, 1996). البته روش‌های دیگری از ترجیحات بیان شده مانند روش آزمون انتخاب نیز وجود دارند که برای برآورد ارزش کالاهای غیربازاری به کارمی روند، ولی ارزش‌گذاری مشروط بیشتر به این منظور به‌کار گرفته شده است.

1. Revealed and Stated Prefereces

Archive of SID

www.SID.ir

در مورد استفاده از ارزش‌گذاری مشروط مباحثی وجود دارد، ولی تلاش‌های زیادی صورت‌گرفتند تا استانداردی‌برای‌استفاده از این روش‌تهیه‌شود (Mitchell and Carson,1989). مدیریت ملی اقیانوسی و جوی(NOAA) [1] پانلی با نام «کمربند آبی[2]» متشکل از متخصصین اقتصاد (شامل ارو[3] و سولو[4] که جایزهٔ نوبل اقتصاد گرفته‌اند) برای ارزیابی استفاده از CVM در برآورد ارزش‌های غیراستفاده‌ای تشکیل دادند (Titenberg, 1996). گزارش این کارشناسان در سال ۱۹۹۳ انتشار یافت که در آن چارچوبی برای استفاده از روش CVM ارائه گردید. در این گزارش پیشنهاد شده که سؤال اصلی ارزش‌گذاری مشروط به صورت انتخاب دوگانه پرسیده شود با این توضیح که آیا پاسخ‌دهنده تمایل دارد مبلغ مشخصی را برای استفاده یا حفاظت از کالا یا منبعی بپردازد یا خیر. این روش را اولین بار بیشاپ و هیبرلین (Bishop, Heberlein, 1979) معرفی کردند و به نام انتخاب دوگانه یک بعدی (SBDC)[5] معروف شد.

پاسخ به سؤالات انتخاب دوگانهٔ یک بعدی در صورت داشتن تابع توزیع تجمعی لجستیک و نرمال به‌ترتیب با استفاده از الگوهای لاجیت و پروبیت تحلیل می گردند و تمایل به پرداخت نیز با استفاده از مدل‌های برآورد شده با این الگوها محاسبه می‌شوند. البته مطالعاتی وجود دارد که بدون در نظر گرفتن توزیعی خاص برای تمایل به پرداخت آن را محاسبه نموده‌اند (مانند: Haab and Creel, 1997 ; Kristrom, 1990; Turnbul, 1976 Creel and Loomis, 1997; McConnell, 1997). در این مقاله، روش غیرپارامتری برای محاسبهٔ تمایل به پرداخت مورد استفاده قرار گرفته که اولین بار توسط کریسترم (Kristrom, 1990) معرفی شد. در ایران مطالعات زیادی در مورد ارزش‌گذاری مشروط انجام شده است (مانند: امیرنژاد و همکاران، ۱۳۸۵؛ امامی میبدی و قاضی، ۱۳۸۷؛ آهوقلندری و همکاران، ۱۳۸۷؛ پرون و اسماعیلی، ۱۳۸۷؛ خداوردیزاده و همکاران، ۱۳۸۷؛ مولائی، ۱۳۸۸؛

1. National Oceanic and Atmospheric Adminstration
2. Blue-Ribbon Panel
3. Arrow
4. Solow
5. Single Bounded Dichotomous Choice

Archive of SID

www.SID.ir

مولائی و همکاران، ۱۳۸۸ الف؛ مولائی و همکاران، ۱۳۸۸ ب؛ مولائی و همکاران، ۱۳۸۹؛ فتاحی و همکاران، ۱۳۹۰؛ خداوردیزاده و همکاران، ۱۳۹۰؛ خلیلیان و همکاران، ۱۳۹۰؛ خداوردیزاده و همکاران، ۲۰۰۹ و مولائی و همکاران، ۲۰۱۱). در همهٔ این مطالعات، با استفاده از روش‌های پارامتری و در نظر گرفتن توزیع‌های لجستیک و نرمال، داده‌ها تحلیل و تمایل به پرداخت محاسبه شده است. اما این اولین پژوهشی است که با استفاده از روش غیرپارامتری به تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری مشروط با انتخاب دوگانهٔ یک‌بعدی پرداخته و نتایج آن را با روش پارامتری مقایسه می‌کند.

دو مورد از مزایای اصلی روش غیرپارامتری این است که اولاً در این روش نیازی به درنظر گرفتن توزیع (مانند توزیع لجستیک یا نرمال) برای داده‌ها وجود ندارد، ثانیاً محاسبات آن بسیار ساده بوده و ضرورتی به استفاده از نرم‌افزار رایانه‌ای در آن نیست. این روش ساده را محققین فراوانی به کار برده‌اند (مانند: کریسترم، ۱۹۹۰؛ دافیلد و پترسون، ۱۹۹۱؛ هاب و مک‌کانل، ۱۹۹۷ و کوپر، ۲۰۰۰).

روش‌های پارامتری، در صورت انتخاب توزیع و شکل تابعی درست، نتایج کاراتری نسبت به روش‌های غیرپارامتری دارند، اما اگر توزیع و شکل تابعی مناسب برای آن‌ها انتخاب نشود، نتایج ناکارا و ناسازگار خواهند بود. از آنجا که در مطالعات ارزش‌گذاری مشروط، به‌ویژه در مطالعات داخل کشور، اشکال تابعی و توزیعی مختلف آزمون نمی‌شود احتمال اینکه برآوردهای ناکارا و ناسازگاری از مطالعات حاصل شود وجود دارد. در چنین شرایطی، برآوردهای غیرپارامتری نتایج کاراتر و سازگارتری نسبت به روش‌های پارامتری خواهند داشت و استفاده از این روش ارجحیت پیدا می‌کند.

روش تحقیق

همان طور که قبلاً نیز ذکر شد، روش غیرپارامتری اولین بار توسط کریستروم (۱۹۹۰) معرفی شد. چارچوب نظری این روش همان چارچوب نظری روش پارامتری بوده و تفاوت

Archive of SID

www.SID.ir

آن‌ها در محاسبهٔ میانگین تمایل به پرداخت می‌باشد با این توضیح که اگر پاسخ‌دهنده تمایل به پرداخت مبلغ پیشنهادی (p_i) را برای استفاده یا حفاظت از منبع طبیعی یا زیست‌محیطی مورد مطالعه داشته باشد، می‌توان نوشت (Kristorm, 1990):

$$(h^1, I - p_i; C) - V(h^0, I; C) - \varepsilon \geq 0 \qquad (۱)$$

که در آن V(.) تابع مطلوبیت غیرمستقیم، I درآمد خالص، ε اجزای اخلال (متغیر تصادفی دارای توزیع یکسان و مستقل از هم[1]) و C خصوصیات اقتصادی-اجتماعی پاسخ‌دهنده است (شامل سن، جنسیت، تعداد اعضای خانوار، میزان تحصیلات، عضویت در سازمان‌های زیست‌محیطی غیردولتی و سایر متغیرهایی که احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی را تحت تاثیر قرار می‌دهند).

روش پارامتری

بخشی از اطلاعات رابطهٔ ۱ برای محقق مشخص است، اما در این رابطه بخشی نیز وجود دارد که توسط محقق قابل تشخیص نیست و توسط جزء اخلال توضیح داده می‌شود؛ به عبارت دیگر، پاسخ‌دهنده از تابع مطلوبیت خود اطلاعات کافی دارد اما برای محقق، تابع مطلوبیت فرد مشخص نیست. احتمال پذیرش مبلغ پیشنهاد شدهٔ p_1 پاسخ دهنده را می‌توان به‌صورت زیر بیان نمود (Hanemann, 1984):

$$P_p \equiv \Pr\{Willing \quad to\ Pay\} = F_\eta[\Delta V(.)] = 1 - G(.) \qquad (۲)$$

که F_η تابع توزیع تجمعی جزء اخلال η است و مقدار مورد انتظار (امید ریاضی)[2] آن برابر با صفر است. $\Delta V = V(h^1, I - p_i; C) - V(h^0, I; C)$ نیز تابع مطلوبیت تفاضلی و نشان دهندهٔ اختلاف

1. Identically and Independently Distributed
2 . Expected Value

Archive of SID

www.SID.ir

مطلوبیت تمایل به پرداخت فرد (h^1) نسبت عدم تمایل به پرداخت فرد (h^0) نشان می‌دهد. همچنین $G(.)$ نشان‌دهندهٔ تابع توزیع تجمعی تمایل به پرداخت است.

در روش پارامتری با در نظر گرفتن شکلی خاص (لجستیک یا نرمال) برای تابع توزیع (۲) و با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی آن توزیع برآورد می‌گردد. با در نظرگرفتن شکل خطی برای تابع مطلوبیت غیرمستقیم، می‌توان تفاضل مطلوبیت‌های غیرمستقیم را چنین نوشت (همان منبع):

$$v(h, I-p; C) = \alpha_h + \theta I + \varepsilon_h \quad , \quad \theta \succ 0 ; \ h = 0,1 \qquad (۳)$$

$$v(1, I-p; C) = \alpha_1 + \theta(I-p) + \varepsilon_1 \qquad (۴)$$

$$v(0, I; C) = \alpha_0 + \theta I + \varepsilon_0 \qquad (۵)$$

$$\Delta v = v(0, I; C) + \varepsilon_0 - v(1, I-p; s) - \varepsilon_1 = (\alpha_0 - \alpha_1) + \theta p + \eta \quad , \quad \eta = \varepsilon_0 - \varepsilon_1 \qquad (۶)$$

همان‌طور که از روابط بالا نیز مشخص است، زمانی که مطلوبیت فرد شکل خطی داشته باشد، احتمال تمایل به پرداخت او تابعی از مبلغ پیشنهادی (p) خواهد بود.

با برابر قراردادن رابطهٔ ۱ و حل آن برای p_i، مبلغ حداکثر تمایل به پرداخت به‌دست می‌آید. به‌بیان بهتر، حداکثر تمایل به پرداخت به‌دست آمده از این طریق مبلغی است که براساس آن مطلوبیت پاسخ‌دهنده قبل و بعد از پرداخت مبلغ تمایل به پرداخت ثابت می‌ماند. در صورت تبدیل نامعادله‌ی ۱ به یک معادله می‌توان نوشت (همان منبع):

$$v(1, I-p; C) + \varepsilon_1 = v(0, I; C) + \varepsilon_0 \qquad (۷)$$

$$\Delta v = 0 \qquad (۸)$$

بنابراین، در صورتی که تابع مطلوبیت شکل خطی داشته باشد، تابع تفاضل مطلوبیت ۷ برآورد گردد، به‌دلیل اینکه میانگین η برابر صفر است، تابع ۷ به شکل زیر در خواهد آمد :

$$\Delta v = v(0, I; C) - v(1, I-p; s) = (\alpha_0 - \alpha_1) + \theta I \qquad (۹)$$

Archive of SID

www.SID.ir

که با مساوی قرار دادن Δv برابر با صفر، مقدار حداکثر تمایل به پرداخت برابر با $-\frac{\alpha_0-\alpha_1}{\theta}$ می‌شود. در نتیجه، با مساوی قرار دادن $(\alpha_0-\alpha_1)$ برابر با α می‌توان حداکثر تمایل به پرداخت با رابطهٔ ۱۰ نشان داد:

$$\text{حداکثر تمایل به پرداخت} = -\frac{\alpha}{\theta} \qquad (۱۰)$$

همچنین هانمن (۱۹۸۴) بحث می‌کند که مقدار مورد انتظار (میانگین) تمایل به پرداخت را می‌توان از طریق رابطهٔ ۱ نیز به‌دست آورد که در محاسبهٔ تمایل به پرداخت در روش غیرپارامتری نیز به‌کار برده می‌شود.

$$[WTP] = \int_{0}^{b}[1-G(p).dp - \int_{0}^{0}[G(p).dp \qquad (۱۱)$$

که $G(p) = prob(WTP \le p)$ تابع توزیع تجمعی WTP است و $a \le 0$ و $b > 0$ به‌ترتیب حد پایین و بالای انتگرال (۱۱) می‌باشند. همچنین $G(b)=1$ و $G(a)=0$ است (یعنی اگر بالاترین مبلغ (b) پیشنهاد شود، احتمال نپذیرفتن آن یک و اگر کمترین مبلغ (a) پیشنهاد شود، احتمال نپذیرفتن آن صفر خواهد بود). چون تمایل به پرداخت نمی‌تواند عددی منفی باشد، قسمت دوم طرف راست رابطهٔ ۱۱ حذف می‌شود. بنابراین، میانگین تمایل به پرداخت از انتگرال 1-G(p) (احتمال پذیرش مبلغ p توسط پاسخ‌دهنده) در بازهٔ صفر تا b به‌دست می‌آید. دشازو و فرمو (DeShazo and Fermo,2002) معتقدند که با توجه به شواهد واضح و روشن در اریب بین پیشنهاد اول و دوم در انتخاب دوگانه دو بعدی، امروزه استفاده از آن توصیه نمی‌شود. مک فادن و لئونارد (۱۹۹۳) نیز بیان می‌کنند که روش انتخاب دوگانه دوبعدی اریب نقطه شروع و ناسازگاری درونی دارد. اریب نقطهٔ شروع نیز آثار مخربی روی پاسخ دوم روش انتخاب دوگانه دوبعدی خواهد گذاشت. پانل مدیریت ملی اقیانوسی و جوی NOAA[1] هم پیشنهاد می‌کند که باید از روش استخراج انتخاب دوتایی تک بعدی (SBDC)، به‌دلیل شباهت داشتن به شرایط واقعی بازار، استفاده نمود (Welsh and Poe, 1998).

1. National Oceanic and Atmospheric Administration

Archive of SID

www.SID.ir

روش غیرپارامتری

بزرگ‌ترین مزیت روش غیرپارامتری این است که در این روش هیچ فرضی در مورد توزیع WTP (G(p)) وجود ندارد (Kristrom, 1990)؛ یعنی، اگر توزیع نادرستی برای WTP نیز در نظر گرفته شود، تأثیری در محاسبهٔ تمایل به پرداخت با استفاده از روش غیرپارامتری نخواهد داشت. اما اگر در روش‌های پارامتری این توزیع اشتباه انتخاب شود، می‌تواند مبلغ تمایل به پرداخت برآوردی را تحت تأثیر قرار دهد.

در روش انتخاب دوگانهٔ یک‌بعدی ارزش‌گذاری مشروط به تعداد j مبلغ $(p_1, p_2, \ldots, p_j)$ به j زیرنمونه[1]، که هر کدام از این زیرنمونه‌ها دربرگیرندهٔ N_j پاسخ‌دهنده است، پیشنهاد می‌شود . به هر فرد یک مبلغ پیشنهاد می‌شود که آن را قبول یا رد می‌کند. نسبت تعداد پاسخ‌های منفی داده شده به هر مبلغ پیشنهادی (احتمال رد) در هر گروه از پاسخ‌دهندگان $(r_1, r_2, \ldots, r_j)$ می‌تواند برای تشکیل تابعی که نشان دهندهٔ رابطهٔ بین مبلغ پیشنهادی و نسبت پاسخ‌های منفی به آن باشد، مورد استفاده قرار گیرد. این تابع را می‌توان به شکل یک منحنی نیز نشان داد (که به آن منحنی آیر[2] نیز گفته می‌شود) که بیانگر تقاضای بازار برای استفاده یا حفاظت از منبع طبیعی یا زیست‌محیطی مورد مطالعه باشد. میانگین تمایل به پرداخت از محاسبهٔ سطح زیر این منحنی به‌دست می‌آید. این روش برآورد را تخمین‌زن غیرپارامتری میانگین تمایل به پرداخت می‌گویند (Kristrom, 1990).

اگر x_{ij} نشان‌دهندهٔ پاسخ به مبلغ پیشنهادی jام توسط فرد iام باشد $(i=1,2,\ldots,N_j)$، فرد می‌تواند آن مبلغ را بپذیرد $(x_{ij}=1)$ یا رد نماید $(x_{ij}=0)$. اگر $r_j = \frac{\sum_i x_{ij}}{N_j}$ نسبت پاسخ‌های منفی به مبلغ p_j و w بیانگر میانگین تمایل به پرداخت باشد، فرمول محاسبهٔ میانگین تمایل به پرداخت با استفاده از روش غیرپارامتری به‌صورت زیر خواهد بود(همان):

$$w=\sum_{j=0}^{M} p_j (r_{j+1} - r_j) \qquad (۱۲)$$

1. Subsample
2. Ayer

Archive of SID

www.SID.ir

نکتهٔ قابل توجه که کمی ابهام هم در مورد آن وجود دارد، انتخاب حدود بالا و پایین انتگرال (۱۱) (یعنی b و a) است. در مطالعات تجربی فرض می‌شود که اگر مبلغ پیشنهادی صفر باشد ($p_0=0$)، احتمال پذیرش آن ۱۰۰درصد خواهد بود ($r_0=1$)؛ به‌عبارت دیگر، فرض می‌شود که a برابر با صفر است. حد بالای توزیع (b) را نیز می‌توان با استفاده از درون‌یابی خطی[1] به‌دست آورد (در اینجا فرض شده است هر مبلغی بیشتر از ۲۰۰۰۰ ریال پیشنهاد شود، پاسخ‌دهنده آن را نخواهد پذیرفت؛ به این دلیل که مبلغ ۲۰۰۰۰ ریال حداکثر مبلغ پیشنهادی است که از طریق داده‌های پیش‌آزمون به دست آمده است).

نکتهٔ دیگری که بایستی به آن توجه نمود این است که نسبت تعداد پاسخ‌های منفی به مبالغ پیشنهادی با افزایش مبلغ پیشنهادی باید افزایش یابد (شرط یکنواخت‌پذیری[2]). به بیان ریاضی، بایستی شرط $r_{j+1} \geq r_j$ به ازای تمامی مبالغ پیشنهادی ($j=0,1,2,\ldots,j$) برقرار باشد. در صورتی که این شرط برقرار نباشد، می‌توان با استفاده از تعدیل زیر آن شرط را برقرار نمود(همان منبع):

$$\tilde{r}_j = \tilde{r}_{j+1} = (\sum_i x_{i,j} + \sum_i x_{i,j+1}) / (N_j + N_{j+1}) \qquad (۱۳)$$

این تعدیل باید تا زمانی انجام شود که شرط صعودی بودن نسبت پاسخ‌های منفی با افزایش مبالغ پیشنهادی برقرار شود. این نسبت‌های تعدیل شده برای محاسبه میانگین تمایل به پرداخت مورد استفاده قرار می‌گیرند.

برای بررسی اینکه آیا تمایل به پرداخت محاسبه شده (w) اختلاف معنی‌داری با صفر دارد یاخیر؟ لازم است فاصلهٔ اطمینان و سطح معنی‌داری تمایل به پرداخت محاسبه شود. برای محاسبهٔ واریانس تمایل به پرداخت از رابطهٔ۱۴ و برای بررسی معنی‌دار بودن از رابطهٔ ۱۷ و برای محاسبهٔ فاصلهٔ اطمینان می‌توان از رابطهٔ ۱۸ استفاده نمود(Haab and McConnell, 1997).

واریانس تمایل به پرداخت:

$$Var(w) = \sum_{j=1}^{j} Var(r_j)(p_j - p_{j-1}) \qquad (۱۴)$$

1. Linear Interpolation
2. Monotonocity

Archive of SID

www.SID.ir

(۱۵) $Var(r_j) = \frac{r_j(1-r_j)}{N_j}$:واریانس تابع توزیع تجمعی

(۱۶) $se(w) = \sqrt{\mathrm{var}(w)}$:انحراف معیار تمایل به پرداخت

(۱۷) $t = \frac{w}{se(w)}$:آماره t

(۱۸) $w \pm t_{\alpha/2} se(w)$:فاصلهٔ اطمینان

داده‌های این مطالعه مورد نیاز با استفاده از پرسش نامه در مرکز استان گیلان و با پرسش از خانوارها در سال ۱۳۹۰ جمع‌آوری گردید. ابتدا ۳۰ پرسش نامه به منظور پیش‌آزمون تکمیل و سپس مبالغ پیشنهادی با استفاده از روش کوپر (۱۹۹۳) برابر با پنج مبلغ (j=۵) مشخص شد. تعداد نمونه مورد نیاز نیز با استفاده از روش کوکران به تعداد ۱۷۷ پاسخ‌دهنده تعیین گردید. بنابراین، با توجه به تعداد کل نمونه، هر مبلغ به‌طور تصادفی به‌ترتیبی که در جدول ۱ مشخص شده است، به پاسخ‌دهندگان پیشنهاد گردید.

نتایج و بحث

در این مطالعه دو روش پارامتری و غیرپارامتری در برآورد ارزش‌های غیربازاری با هم مقایسه شده‌اند. در ادامه، ابتدا نتایج روش غیرپارامتری و سپس نتایج روش پارامتری ارائه می‌گردد و در نهایت، با استفاده از آزمون آماری، اختلاف بین نتایج دو روش مقایسه شده است.

نتایج روش غیرپارمتری

در ستون‌های جدول ۱ به‌ترتیب مبالغ پیشنهادی (p_j)، تعداد پاسخ‌های منفی ($x_{j=0}$)، تعداد پاسخ‌های مثبت ($x_{j=1}$)، تعداد پرسش نامه از هر مبلغ پیشنهادی (N_j)، نسبت پاسخ‌های منفی (تابع توزیع تجمعی r_j)، نسبت پاسخ‌های منفی تصحیح شده (تابع توزیع تجمعی تصحیح شده یا r_j تصحیح شده)، اختلاف نسبت پاسخ‌های منفی (r_{j+1}-r_j) و واریانس تابع توزیع تجمعی ($Var(r_j)$) نشان داده شده است؛ برای مثال، در این جدول مشاهده می‌شود که مبلغ ۱۰۰۰ ریال

Archive of SID

www.SID.ir

به ۳۶ پاسخ‌دهنده پیشنهاد شده است که ۱۳ فرد به آن پاسخ خیر و ۲۳ فرد پاسخ مثبت داده‌اند. در نتیجه، نسبت پاسخ‌های منفی برابر با ۰/۳۶۱ خواهد بود. به این ترتیب، نسبت پاسخ‌های منفی برای سایر مبالغ پیشنهادی محاسبه شده است.

همان‌طور که در روش تحقیق نیز بیان شد، انتظار می‌رود با افزایش مبلغ پیشنهادی درصد پاسخ‌های منفی نیز افزایش یابد (شرط یکنواخت‌پذیری). اما، چنانکه در ستون ۵ جدول ۱ مشاهده می‌شود، زمانی‌که مبلغ پیشنهادی از ۱۰۰۰ به ۳۰۰۰ و ۵۰۰۰ افزایش می‌یابد، درصد پاسخ‌های منفی کاهش می‌یابد و این برخلاف انتظار است؛ به‌عبارت دیگر، درصد پاسخ به مبالغ پیشنهادی به‌طور یکنواخت کاهشی نیست و در نتیجه با استفاده از تخمین‌زن تورنبول (رابطهٔ ۱۳) بایستی آن را یکنواخت نمود که نتایج محاسبات در ستون ۶ جدول ۱ مشاهده می‌شود. این تخمین‌زن را اولین بار کارسون و همکاران (۱۹۹۴) و هاب و مک‌کانل (۱۹۹۷) در مطالعات ارزش‌گذاری مشروط به کار بردند. حالت‌های دیگری از این تخمین‌زن توسط دافیلد (۱۹۹۱)، کریستروم (۱۹۹۰) و مک‌فادن (۱۹۹۴) به‌کار رفته است.

جدول ۱. نسبت پاسخ‌های مثبت و منفی به مبالغ پیشنهادی و تخمین‌زن تورنبول

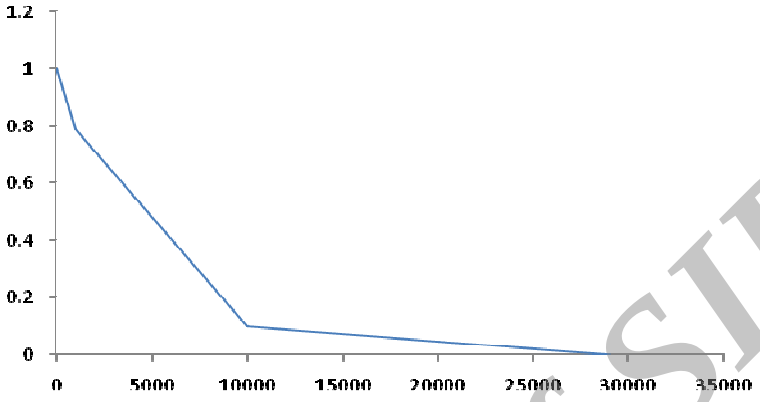
p_j	$x_{j=0}$	$x_{j=1}$	N_j	r_j	r_j تصحیح شده	$r_{j+1}-r_j$	$Var(r_j)$
۰ (a^*)				۰	۰	–	
۱۰۰۰	۱۳	۲۳	۳۶	۰/۳۶۱	۰/۲۱۲	۰/۲۱۲	۰/۰۰۱۵
۳۰۰۰	۴	۳۱	۳۵	۰/۱۱۴	با مبلغ قبلی ادغام شده است**		
۵۰۰۰	۷	۳۵	۴۲	۰/۱۶۷	با مبلغ قبلی ادغام شده است**		
۱۰۰۰۰	۳۸	۴	۴۲	۰/۹۰۵	۰/۹۰۵	۰/۶۹۲	۰/۰۰۲۱
۲۰۰۰۰	۲۱	۱	۲۲	۰/۹۵۵	۰/۹۵۵	۰/۰۵۰	۰/۰۰۲۰
>۲۰۰۰۰ (b^*)				۱	۱	–	–

مأخذ: یافته‌های تحقیق a^* و b^*: به ترتیب حد پایین و بالای انتگرال (۱۱) می‌باشند. **: ادغام با استفاده از رابطهٔ ۱۳ انجام شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

در شکل ۱ رابطهٔ بین مبالغ پیشنهادی (p روی محور افقی) و نسبت پاسخ‌های مثبت به آن ها ((1-G(p روی محور عمودی) نشان داده شده است.



شکل ۱: منحنی آیر (رابطهٔ بین مبالغ پیشنهادی و نسبت پاسخ‌های مثبت به آنها)

ملاحظه می‌شود که با افزایش مبالغ پیشنهادی نسبت پاسخ‌های مثبت به آن‌ها کاهش می‌یابد (شرط یکنواخت‌پذیری). محاسبهٔ سطح زیر این منحنی، میانگین تمایل به پرداخت را به‌دست می‌دهد که برابر با مبلغی است که با استفاده از رابطهٔ ۱۲ به‌دست می‌آید. میانگین تمایل به پرداخت با استفاده از رابطهٔ ۱۲ برابر با ۸۱۳۱/۷۹ ریال است. با توجه به آمارهٔ آزمون t نیز ملاحظه می‌شود که مقدار میانگین تمایل به پرداخت، به لحاظ آماری، اختلاف معنی‌داری با صفر دارد.

جدول ۲. محاسبهٔ پارامترهای توزیع و معنی‌داری آماری تمایل به پرداخت

میانگین	انحراف معیار	آزمون t	فاصلهٔ اطمینان
۸۱۳۱/۷۹	۵۶۴/۴۵	۱۴/۴۱	۷۰۲۵/۵۰–۹۲۳۸/۱۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج روش پارمتری

در روش پارامتری با در نظر گرفتن توزیع نرمال یا لجستیک برای تابع توزیع تجمعی پاسخ به مبالغ پیشنهادی الگوی لاجیت یا پروبیت برآورد می شود و با استفاده از رابطهٔ ۱۰

Archive of SID

www.SID.ir

مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت محاسبه می‌شود. به‌دلیل اینکه هدف از مقاله مقایسهٔ روش‌های پارامتری و غیرپارامتری است، فقط متغیر مبلغ پیشنهادی به شکل خطی[1] در الگوی لاجیت وارد شده است. نتایج برآورد الگوی لاجیت در جدول ۳ ارائه گردیده است.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی لاجیت

متغیر	الگوی خطی	
	ضریب	آمارهٔ t
عرض از مبدا	۲/۰۸۳	۶/۰۶۷
مبلغ پیشنهاد	-۰/۰۰۰۳۲	-۶/۰۰۰
درصد صحت پیش‌بینی	۸۳/۶۲	
لگاریتم تابع درست‌نمایی	-۸۷/۵۰	
سطح احتمال لگاریتم تابع درست‌نمایی	۰/۰۰۰	
McFadden Pseudo R-squared	۲۸/۴۸	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با استفاده از نتایج الگوی لاجیت در جدول ۳، مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت و پارامترهای توزیع و معنی‌داری آن محاسبه و نتایج در جدول ۴ ارائه شده است. آمارهٔ t نشان می‌دهد که میانگین تمایل به پرداخت به‌دست آمده از این روش نیز اختلاف معنی‌داری با صفر دارد. حال این سؤال پیش می‌آید که کدام یک از این مبالغ برای تحلیل‌های سیاستی بایستی مورد استفاده قرار گیرد؛ به‌عبارت دیگر، آیا نتایج روش پارامتری مطمئن است یا نتایج روش غیرپارامتری؟ برای پاسخ به این سؤال ابتدا به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود که آیا اساساً نتایج دو روش اختلاف معنی‌داری با هم دارند یا خیر در صورت وجود اختلاف، از بین دو مقدار میانگین تمایل به پرداخت به‌دست آمده یکی انتخاب خواهد شد.

۱. شکل لگاریتمی متغیر مبلغ پیشنهادی نیز در الگوی لاجیت وارد گردید و تمایل به پرداخت مورد انتظار محاسبه شد. اما مقایسهٔ الگوهای خطی و لگاریتمی نشان داد که الگوی خطی ارجحیت دارد. نویسنده می‌تواند نتایج براورد الگوی لگاریتمی و مقایسهٔ آن با الگوی خطی را در اختیار متقاضیان قرار دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳. نتایج محاسبات مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت

شرح	میانگین	انحراف معیار	آزمون t	فاصله اطمینان
الگوی خطی	۶۵۴۰/۳۳	۶۱۰/۹۲	۱۰/۷۱	۷۷۳۷/۷۴-۵۳۴۲/۹۲

ماخذ: یافته‌های تحقیق

مقایسهٔ میانگین تمایل به پرداخت به‌دست آمده از دو روش

در بخش قبلی، با استفاده از هر دو روش پارامترهای توزیعی، تمایل به پرداخت محاسبه گردید. برای بررسی معنی‌دار بودن اختلاف نتایج دو روش، فرضیهٔ عدم به‌صورت H_0: $w_p=w_{np}$ مطرح می گردد که w_p و w_{np} به‌ترتیب میانگین تمایل به پرداخت به‌دست آمده از روش‌های پارامتری و غیرپارامتری را نشان می‌دهند. با توجه به اینکه آمارهٔ t برای هر دو مقدار محاسبه شده است می‌توان با استفاده از آمارهٔ t برای اختلاف دو مقدار، معنی‌داری اختلاف آن‌ها را بررسی نمود. به این منظور از رابطهٔ زیر می‌توان استفاده نمود.

$$t_{diff}=\frac{w_{np}-w_p}{\sqrt{se(w_p)^2+se(w_{np})^2}}=\frac{8131.75-6540.33}{\sqrt{610.92^2+564.45^2}}=2.91$$

که در آن t_{diff}، $se(w_p)$ و $se(w_{np})$ به‌ترتیب آمارهٔ t برای اختلاف دو مقدار، انحراف معیار تمایل به پرداخت روش پارامتری و غیرپارامتری می‌باشند. مقدار آمارهٔ t_{diff} کوچک تر از ۱/۹۶ (مقدار آمارهٔ t در سطح معنی‌داری ۵ درصد) می‌باشد و می‌توان نتیجه گرفت که میانگین تمایل به پرداخت به‌دست آمده با استفاده از دو روش، به لحاظ آماری، اختلاف معنی‌داری باهم ندارند. بنابراین، دلایل کافی برای رد نکردن فرضیهٔ عدم مبنی بر اینکه اختلاف w_p و w_{np} صفر است، وجود ندارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

روش ارزش‌گذاری مشروط تنها روشی است که برای برآورد ارزش‌های غیربازاری غیراستفاده‌ای[1] از قبیل ارزش وجودی مورد استفاده قرار می‌گیرد. بحث‌های زیادی در مورد

1. Non-Market Non-use Values

Archive of SID

www.SID.ir

به‌کارگیری این روش، از قبیل تکنیک مورد استفاده برای محاسبه تمایل بـه پرداخـت در روش انتخاب دوگانه یک‌بعدی وجود دارد. در این مقاله، روش‌هـای پـارامتری و غیرپـارامتری بـرای برآورد تمایل به پرداخت مورد استفاده قرار گرفته و با هـم مقایسـه شـدند. نتـایج نشـان داد کـه تمایل به پرداخت به‌دست آمده با استفاده از دو روش اخـتلاف معنـی‌داری در سـطح ۵ درصـد ندارند. این نشان می‌دهد که توزیع و شکل تابعی مـورد اسـتفاده بـرای روش پـارامتری درسـت انتخاب شده است.

روش غیرپارامتری دارای این مزیت است که لزومی بـه درنظـر گـرفتن توزیـع و شـکل تابعی مشخص برای مبالغ پیشنهادی درآن وجود ندارد. از طرفی، این روش معایبی نیـز دارد، از قبیل این‌که زمانی که حجم نمونه کوچک باشد، نتایج ناسازگاری خواهد داشت و همچنـین در این روش نمی‌توان تأثیر متغیرهای اقتصادی-اجتماعی را بر میانگین تمایل به پرداخـت ارزیـابی نمود. البته هاب و مک‌کانل (۱۹۹۷) بیان مـی‌کننـد کـه تـأثیر متغیرهـای گسسـته قابـل بررسـی است، مانند میزان تحصیلات و متغیرهایی که پیوسته هستند (ماننـد سـن) بـه گونـه ای کـه ابتـدا آن‌ها را به گروه‌های سنی تقسیم کرده تا تبدیل به یک متغیر گسسته شوند و سپس تأثیرشان بـر میزان تمایل به پرداخت ارزیابی می‌شود. با این حال، دافیلد و پترسون (۱۹۹۱) بیان می‌کنند کـه روش غیرپارامتری باید در محاسبهٔ تمایـل بـه پرداخـت در روش ارزش‌گـذاری مشـروط مـورد استفاده قرار گیرد. البته این امر به مفهـوم جـایگزین نمـودن روش غیرپـارامتری بـه جـای روش پارامتری نیست.

سیاست‌گذاران و تصمیم‌سازان منـابع طبیعـی و زیسـت‌محیطـی ماننـد سـازمان حفاظـت محـیط‌زیسـت، سـازمان منـابع طبیعـی، مرکـز آمـار و بانـک مرکـزی(کـه متـولی وارد نمـودن حساب‌های زیست‌محیطی در سیستم حساب‌های ملی هسـتند) بایسـتی در اسـتفاده از تمایـل بـه پرداخت به‌دست آمده دقت کافی نمایند و از روشی که برای برآورد تمایل به پرداخت به کـار رفته و فرض‌هایی که در نظر گرفته شده است، آگاه باشند.

همهٔ روش‌ها معایـب و مزایـایی دارنـد و در نتیجـه، بـه اسـتفاده کننـدگان از ایـن نتـایج پیشنهاد می‌شود که اگر نتایج ارزش‌گذاری مشـروط را در تحلیـل هزینـه-فایـده مـورد اسـتفاده

Archive of SID

www.SID.ir

قرار می‌دهند، به تحلیل حساسیت نتایج به‌دست آمده نیز بپردازند. به‌ویژه زمانی که نسبت منـافع به مخارج در تحلیل هزینه-فایده به عدد یک نزدیک باشد، تحلیل حساسیت، به‌منظور دسـتیابی به کارایی اقتصادی، از اهمیت بیشتری برخوردار می‌شود.

منابع

۱. امامی میبدی، ع. و قاضی، م. ۱۳۸۷. برآورد ارزش تفریحی پارک ساعی در تهران با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران*، شماره ۳۶: ۱۸۷-۲۰۲.

۲. امیرنژاد، ح.، خلیلیان، ص. و عصاره، م.ح. ۱۳۸۵. تعیین ارزش‌های حفاظتی و تفرجی پارک جنگلی سی سنگان نوشهر با استفاده از تمایل به پرداخت افراد. *فصلنامه پژوهش و سازندگی*، شماره ۷۲: ۱۵-۲۴.

۳. آهوقلندری، م.، حق‌شنو، م. و مولائی، م. ۱۳۸۷. ارزیابی توان تفریحی و زیستی‌محیطی پارک جنگلی چیتگر ارائه راهکارهایی جهت مدیریت آن. دومین همایش تخصصی مهندسی محیط‌زیست.

۴. پرون، ص. و اسماعیلی، ع. ۱۳۸۷. برآورد ارزش تفریحی جنگل حرا در استان هرمزگان. *مجله اقتصاد و کشاورزی*، ۲ (۳): ۱۰۵-۱۱۸.

۵. خداوردیزاده، م.، حیاتی،ب. و کاوسی کلاشمی، م. ۱۳۸۷. برآورد ارزش تفرجی روستای توریستی کندوان آذربایجان شرقی با استفاده از روش ارزشگذاری مشروط. *علوم محیطی*، ۵ (۴): ۴۳-۵۲.

۶. خداوردیزاده، م.، کاوسی کلاشمی، م.، شهبازی، م. و ملکیان، آ. ۱۳۹۰. برآورد ارزش اکوتوریستی با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط، مطالعه موردی: غار سهولان مهاباد. *جغرافیا و توسعه*، شماره ۲: ۲۰۳-۲۱۶.

Archive of SID

www.SID.ir

۷. خلیلیان، ص.، خداوردیزاده، م. و کاوسی کلاشمی، م. ۱۳۹۰. تعیین ارزش حفاظتی تالاب قوریگل و کاربرد رهیافت فرایند تحلیل سلسله مراتبی (AHP) به منظور تمایز ارزش های مصرفی و غیرمصرفی. *نشریه محیط شناسی*، شماره ۶۰: ۲۳-۳۴.

۸. فتاحی، ا.، یزدانی، س.، حسینی، س. ص. و صدر، س. ک. ۱۳۹۰. ارزشگذاری تفریحی آب های زیرزمینی دشت یزد-اردکان. *مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، ۲-۴۲ (۲): ۱۵۳-۱۶۲.

۹. مولائی، م.، قهرمان‌زاده، م. و مهدیزاده، ی. ۱۳۸۸ الف. برآورد ارزش تفریحی کاخ سردار ماکو و تعیین عوامل موثر بر تمایل به پرداخت بازدید کنندگان. *فصلنامه مدل سازی اقتصادی*، ۸ (۸): ۱۷۳-۱۹۳.

۱۰. مولائی، م.، ۱۳۸۸. ارزش‌گذاری اقتصادی-زیست‌محیطی اکوسیستم جنگلی ارسباران. رساله دکتری. گروه اقتصاد کشاورزی. دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی. دانشگاه تهران.

۱۱. مولائی، م.، شرزه‌ای، غ. و یزدانی، س. ۱۳۸۹. تاثیر روش‌های استخراج اطلاعات از پرسشنامه بر مقدار تمایل به پرداخت در ارزش‌گذاری مشروط (مطالعه موردی: اکوسیستم جنگلی ارسباران). *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۰.

۱۲. مولائی، م.، یزدانی، س.، شرزه‌ای، غ.، کاپاروس، ا. ۱۳۸۸ ب. برآورد ارزش حفاظتی اکوسیستم جنگلی ارسباران با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. *اقتصاد و کشاورزی*، ۳(۲): ۳۷-۶۴.

13. Ayer, M., Brunk, H. D., Ewing,M. G., and Silverman. E. 1955. An empirical distribution function for sampling with incomplete information. *Annals of Mathematical Statistics*, 26:641-647.

Archive of SID

www.SID.ir

14. Bishop, R. C. and Heberlein. T. A. 1979. Measuring values of extra-market goods: are indirect measures biased?. *American Journal of Agricultural Economics*, 61: 926-930.

15. Carson, R.T., Hanemann, W.M., Kopp, R., Krosnick, J.A., Mitchell, R.C., Presser, S., Ruud, P.A. and Smith,V.K. 1994. Prospective interim lost use value due to DDT and PCB contamination in the Southern California Bight. NOAA Contract No. 50-DGNC-1-00007.

16. Cooper, J. 2000. Nonparametric and semi-parametric travel cost methods. *American Journal of Agricultural Economics*, 82: 245-259.

17. Creel, M. 1995. A semi nonparametric, distribution-free estimator for binary discrete responses. Revision of Working Paper 267.94, Dept. of Ec. and Ec. Hist., Univ. Autonoma de Barcelona.

18. Creel, M. 1997. Welfare estimation using the fourier form: simulation evidence for the recreation demand case. *Review of Economics and Statistic*s, 78: 88-94.

19. Creel, M. and Loomis, J. 1997. Semi-nonparametric distribution-free dichotomous choice contingent valuation. *Journal of Environmental Economics and Management*, 32: 341-358.

20. Duffield, J. and Patterson, D. 1991. Inference and optimal design for a welfare measure in dichotomous choice contingent valuation. *Land Economics*, 67(2): 225-239.

Archive of SID

www.SID.ir

21. Duffield, J.W. 1991. Existence and non-consumptive values for wildlife: application to wolf recovery in Yellowstone National Park. Western Regional Research Project W-133, Benefits and Costs in Natural Resources Planning, Fourth Interim Report.

22. Floreş N. 1996. Reconsidering the use of hicks neutrality to recover total Value. *Journal of Environmental Economics and Management*, 31(1): 49-64.

23. Haab, T. and McConnell. D. 1997. Valuing environmental and natural resources: the econometrics of non-market valuation. Edward Elgar Publishing Limited, USA.

24. Hanemann, W. M. 1984. Welfare evaluation in contingent valuation experiments with discrete Responses. *American Journal of Agricultural Economics*, 66: 332-341.

25. DeShazo, J. R. and Fermo, G. 2002. Designing choice sets for stated preference methods: the effects of complexity on choice consistency. *Journal of Environmental Economics and Management,* 44: 123-143.

26. Khodaverdizadeh, M., Kavousi, M., Hayati, B. and Molaei, M. 2009. Estimation of recreation value and determining the factors effective in visitor's WTP for Saint Stepanus Church Using the Heckman two-sStage and contingent valuation methods. *World Applied Science Journal*, 6(6): 808-817.

Archive of SID

www.SID.ir

27. Kristrom, B. 1990. A non-parametric approach to the estimation of welfare measures in discrete response valuation studies. *Land Economics*, 66: 135-39.

28. McFadden, D. 1994. Contingent valuation and social choice. *American Journal of Agricultural Economics*, 76: 689-708.

29. McFadden, D. and Leonard. G. 1993. Issues in contingent valuation of environmental goods: methodologies for data collection and analysis, in J. A. Hausman (Ed.), Contingent Valuation: a Critical Assessment (Amsterdam: North-Holland).

30. Mitchell, R.C. and Carson, R.T. 1989. Using surveys to value public goods: the contingent valuation method. Washington DC: Resources for the Future.

31. Molaei, M., Sharzehi, Gh., Yazdani, S. and Molaei, I. 2011. Estimating the preservation value of wildlife in Arasbaran forests ecosystem. 1st National Agriculture Congress and Exposition on behalf of Ali Numan Kıraç with International Participation April 27-30. Eskisehir. Turkey.

32. Tietenberg, T. 1996. Environmental and natural resource economics. Harper Collins College Publishers. New York.

33. Turnbull, B. 1976. The empirical distribution function with arbitrarily grouped, censored, and truncated data. *Journal of the Royal Statistical Society,* 38B: 290-95.

Archive of SID

www.SID.ir

34. Welsh, M.P. and Poe, G.L. 1998. Elicitation effect in contingent valuation: comparisons to a multiple bounded discrete choice approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 36: 170-185.

Archive of SID

www.SID.ir