

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

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

۱. استادیار اقتصاد کشاورزی (گرایش اقتصاد منابع طبیعی)، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)
e-mail: molaiei@urmia.ac.ir

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

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و دوم، شماره ۸۵

پارامتری و غیرپارامتری، به ترتیب برابر با ۶۵۴۰/۳۳ و ۸۱۳۱/۷۹ ریال و آماره t آن ها به ترتیب برابر با ۱۰/۷۱ و ۱۴/۴۱ است. همچنین آماره t برای آزمون برابری دو میانگین برابر با ۱/۹۱ به دست آمد که نشان می دهد میانگین تمایل به پرداخت، با استفاده از این دو روش، اختلاف معنی داری در سطح ۵٪ ندارند. این امر نشان دهنده درست بودن توزیع انتخاب شده برای محاسبه تمایل به پرداخت در روش پارامتری است. در پایان، پیشنهاد می شود سیاست گذاران و تصمیم سازان منابع طبیعی و زیست محیطی در استفاده از تمایل به پرداخت به دست آمده از روش ارزش گذاری مشروط دقت کافی کنند و از روش به کار رفته در برآورد تمایل به پرداخت و فرض های در نظر گرفته شده آگاه باشند.

طبقه بندی JEL: C25, C14, C13, Q27

کلیدواژه ها: ارزش گذاری مشروط، انتخاب دو گانه، روش پارامتری و غیرپارامتری، ارزش های غیربازاری

مقدمه

غالباً برآورد تمایل به پرداخت برای کالاهای و خدمات غیربازاری، از قبیل کالاهای عمومی و زیست محیطی، مشکل است. به این منظور، روش های غیرمستقیم از قبیل ترجیحات آشکار شده و بیان شده^۱ مورد استفاده قرار می گیرد. تنها روشی که برای برآورد تمایل به پرداخت برای ارزش های غیربازاری از قبیل ارزش های وجودی مورد استفاده قرار می گیرد، ارزش گذاری مشروط است (Flores, 1996). البته روش های دیگری از ترجیحات بیان شده مانند روش آزمون انتخاب نیز وجود دارند که برای برآورد ارزش کالاهای غیربازاری به کار می روند، ولی ارزش گذاری مشروط بیشتر به این منظور به کار گرفته شده است.

1. Revealed and Stated Prefereces

تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری.....

در مورد استفاده از ارزش‌گذاری مشروط مباحثی وجود دارد، ولی تلاش‌های زیادی صورت گرفتند تا استانداردی برای استفاده از این روش تهیه شود (Mitchell and Carson, 1989). مدیریت ملی اقیانوسی و جوی (NOAA)^۱ پانلی با نام «کمر بند آبی»^۲ متشکل از متخصصین اقتصاد (شامل ارو^۳ و سولو^۴ که جایزه 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)^۵ معروف شد.

پاسخ به سؤالات انتخاب دوگانه یک بعدی در صورت داشتن تابع توزیع تجمعی لجستیک و نرمال به ترتیب با استفاده از الگوهای لاجیت و پروبیت تحلیل می‌گردند 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; Turnbull, 1976; Creel and Loomis, 1997; McConnell, 1997). در این مقاله، روش غیرپارامتری برای محاسبه 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 میبیدی و قاضی، ۱۳۸۷؛ آهوقلندری و همکاران، ۱۳۸۷؛ پرون و اسماعیلی، ۱۳۸۷؛ خداوردیزاده و همکاران، ۱۳۸۷؛ مولائی، ۱۳۸۸؛

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

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و دوم، شماره ۸۵

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 همه 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 دوگانه 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 در نظر 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 مک کانل، 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

همان‌طور 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

تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری.....

آن‌ها در محاسبه 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):

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

که در آن $V(\cdot)$ تابع مطلوبیت غیرمستقیم، I درآمد خالص، ε اجزای اخلاقی (متغیر تصادفی دارای توزیع یکسان و مستقل از هم) 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 رابطه ۱ برای محقق مشخص است، اما در این رابطه بخشی نیز وجود دارد که توسط محقق قابل تشخیص نیست و توسط جزء اخلاقی 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 شده p_1 پاسخ‌دهنده را می‌توان به صورت زیر بیان نمود (Hanemann, 1984):

$$P_p = \Pr\{\text{Willing to Pay}\} = F_\eta[\Delta V(\cdot)] = 1 - G(\cdot) \quad (2)$$

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

-
1. Identically and Independently Distributed
 2. Expected Value

مطلوبیت تمایل به پرداخت فرد (h^1) نسبت عدم تمایل به پرداخت فرد (h^0) نشان می‌دهد. همچنین $G(\cdot)$ نشان‌دهنده 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 نظر گرفتن شکل خطی برای تابع مطلوبیت غیرمستقیم، می‌توان تفاضل مطلوبیت‌های غیرمستقیم را چنین نوشت (همان منبع):

$$v(h, I - p; C) = \alpha_h + \theta I + \varepsilon_h \quad , \quad \theta > 0; \quad h = 0, 1 \quad (3)$$

$$v(1, I - p; C) = \alpha_1 + \theta(I - p) + \varepsilon_1 \quad (4)$$

$$v(0, I; C) = \alpha_0 + \theta I + \varepsilon_0 \quad (5)$$

$$\Delta v = v(0, I; C) + \varepsilon_0 - v(1, I - p; s) - \varepsilon_1 = (\alpha_0 - \alpha_1) + \theta p + \eta \quad , \quad \eta = \varepsilon_0 - \varepsilon_1 \quad (6)$$

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 رابطه ۱ و حل آن برای p_i ، مبلغ حداکثر تمایل به پرداخت به دست می‌آید. به بیان بهتر، حداکثر تمایل به پرداخت به دست 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 نامعادله ۱ به یک معادله می‌توان نوشت (همان منبع):

$$v(1, I - p; C) + \varepsilon_1 = v(0, I; C) + \varepsilon_0 \quad (7)$$

$$\Delta v = 0 \quad (8)$$

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

$$\Delta v = v(0, I; C) - v(1, I - p; s) = (\alpha_0 - \alpha_1) + \theta I \quad (9)$$

تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری.....

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

$$\text{حداکثر تمایل به پرداخت} = -\frac{\alpha}{\theta} \quad (10)$$

همچنین هانمن (۱۹۸۴) بحث می‌کند که مقدار مورد انتظار (میانگین) تمایل به پرداخت را می‌توان از طریق رابطه ۱۱ نیز به دست آورد که در محاسبه تمایل به پرداخت در روش غیرپارامتری نیز به کار برده می‌شود.

$$WTP = \int_0^b [1 - G(p)] dp - \int_0^a G(p) dp \quad (11)$$

که $G(p) = \text{prob}(WTP \leq p)$ تابع توزیع تجمعی WTP است و $a \leq 0$ و $b > 0$ به ترتیب حد پایین و بالای انتگرال (۱۱) می‌باشند. همچنین $G(a) = 0$ و $G(b) = 1$ است (یعنی اگر بالاترین مبلغ (b) پیشنهاد شود، احتمال پذیرفتن آن یک و اگر کمترین مبلغ (a) پیشنهاد شود، احتمال پذیرفتن آن صفر خواهد بود). چون تمایل به پرداخت نمی‌تواند عددی منفی باشد، قسمت دوم طرف راست رابطه ۱۱ حذف می‌شود. بنابراین، میانگین تمایل به پرداخت از انتگرال $1 - G(p)$ (احتمال پذیرش مبلغ p توسط پاسخ‌دهنده) در بازه صفر تا b به دست 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 دو بعدی اریب نقطه شروع و ناسازگاری درونی دارد. اریب نقطه شروع نیز آثار مخربی روی پاسخ دوم روش انتخاب دوگانه دو بعدی خواهد گذاشت. پانل مدیریت ملی اقیانوسی و جوی NOAA^۱ هم پیشنهاد می‌کند که باید از روش استخراج انتخاب دوتایی تک بعدی (SBDC)، به دلیل شباهت داشتن به شرایط واقعی بازار، استفاده نمود (Welsh and Poe, 1998).

1. National Oceanic and Atmospheric Administration

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 محاسبه 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 دوگانه یک‌بعدی ارزش‌گذاری مشروط به تعداد J مبلغ (p_1, p_2, \dots, p_j) به J زیرنمونه^۱، که هر کدام از این زیرنمونه‌ها دربرگیرنده 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 (I_1, I_2, \dots, I_j) می‌تواند برای تشکیل تابعی که نشان‌دهنده رابطه 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^۲ نیز گفته می‌شود) که بیانگر تقاضای بازار برای استفاده یا حفاظت از منبع طبیعی یا زیست‌محیطی مورد مطالعه باشد. میانگین تمایل به پرداخت از محاسبه سطح زیر این منحنی به دست می‌آید. این روش برآورد را تخمین‌زن غیرپارامتری میانگین تمایل به پرداخت می‌گویند (Kristrom, 1990).

اگر x_{ij} نشان‌دهنده پاسخ به مبلغ پیشنهادی i ام توسط فرد j باشد ($i=1,2,\dots,N_j$)، 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 بیانگر میانگین تمایل به پرداخت باشد، فرمول محاسبه میانگین تمایل به پرداخت با استفاده از روش غیرپارامتری به صورت زیر خواهد بود (همان):

$$w = \sum_{j=0}^M p_j (r_{j+1} - r_j) \quad (12)$$

1. Subsample
2. Ayer

تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری.....

نکته قابل توجه که کمی ابهام هم در مورد آن وجود دارد، انتخاب حدود بالا و پایین انتگرال (۱۱) (یعنی a و b) است. در مطالعات تجربی فرض می‌شود که اگر مبلغ پیشنهادی صفر باشد ($p_0=0$)، احتمال پذیرش آن ۱۰۰ درصد خواهد بود ($r_0=1$)؛ به عبارت دیگر، فرض می‌شود که a برابر با صفر است. حد بالای توزیع (b) را نیز می‌توان با استفاده از درونیابی خطی^۱ به دست 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).

نکته 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^۲). به بیان ریاضی، بایستی شرط $r_{j+1} \geq r_j$ به ازای تمامی مبالغ پیشنهادی ($j=0,1,2,\dots$) برقرار باشد. در صورتی که این شرط برقرار نباشد، می‌توان با استفاده از تعدیل زیر آن شرط را برقرار نمود (همان منبع):

$$\tilde{r}_j = \tilde{r}_{j+1} = (\sum_i x_{i,j} + \sum_i x_{i,j+1}) / (N_j + N_{j+1}) \quad (13)$$

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 یا خیر؟ لازم است فاصله اطمینان و سطح معنی‌داری تمایل به پرداخت محاسبه شود. برای محاسبه واریانس تمایل به پرداخت از رابطه ۱۴ و برای بررسی معنی‌دار بودن از رابطه ۱۷ و برای محاسبه فاصله اطمینان می‌توان از رابطه ۱۸ استفاده نمود (Haab and McConnell, 1997).

واریانس تمایل به پرداخت:

$$Var(w) = \sum_{j=1}^J Var(r_j)(p_j - p_{j-1}) \quad (14)$$

1. Linear Interpolation
2. Monotonicity

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و دوم، شماره ۸۵

واریانس تابع توزیع تجمعی:

$$Var(r_j) = \frac{r_j(1-r_j)}{N_j} \quad (15)$$

انحراف معیار تمایل به پرداخت:

$$se(w) = \sqrt{var(w)} \quad (16)$$

آماره t:

$$t = \frac{w}{se(w)} \quad (17)$$

فاصله اطمینان:

$$w \pm t_{\alpha/2} se(w) \quad (18)$$

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 ($J=5$) 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 غیرپارامتری

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 ($I_{j+1}-I_j$) و واریانس تابع توزیع تجمعی ($Var(r_j)$) نشان داده شده است؛ برای مثال، در این جدول مشاهده می‌شود که مبلغ ۱۰۰۰ ریال

تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری.....

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، زمانی که مبلغ پیشنهادی از ۱۰۰۰ به ۳۰۰۰ و ۵۰۰۰ افزایش می‌یابد، درصد پاسخ‌های منفی کاهش می‌یابد و این برخلاف انتظار است؛ به عبارت دیگر، درصد پاسخ‌های مبالغ پیشنهادی به‌طور یکنواخت کاهش نمی‌یابد و در نتیجه با استفاده از تخمین‌زن تورنبول (رابطه 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) به کار رفته است.

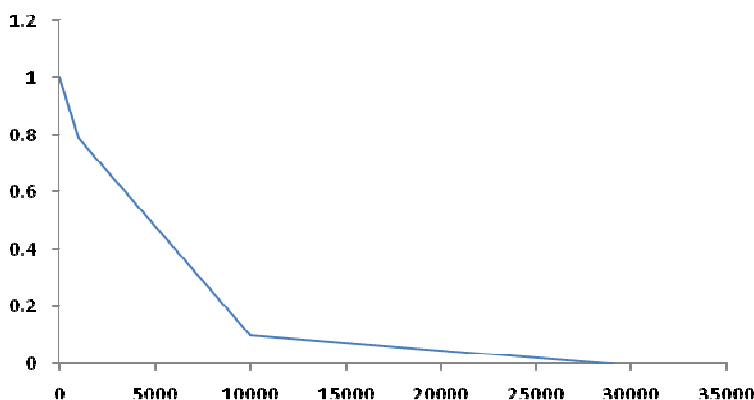
جدول ۱. نسبت پاسخ‌های مثبت و منفی به مبالغ پیشنهادی و تخمین‌زن تورنبول

$\text{Var}(r_j)$	$r_{j+1}-r_j$	r_j تصحیح شده	r_j	N_j	$x_{j=1}$	$x_{j=0}$	p_j
	-	۰	۰				$(a^*)_0$
۰/۰۰۱۵	۰/۲۱۲	۰/۲۱۲	۰/۳۶۱	۳۶	۲۳	۱۳	۱۰۰۰
		با مبلغ قبلی ادغام شده است**	۰/۱۱۴	۳۵	۳۱	۴	۳۰۰۰
		با مبلغ قبلی ادغام شده است**	۰/۱۶۷	۴۲	۳۵	۷	۵۰۰۰
۰/۰۰۲۱	۰/۶۹۲	۰/۹۰۵	۰/۹۰۵	۴۲	۴	۳۸	۱۰۰۰۰
۰/۰۰۲۰	۰/۰۵۰	۰/۹۵۵	۰/۹۵۵	۲۲	۱	۲۱	۲۰۰۰۰
-	-	۱	۱				$(b^*)_{20000}<$

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

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و دوم، شماره ۸۵

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



شکل ۱: منحنی آیر (رابطه 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). محاسبه سطح زیر این منحنی، میانگین تمایل به پرداخت را به دست می‌دهد که برابر با مبلغی است که با استفاده از رابطه ۱۲ به دست می‌آید. میانگین تمایل به پرداخت با استفاده از رابطه ۱۲ برابر با $8131/79$ ریال است. با توجه به آماره آزمون t نیز ملاحظه می‌شود که مقدار میانگین تمایل به پرداخت، به لحاظ آماری، اختلاف معنی‌داری با صفر دارد.

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

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج روش پارامتری

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

تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری.....

مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت محاسبه می‌شود. به دلیل اینکه هدف از مقاله مقایسه روش‌های پارامتری و غیرپارامتری است، فقط متغیر مبلغ پیشنهادی به شکل خطی^۱ در الگوی لاجیت وارد شده است. نتایج برآورد الگوی لاجیت در جدول ۳ ارائه گردیده است.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی لاجیت

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

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. آماره 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؛ به عبارت 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 مقایسه الگوهای خطی و لگاریتمی نشان داد که الگوی خطی ارجحیت دارد. نویسنده می‌تواند نتایج برآورد الگوی لگاریتمی و مقایسه آن با الگوی خطی را در اختیار متقاضیان قرار دهد.

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

مقایسه میانگین تمایل به پرداخت به دست آمده از دو روش

در بخش قبلی، با استفاده از هر دو روش پارامترهای توزیعی، تمایل به پرداخت محاسبه گردید. برای بررسی معنی دار بودن اختلاف نتایج دو روش، فرضیه عدم به صورت $H_0: W_p = W_{np}$ مطرح می‌گردد که W_{np} و W_p به ترتیب میانگین تمایل به پرداخت به دست آمده از روش‌های پارامتری و غیرپارامتری را نشان می‌دهند. با توجه به اینکه آماره t برای هر دو مقدار محاسبه شده است می‌توان با استفاده از آماره t برای اختلاف دو مقدار، معنی داری اختلاف آن‌ها را بررسی نمود. به این منظور از رابطه زیر می‌توان استفاده نمود.

$$t_{diff} = \frac{W_{np} - W_p}{\sqrt{se(W_p)^2 + se(W_{np})^2}} = \frac{8131.78 - 6540.33}{\sqrt{610.92^2 + 564.45^2}} = 1.91$$

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

نتیجه گیری و پیشنهادها

روش ارزش گذاری مشروط تنها روشی است که برای برآورد ارزش‌های غیربازاری غیراستفاده‌ای^۱ از قبیل ارزش وجودی مورد استفاده قرار می‌گیرد. بحث‌های زیادی در مورد

1. Non-Market Non-use Values

تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری.....

به کارگیری این روش، از قبیل تکنیک مورد استفاده برای محاسبه تمایل به پرداخت در روش انتخاب دوگانه یک‌بعدی وجود دارد. در این مقاله، روش‌های پارامتری و غیرپارامتری برای برآورد تمایل به پرداخت مورد استفاده قرار گرفته و با هم مقایسه شدند. نتایج نشان داد که تمایل به پرداخت به دست آمده با استفاده از دو روش اختلاف معنی‌داری در سطح ۵ درصد ندارند. این نشان می‌دهد که توزیع و شکل تابعی مورد استفاده برای روش پارامتری درست انتخاب شده است.

روش غیرپارامتری دارای این مزیت است که لزومی به در نظر گرفتن توزیع و شکل تابعی مشخص برای مبالغ پیشنهادی در آن وجود ندارد. از طرفی، این روش معایبی نیز دارد، از قبیل این که زمانی که حجم نمونه کوچک باشد، نتایج ناسازگاری خواهد داشت و همچنین در این روش نمی‌توان تأثیر متغیرهای اقتصادی-اجتماعی را بر میانگین تمایل به پرداخت ارزیابی نمود. البته هاب و مک کانل (۱۹۹۷) بیان می‌کنند که تأثیر متغیرهای گسسته قابل بررسی است، مانند میزان تحصیلات و متغیرهایی که پیوسته هستند (مانند سن) به گونه‌ای که ابتدا آن‌ها را به گروه‌های سنی تقسیم کرده تا تبدیل به یک متغیر گسسته شوند و سپس تأثیرشان بر میزان تمایل به پرداخت ارزیابی می‌شود. با این حال، دافیلد و پترسون (۱۹۹۱) بیان می‌کنند که روش غیرپارامتری باید در محاسبه تمایل به پرداخت در روش ارزش‌گذاری مشروط مورد استفاده قرار گیرد. البته این امر به مفهوم جایگزین نمودن روش غیرپارامتری به جای روش پارامتری نیست.

سیاست‌گذاران و تصمیم‌سازان منابع طبیعی و زیست‌محیطی مانند سازمان حفاظت محیط‌زیست، سازمان منابع طبیعی، مرکز آمار و بانک مرکزی (که متولی وارد نمودن حساب‌های زیست‌محیطی در سیستم حساب‌های ملی هستند) بایستی در استفاده از تمایل به پرداخت به دست آمده دقت کافی نمایند و از روشی که برای برآورد تمایل به پرداخت به کار رفته و فرض‌هایی که در نظر گرفته شده است، آگاه باشند.

همه روش‌ها معایب و مزایایی دارند و در نتیجه، به استفاده کنندگان از این نتایج پیشنهاد می‌شود که اگر نتایج ارزش‌گذاری مشروط را در تحلیل هزینه-فایده مورد استفاده

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و دوم، شماره ۸۵

قرار می‌دهند، به تحلیل حساسیت نتایج به دست آمده نیز پردازند. به ویژه زمانی که نسبت منافع به مخارج در تحلیل هزینه-فایده به عدد یک نزدیک باشد، تحلیل حساسیت، به منظور دستیابی به کارایی اقتصادی، از اهمیت بیشتری برخوردار می‌شود.

منابع

۱. امامی میدی، ع. و قاضی، م. ۱۳۸۷. برآورد ارزش تفریحی پارک ساعی در تهران با استفاده از روش ارزش گذاری مشروط. *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران*، شماره ۳۶: ۱۸۷-۲۰۲.
۲. امیرنژاد، ح.، خلیلیان، ص. و عصاره، م. ح. ۱۳۸۵. تعیین ارزش‌های حفاظتی و تفریحی 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 زیستی محیطی پارک جنگلی چیتگر ارائه راهکارهایی جهت مدیریت آن. دومین همایش تخصصی مهندسی محیط زیست.
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 تفریحی 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.

تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری.....

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

۸. فتاحی، ا.، یزدانی، س.، حسینی، س. ص. و صدر، س. ک. ۱۳۹۰. ارزش‌گذاری تفریحی آب‌های 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 بازدیدکنندگان. *فصلنامه مدل‌سازی 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.

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 Statistics*, 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.

تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری.....

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. Flores 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.

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 Kıracı 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.

تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری.....

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.