اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیستم و یکم، شماره ۸۱، بهار ۱۳۹۲

مقایسهٔ روشهای طراحی مبالغ پیشنهادی در روش ارزشگذاری مشروط با انتخاب دوتایی یک‌بعدی

دکتر مرتضی مولائی*

تاریخ دریافت: ۹۰/۸/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۱/۳/۲۸

چکیده

علی‌رغم انتقاداتی که به استفاده از روش ارزشگذاری مشروط در براورد ارزشهای غیربازاری وارد می‌شود، این روش بسیار مورد استفاده قرار گرفته است. از بین روشهای مختلف استخراج در ارزشگذاری مشروط، روش انتخاب دوتایی (DC) مورد توجه ویژه‌ای واقع شده است. هدف از این مطالعه مقایسهٔ روشهای تعیین مبالغ پیشنهادی می‌باشد. به‌طور مشخص روش بویل، ولش و بیشاپ (Boyle, Welsh and Bishop, 1988)، روش کوپر (Cooper, 1993) و روش عبدالمنعم و جفری (Abdelmoneim and Jeffrey, 1995) معرفی و با هم مقایسه شده‌اند. به این منظور ابتدا هر یک از روشها به‌طور مبسوط تشریح شد و سپس با استفاده از داده‌های پیش‌آزمون، که به‌صورت روش انتها- باز طراحی شده است، مبالغ پیشنهاد برای هر سه روش تعیین گردید. مشخص بودن تعداد نمونه در هر سه روش ضروری

* استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه ارومیه
e-mail: morteza.molaei@gmail.com

است که در این مقاله فرض شد تعداد نمونه ۲۰۰ و ۵۰۰ است. همچنین لازم است در روش بویل و همکاران و روش کوپر توزیعی برای داده‌های تمایل به پرداخت در نظر گرفته شود که توزیعهای نرمال و لوگ‌نرمال در نظرگرفته شدند؛ ولی روش عبدالمنعم و جفری مستقل از توزیع تمایل به پرداخت است. نتایج نشان می‌دهد که روشهای بویل و همکاران و روش کوپر نتایج مشابه و بهتری نسبت به روش عبدالمنعم و همکاران به‌دست می‌دهد. پیشنهاد می‌شود محققان و استفاده‌کنندگان از روش ارزشگذاری مشروط از دو روش فوق برای تعیین مبالغ پیشنهاد استفاده کنند.

طبقه‌بندی JEL: Q23

کلیدواژه‌ها:

ارزشگذاری مشروط، مبالغ پیشنهاد، روش بویل، ولش و بیشاپ، روش عبدالمنعم و جفری، روش کوپر

مقدمه

علی‌رغم انتقادات وارد بر استفاده از روش ارزشگذاری مشروط در براورد ارزشهای غیربازاری، این روش بسیار مورد استفاده قرار گرفته است. یکی از مهمترین ایراداتی که بر این روش وارد می‌شود، استفاده از بازارهای فرضی برای کالاها و خدمات زیست‌محیطی است (Mitchell and Carson , 1989). از بین روشهای مختلف استخراج در ارزشگذاری مشروط، روش انتخاب دوتایی (DC)[1] مورد توجه ویژه‌ای واقع شده است. در این روش، از پاسخ‌دهندگان خواسته می‌شود که تمایل خود را برای پرداخت مبلغ پیشنهادی با "بلی" یا "خیر" گفتن ابراز نمایند. در کل دو نوع روش انتخاب دوتایی وجود دارد: انتخاب دوتایی

1. Dichotomous Choice

یک‌بعدی (SBDC)[1] و انتخاب دوتایی دوبعدی (DBDC)[2]. در روش SBDC به هر پاسخ‌دهنده فقط یک مبلغ پیشنهاد و از او خواسته می‌شود تا آن را به عنوان مبلغ تمایل به پرداخت خود قبول یا رد نماید. اما در روش DBDC به پاسخ‌دهنده مبلغ اولیه‌ای پیشنهاد می‌شود که در صورت پذیرش این مبلغ، دو برابر آن را به‌عنوان مبلغ دوم پیشنهاد می‌کنند؛ در غیر این‌صورت، نصف مبلغ پیشنهاد اول به‌عنوان مبلغ پیشنهادی دوم ارائه می‌شود (DeShazo and Fermo, 1993).

مطالعات زیادی با استفاده از این دو روش انجام گرفته‌است، اما برخلاف مطالعات داخلی، در مطالعات خارجی بیشتر از روش انتخاب دوتایی یک‌بعدی استفاده شده است. در ایران نیز تعداد کمی مطالعه وجود دارد که از روش SBDC استفاده نموده‌اند (مولائی و همکاران، ۱۳۸۸ الف؛ فتاحی، ۱۳۸۹)، اما در بیشتر مطالعات روش DBDC مورد استفاده قرار گرفته است (امیرنژاد، ۱۳۸۴؛ امیرنژاد و همکاران، ۱۳۸۵؛ آهوقلندری و همکاران، ۱۳۸۷؛ پرون و اسماعیلی، ۱۳۸۷؛ مولائی، ۱۳۸۸؛ مولائی و همکاران، ۱۳۸۸ ب؛ مولائی و همکاران، ۱۳۸۹؛ امامی میبدی و قاضی، ۱۳۸۷؛ خداوردیزاده و همکاران، ۲۰۰۹؛ مولائی و همکاران، ۲۰۱۱). روش طراحی مبالغ پیشنهاد در همهٔ این مطالعات به این صورت بوده است که پس از انجام پیش‌آزمون، مبلغ میانهٔ[3] پیش‌آزمون به‌عنوان مبلغ پیشنهاد اول در نظر گرفته شده و چنانچه پذیرفته می‌شد، مبلغ پیشنهاد دوم که دو برابر آن بوده، پیشنهاد می‌شد؛ در غیر این‌صورت نصف مبلغ اول به‌عنوان پیشنهاد دوم مطرح می‌گردید. البته این طراحی کاملی از روش DBDC نمی‌تواند باشد زیرا که مبلغ پیشنهاد اول هیچ توزیع آماری ندارد (چون به همهٔ پاسخ‌دهندگان فقط یک مبلغ پیشنهاد می‌شود که برابر با میانه تمایل به پرداخت بیان شده در پیش‌آزمون می‌باشد). اما به‌دلیل مزایایی که روش SBDC دارد، این روش به DBDC ترجیح داده می‌شود.

1. Single Bounded DC
2. Double Bounded DC
3. Median

نتایج مطالعهٔ بویل و همکارانش (Boyle etal., 1988) حاکی از آن است که در DBDC، پاسخ‌دهندگان طبق باور و تجربیات خود، در پاسخ به مبلغ پیشنهادی دوم، بر پیشنهاد ارائه شده در سؤال اول تأکید دارند. پاسخ‌دهندگانی که آمادگی پاسخ مثبت به پیشنهاد اولیه را دارند، انتظار یک پیشنهاد بالاتر در سؤال دوم نیز خواهند داشت. آنها براین باورند که بایستی تعداد پیشنهادها در انتخاب دوگانه تک بعدی درنمونه‌های کوچک ۶ الی ۸ و برای نمونه‌های بزرگ ۶ الی ۱۰ باشد تا توانمندی آزمونهای آماری را حداکثر سازد. از نکات مهم پژوهش بویل این است که مقادیر مبالغ پیشنهاد شده حداقل باید بین ۱۵–۸۵ درصد توزیع مقادیر تمایل به پرداخت بیان شده در پیش‌آزمون را شامل شود.

وتن (Vatn, 2004) در پژوهش خود نشان داد که در مطالعات ارزشگذاری مشروط، پاسخها وابسته به ویژگیهای تکنیکی روشهای استخراج بوده و خطا از ساختار روش استخراج پیشنهاد شروع می‌شود. البته اگر ترجیحات کامل و پیوسته باشد، سطح پیشنهادها نمی‌تواند تخمین WTP را تحت تأثیر قرار دهد. با ملاحظه ساختار انتخاب دوگانه دوبعدی، مک‌فادن و لئونارد (McFadden and Leonard, 1993) معتقدند که توزیع تمایل به پرداخت وابستگی کاملی به ساختار روش استخراج دارد. وی در کار خود داشتن اریب نقطه شروع و ناسازگاری درونی و همچنین تأثیر مخرب اریب نقطه شروع روی پاسخ دوم را از معضلات اساسی روش انتخاب دوگانه دوبعدی بیان می‌کند.

کارسون و گروس (Carson and Groves, 2007) به این نتیجه رسیدند که در روش دوگانه‌دوبعدی همبستگی کاملی‌بین توزیع تمایل به پرداخت‌ناشی از پاسخها به مبلغ پیشنهاد اول و پیشنهاد دوم‌وجود دارد. البته‌این موضوع‌توسط کامرون‌و همکارانش(Cameron etal., 1994) آزمون شده بود. آنها به این نتیجه رسیده بودند که همبستگی وجود دارد اما کامل نیست. همچنین تخمین WTP براساس سؤال اول بزرگتر از براورد WTP براساس هر دو سؤال است. آنها یاد آورشدند که تعداد جوابهای منفی بیشتری به سؤال دوم نسبت به سؤال اول مورد انتظار می‌باشد. آنها در تأیید مباحث بالا به این نکته اشاره کردند که حتی ممکن است ترجیحات نیز تغییری نکرده باشد و میانه و میانگین WTP در سؤال دوم برای پاسخگویان ریسک‌گریز

افزایش می‌یابد. چنانچه پاسخگو به سؤال اول جواب" نه" بدهد و مبلغ پایین‌تر پیشنهاد شود، انتظار دارد مقادیر پایین‌تر نیز پیشنهاد گردد که منجر به عدم پذیرش پیشنهاد دوم نیز می‌شود. همین آثار برای پیشنهادهایی که در مرحله اول با جواب بله روبه‌رو هستند نیز وجود دارد. اگر پاسخگوها ریسک‌پذیر باشند، تمایل به‌پرداختشان را در پاسخ به سؤال دوم بالاتر نشان خواهند داد که این امر باعث می‌شود توزیع WTP براساس سؤال دوم باشد.

دشازو و فرمو (DeShazo and Fermo, 2002) معتقد است 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. از نظر بیتمن تعداد پیشنهادها در انتخاب دوگانه تک بعدی بستگی به توزیع پیش‌آزمونها داشته به‌طوری‌که از حداقل شش پیشنهاد (خیلی سخت‌گیرانه) و برای هر پیشنهاد ۵۰ پاسخگو تکمیل شود. مثلاً اگر توزیع پیش‌آزمون نرمال باشد، چهار پیشنهاد کلیه سطوح توزیع را پوشش می‌دهد. وی بر این باور است که شکل توزیع سطح پیشنهادها را تغییر می‌دهد، ولی بر تعداد آنها تاثیری ندارد.

نتیجه اینکه با توجه به خطاهای موجود در انتخاب روش دوگانه دو بعدی، استفاده از روش دوگانه تک بعدی جهت جلوگیری از موارد فوق در اولویت تحقیقاتی پژوهش‌گران قرار دارد. گفتنی‌است‌که دلایل فوق‌براساس‌پاسخ‌دهندهٔ عقلایی[1] و اقتصاد نئوکلاسیک‌ها مطرح می‌باشد (Poe, 1998; Yang et al., 2008 ; Loomis et al., 2000; Henglun etal., 1992).

در روش SBDC فقط با یک سؤال و پیشنهاد یک مبلغ از پاسخ‌دهندگان خواسته می‌شود که آن مبلغ را با بلی یا خیر گفتن به‌عنوان میزان تمایل به پرداخت خود تأیید یا رد نمایند. برای اینکه توزیعی از مبالغ پیشنهاد وجود داشته باشد، ضرورت دارد برای پاسخ‌دهندگان مختلف مبالغ متفاوتی پیشنهاد گردد. اما سؤال اساسی این است که این مبالغ چگونه تعیین می‌شوند. به‌عبارت دیگر، معیار مناسب برای تعیین مبالغ پیشنهاد چیست؟ پس از

1- Rational

تعیین مبالغ پیشنهاد، سؤال دیگر این است که تعداد نمونهٔ مناسب برای هر پیشنهاد چند تاست. به‌بیان ساده‌تر، از هر مبلغ پیشنهادی چند پرسشنامه بایستی تکمیل گردد. هدف این مطالعه پاسخ به این دو سؤال است که برای این‌منظور از سه روش استفاده شده و سرانجام این روشها با هم مقایسه شده‌اند.

روش تحقیق

۱. روش بویل و همکاران

بویل و همکارانش (۱۹۸۸) از داده‌های پیش‌آزمون- که مبلغ تمایل به پرداخت در آنها با استفاده از روش انتها- باز[1] تعیین شده است- برای تعیین توزیع تجربی مقادیر تمایل به پرداخت استفاده نمودند. به‌عبارت دیگر، آنها فرض کردند که توزیع تجربی مقادیر تمایل به پرداخت پاسخ‌دهندگان برابر همان توزیعی است که مقادیر تمایل به پرداخت در پیش‌آزمون دارند. روش آنها برای طراحی مبالغ پیشنهاد شامل مراحل زیر می‌باشد: الف) ابتدا براساس تعداد نمونه N، به‌تعداد N/2 اعداد تصادفی (Pi) با استفاده از توزیع یکنواخت[2] در بازهٔ صفر و یک ایجاد می‌شود ($P_1,P_2,P_3,\ldots,P_{N/2}$). ب) به تعداد N/2 دادهٔ اضافی با استفاده از رابطهٔ زیر تولید می‌گردد: ($1\text{-}P_1,1\text{-}P_2,1\text{-}P_3,\ldots,1\text{-}P_{N/2}$): $q_i=1\text{-}P_i$. این محاسبات منجر به تولید N/2 دادهٔ تصادفی و N/2 دادهٔ محاسبه شده می‌شود ($P_1,P_2,P_3,\ldots,P_{N/2},1\text{-}P_1,1\text{-}P_2,1\text{-}P_3,\ldots,1\text{-}P_{N/2}$). ج) مقادیر P_i و q_i که احتمالات می‌باشند، با استفاده از تابع توزیع تجمعی تجربی داده‌های پیش‌آزمون تبدیل به مقادیر پیشنهادها می‌شوند. با این توضیح که براساس توزیع احتمالاتی داده‌های پیش‌آزمون، معکوس تابع توزیع تجمعی مقادیر احتمالات (Pi) برابر با مبلغ پیشنهادی iام است. بنابراین، اگر تابع توزیع تجمعی داده‌ها F(.) باشد، مبلغ پیشنهاد iام برابر خواهد بود با: $b_i=F^{-1}(P_i)$. د) مقادیر پیشنهاد تعیین‌شده به تعداد نمونه‌ها نسبت داده می‌شود. به‌عبارت دیگر، به‌صورت تصادفی تعیین می‌شود که از هر پیشنهاد چند پرسشنامه بایستی تکمیل گردد.

1. Open-Ended
2. Uniform Distribution

۲. روش کوپر

کوپر (۱۹۹۳) با این فرض که تمایل به پرداخت افراد بزرگتر یا مساوی صفر است، برای براورد مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت - E(WTP) - از یک توزیع بریده شده[1] استفاده نمود. کوپر (۱۹۹۳) با استفاده از این فرض مقدار بهینهٔ مبلغ پیشنهاد (b_i^*) و تعداد بهینهٔ نمونه از هر مبلغ پیشنهادی (n_i^*) را تعیین نمود.

ابتدا کوپر سطح زیر منحنی توزیع چگالی احتمال (f(WTP)) را به فواصل مساوی تقسیم نمود و به هر یک از نقاط مرزی نواحی زیر منحنی توزیع چگالی احتمال یک مبلغ پیشنهادی نسبت داد. در نتیجه، تعداد مبالغ پیشنهادی (m) برابر با تعداد نواحی زیر منحنی منهای یک خواهد بود. مبالغ پیشنهاد نیز با استفاده از رابطهٔ زیر به‌دست خواهد آمد: $b_i=F^{-1}(P_i)$ که bi پیشنهاد iام و $F^{-1}(.)$ معکوس تابع تجمعی است و Pi با استفاده از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$P_i = \frac{i}{m+1} \qquad i = 1,2,3,...,m \qquad (۱)$$

پس از اینکه مقادیر مبالغ پیشنهادی با استفاده از مرحلهٔ قبل محاسبه شدند، برای پیدا کردن مقادیر بهینهٔ آنها بایستی میانگین مربعات خطا (MSE)[2] حداقل گردد.

$$MSE(\widetilde{WTP}) = (WTP - \widetilde{WTP})^2 + \mathrm{var}(\widetilde{WTP}) \qquad (۲)$$

Subject to:

$$\sum_{i=1}^{m} n_i = n \qquad (۳)$$

$$\widetilde{WTP} = \sum_{i=1}^{m} \Delta b_i q_i \qquad (۴)$$

$$\Delta b_i = (b_{i+1} - b_{i-1})/2, \quad i = 1,2,3,...,m-1 \qquad (۵)$$

$$\Delta b_1 = (b_2 - b_1)/2 \qquad (۶)$$

$$\Delta b_m = (b_m - b_{m-1})/2$$

1. Truncated Distribution
2. Mean Squared Error

$$\mathrm{var}(\widetilde{WTP}) = \sum_{i=1}^{m} (\Delta b_i)^2 q_i (1-q_i)/n_i \qquad (۷)$$

که $\widetilde{WTP}$ تمایل به پرداخت براورد شده، WTP تمایل به پرداخت واقعی، $MSE(\widetilde{WTP})$ میانگین حداقل مربعات تمایل به پرداخت براورد شده، $\mathrm{var}(\widetilde{WTP})$ واریانس تمایل به پرداخت براورد شده، $(WTP-\widetilde{WTP})$ میزان انحراف تمایل به پرداخت واقعی از تمایل به پرداخت براورد شده و $q_i = n(yes)/n_i$ نشاندهندهٔ تعداد پاسخهای مثبت به مبلغ پیشنهاد iام (b_i) است. در معادلهٔ ۴ مقدار q_i معلوم نیست زیرا $n_i(yes)$ معلوم نیست. کوپر (۱۹۹۳) به‌جای q_i، $1-F(b_i)$ (که برابر است با $1-P_i$) را قرار داد. حداقل کردن $MSE(\widetilde{WTP})$ در رابطهٔ ۲ نسبت به n_i با توجه به تعداد مشخص مبالغ پیشنهاد (m)، معادل حداقل کردن $\mathrm{var}(\widetilde{WTP})$ است چرا که $(WTP-\widetilde{WTP})$ تابعی از n_i نمی‌باشد. نتیجه این حداقل‌سازی، مقدار بهینهٔ n_i را به‌صورت رابطهٔ زیر به‌دست می‌دهد:

$$n_i^* = \frac{\Delta b_i [q_i(1-q_i)]^{1/2}}{\sum_{j=1}^{m} \Delta b_j [q_j(1-q_j)]^{1/2}} n \qquad i = 1,2,3,...,m \qquad (۸)$$

پس از به‌دست آوردن مقدار n_i^* از رابطهٔ ۸ و مقدار $\widetilde{WTP}$ از معادلهٔ ۴، این مقادیر در رابطهٔ ۲ جایگزین می‌شوند. مقدار WTP در رابطهٔ ۲ نشاندهندهٔ میانگین تمایل به پرداخت واقعی می‌باشد که مقدار آن معلوم نیست.کوپر (۱۹۹۳) از میانگین مقدار WTP که از پیش‌آزمون انتها- باز به‌دست آمد، به‌جای WTP استفاده نمود. پس از این جاگذاریها، معادلات ۲ تا ۸ به‌صورت تکراری برای مقادیر m از یک تا n محاسبه شدند تا مقدار بهینهٔ m (m^*)، که $MSE(\widetilde{WTP})$ را حداقل می‌کند، به‌دست آید. سپس مقدار m^* به‌دست آمده برای محاسبهٔ b_i^* مورد استفاده قرار گرفت.

۳. روش عبدالمنعم و همکاران

در روش عبدالمنعم و همکاران (۱۹۹۵) نیز از داده‌های پیش‌آزمون انتها- باز، که مقادیر میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر تمایل به پرداخت از آن به‌دست می‌آیند،

استفاده می‌شود. براساس نظریه چیبیشف[1] (Anderson etal., 2008) به‌ازای هر مقدار $k \geq 1$، حداقل $(1-\frac{1}{k^2})$ از مقادیر در هر مجموعه‌ای از داده‌ها در بازهٔ K انحراف از میانگین قرار دارند. به‌عبارت دیگر، اگر یک متغیر تصادفی با میانگین μ و واریانس δ^2 وجود داشته باشد، به‌ازای هر مقدار $k \geq 1$، حداقل $(1-\frac{1}{k^2})$درصد از داده‌ها در بازهٔ $(\mu + k\delta)$ و $(\mu - k\delta)$ قرارخواهند داشت. در نتیجه $(1-\frac{1}{k^2})$ نشاندهندهٔ سطح حداقل اطمینان مطلوب می‌باشد که این مقدار معمولاً ۹۵٪ می‌باشد. بنابراین اگر $(1-\frac{1}{k^2})$ برابر با ۹۵٪ در نظر گرفته شود، K برابر با ۴/۵ خواهدبود. نتیجه‌نهایی اینکه حداقل ۹۵٪ داده‌ها در بازهٔ $(\mu + 4.5\delta)$ و $(\mu - 4.5\delta)$ قرار می‌گیرند. این امر به این مفهوم است که $\Pr[U - L \geq 9\delta] \leq 0.05$ که U و L به‌ترتیب نشاندهندهٔ حداکثر و حداقل مقدار تمایل به‌پرداخت به‌دست آمده از پیش‌آزمون و Pr بیانگر احتمال می‌باشد. به‌عبارت دیگر، احتمال اینکه اختلاف حداکثر و حداقل مقدار تمایل به پرداخت بزرگتر یا مساوی ۹ برابر انحراف معیار باشد، کوچکتر یا مساوی ۵ درصد است. اگر این فاصله به m-1 ناحیهٔ مساوی تقسیم شود، به تعداد m مبلغ پیشنهادی وجود خواهد داشت. نقاط مرزی بین نواحی نشاندهندهٔ مقادیر پیشنهاد می‌باشند. بنابراین، فاصلهٔ بین دو مبلغ پیشنهاد در یک ناحیه برابر با C (مقدار ثابت) ضرب‌در انحراف معیار (δ) می‌باشد. اگر تعداد مبالغ پیشنهاد با m نشان داده شود، خواهیم داشت:

$$m-1 = \frac{U-L}{C*\delta} \approx \frac{9*\delta}{C*\delta} = \frac{9}{C} \qquad (۹)$$

مبلغ پیشنهاد jام (bj) با استفاده از رابطهٔ زیر حاصل می‌شود:

$$b_j = L + (j-1)*\delta*C$$
$$= L + (j-1)*(\frac{U-L}{m-1}) \qquad j = 1,2,3,...,((\frac{9}{C})+1) \qquad (۱۰)$$

بایستی توجه داشت که C می‌تواند تغییر کند که درنتیجه مبالغ پیشنهاد متفاوتی به‌دست خواهد داد. بنابراین، با استفاده از یک فرایند تکرار مقدار C را چنان می‌توان انتخاب نمود که مقدار $MSE(\widetilde{WTP})$ در روش کوپر (۱۹۹۳) حداقل گردد. مزیت این روش نسبت به دو

1. Tchebysheff's Theorem

روش قبلی این است که در اینجا نیاز به در نظر گرفتن هیچ توزیع آماری برای داده‌ها وجود ندارد. با در نظر گرفتن C=۱ تعداد مبالغ پیشنهاد با استفاده از رابطهٔ ۹ برابر با ۱۰ (m=۱۰) خواهد بود. از هر پیشنهاد به تعداد برابر و مساوی (n/m) پرسشنامه تکمیل می‌گردد. معمولاً در مطالعات، تعداد مبالغ پیشنهاد نزدیک ۱۰ پیشنهاد در نظر گرفته می‌شود (Loomis, 1988; Kristrom, 1990)

دراین مطالعه، از داده‌های پیش‌آزمون مربوط به براورد ارزش حفاظتی رودخانه هراز استفاده شده است. به این منظور پرسشنامه‌ای طراحی گردیده و با یک سؤال به‌صورت انتها-باز از پاسخ‌دهندگان (خانوارها) خواسته شد تا میزان تمایل به پرداخت سالانه خود را برای حفاظت از رودخانه هراز بیان نمایند به این ترتیب تعداد ۳۰ پرسشنامه در تابستان ۱۳۹۰ در شهرستان آمل تکمیل گردید. «تعداد دفعات و تعداد پرسشنامه‌های پیش‌آزمون بستگی به محدودیت‌زمان و محدودیت‌بودجهٔ محقق دارد. معمولاً محققان یک‌بار پیش‌آزمون انجام داده و در این یک بار بین ۳۰ تا ۱۰۰ پرسشنامه تکمیل می‌کنند» (Albeirini and Kahn, 2006). برای طراحی مبالغ پیشنهادی در روش کوپر از نرم‌افزار Gauss 10 و در روشهای دیگر از نرم‌افزار Excell استفاده شد.

نتایج و بحث

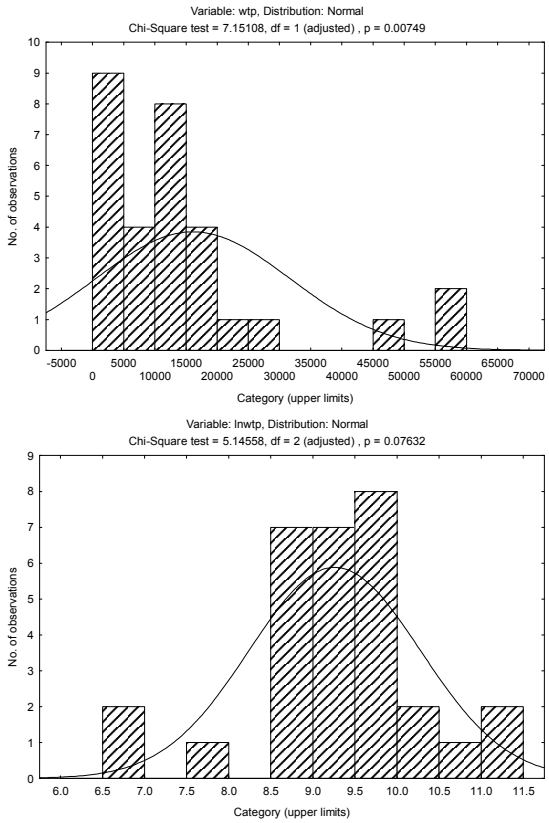
آماره‌های توصیفی متغیر تمایل به پرداخت بیان شده در جدول ۱ ارائه شده است. میانگین تمایل به پرداخت ۱۶۱هزار ریال، میانهٔ آن ۱۲ هزار ریال و حداقل و حداکثر آن به‌ترتیب ۱۰ و ۶۰۰ هزار ریال می‌باشد. از آنجا که میانگین مبلغ تمایل به پرداخت بزرگتر از میانهٔ آن است، داده‌ها به سمت راست کشیدگی دارند که ترسیم نموداری داده‌ها نیز مؤید این امر می‌باشد. همان‌طور که در شکل ۱ نیز مشاهده می‌شود، توزیع داده‌های تمایل به پرداخت به توزیع لوگ‌نرمال[1] نزدیکتر است تا توزیع نرمال.

1. Log Normal

جدول ۱. آماره‌های توصیفی تمایل به پرداخت (هزار ریال)

میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	ضریب تغییرات
۱۶۱	۱۲	۱۵۵/۵۵	۱۰	۶۰۰	۱/۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل ۱. نمودار بالا و پایین به‌ترتیب نشاندهندهٔ ترسیم منحنی توزیع نرمال برای متغیر تمایل به پرداخت و لگاریتم آن است.

در مورد روش بویل و همکاران و روش کوپر - که به منظور تعیین مبالغ پیشنهاد باید برای داده‌ها در نظر گرفته شود - دو توزیع نرمال و لوگ- نرمال (شکل ۱) برای نمونه‌های ۲۰۰ و ۵۰۰ نفری مورد استفاده قرار گرفته است. در ادامه ابتدا نتایج تعیین مبالغ پیشنهادی با استفاده از سه روش ارائه گردیده است.

۱. روش بویل و همکاران

در این روش با فرض تعداد مبالغ پیشنهادی برابر با ۹ پیشنهاد و حجم نمونهٔ ۲۰۰ و ۵۰۰، مبالغ پیشنهادی و تعداد نمونهٔ مورد نیاز از هر مبلغ پیشنهاد مشخص و در جدول ۲ گزارش شدند. در جدول ۲ مقدار مبلغ پیشنهاد اول برای توزیع نرمال منفی به‌دست آمد. دلیل این امر، همان‌طور که از شکل ۱ هم پیداست، این است که توزیع داده‌ها به‌طرف راست (مثبت) کشیدگی دارد. به‌عبارت دیگر، داده‌های کوچکتر در قسمت منفی منحنی توزیع قرار می‌گیرند. اما وقتی از توزیع لوگ‌نرمال استفاده می‌شود، همهٔ مبالغ پیشنهادی مثبت هستند. این امر نشان می‌دهد که لگاریتم داده‌ها به توزیع نرمال نزدیکتر است؛ که قبلاً هم اشاره شد. بنابراین، پیشنهاد می‌گردد که از مبالغ پیشنهاد به دست آمده از توزیع لوگ‌نرمال برای طراحی پرسشنامه اصلی استفاده شود.

جدول ۲. مبالغ پیشنهاد با استفاده از روش بویل و همکاران

توزیع	نرمال		لوگ نرمال	
تعداد نمونه	۲۰۰*	۵۰۰	۲۰۰	۵۰۰
مبالغ پیشنهاد (ریال)	-۲۰۰۰۰	-۴۰۰۰۰	۳۰۰۰۰	۳۰۰۰۰
	۵۰۰۰۰	۴۰۰۰۰	۵۰۰۰۰	۵۰۰۰۰
	۹۰۰۰۰	۹۰۰۰۰	۶۰۰۰۰	۷۰۰۰۰
	۱۲۰۰۰۰	۱۳۰۰۰۰	۸۰۰۰۰	۸۰۰۰۰
	۱۷۰۰۰۰	۱۶۰۰۰۰	۱۱۰۰۰۰	۱۰۰۰۰۰
	۲۲۰۰۰۰	۱۹۰۰۰۰	۱۵۰۰۰۰	۱۳۰۰۰۰
	۲۴۰۰۰۰	۲۳۰۰۰۰	۱۷۰۰۰۰	۱۷۰۰۰۰
	۲۸۰۰۰۰	۲۹۰۰۰۰	۲۲۰۰۰۰	۲۴۰۰۰۰
	۳۴۰۰۰۰	۳۶۰۰۰۰	۳۵۰۰۰۰	۳۸۰۰۰۰
تعداد پرسشنامه مورد نیاز از هر مبلغ پیشنهادی	۲۳	۵۶	۲۳	۵۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق * اعداد ۲۰۰ و ۵۰۰ در این سطر جدول نشان‌دهنده حجم نمونه‌ای است که مبالغ پیشنهادی براساس آنها تعیین می‌شود.

۲. روش کوپر

برای تعیین مبالغ پیشنهاد و تعداد نمونه از هر مبلغ پیشنهاد به‌صورت بهینه با استفاده از این روش، برنامه‌ای نوشته شد و در نرم‌افزارGAUSS اجرا گردید. ابتدا فرض شد که تعداد مبالغ پیشنهادی برابر با ۹ پیشنهاد باشد. با این فرض تعداد نمونهٔ بهینه از هر مبلغ پیشنهاد زمانی که تعداد کل نمونه‌ها ۲۰۰ و ۵۰۰ باشد، تعیین گردید (گفتنی است که در روش بویل و همکاران تعداد نمونه از هر پیشنهاد ممکن است بهینه نبوده و به‌صورت برابر برای تمامی مبالغ پیشنهاد تعیین شود). نتایج این براوردها در جدول ۳ ارائه شده است. نکته‌ای که در این مورد بسیار جالب توجه به‌نظر می‌رسد این است که زمانی که تعداد مبالغ پیشنهاد ۹ در نظر گرفته شد، استفاده از توزیع لوگ‌نرمال منجر به تعیین تعداد بهینهٔ آنها برابر با سه پیشنهاد گردید. در توضیح این مطلب باید گفت که چون توزیع داده‌های تمایل به پرداخت حاصل از پیش‌آزمون، بسیار نزدیک به توزیع لوگ‌نرمال است، تعداد مبالغ پیشنهاد کمتری می‌توانند بیانگر کل منحنی توزیع باشند، در حالی که در توزیع نرمال (که توزیع داده‌ها خیلی کم از آن تبعیت می‌کند) تعداد مبالغ پیشنهاد زیادی لازم است تا کل منحنی توزیع را در برگیرد. همچنین در جدول ۳ مشخص است که مبالغ پیشنهادی به تعداد نمونه (۲۰۰ یا ۵۰۰) حساسیتی نشان نداده است. به‌عبارت دیگر، مقدار مبالغ پیشنهاد در نمونه‌های ۲۰۰ و ۵۰۰ برای هر دو توزیع نرمال و لوگ‌نرمال برابر است[۱].

۱. زمانی که حجم نمونه به ۱۰۰۰ و ۲۰۰۰ افزایش یافت، تعداد مبالغ پیشنهاد با استفاده از توزیع نرمال به ۹۷ پیشنهاد افزایش پیدا کرد ولی تغییری در تعداد مبالغ پیشنهاد با استفاده از توزیع لوگ‌نرمال به‌وجود نیامد.

جدول ۳. مبالغ پیشنهاد با استفاده از روش کوپر[1]

نرمال				لوگ نرمال			
تعداد نمونه =۲۰۰		تعداد نمونه =۵۰۰		تعداد نمونه =۲۰۰		تعداد نمونه =۵۰۰	
مبالغ پیشنهاد	تعداد نمونه	مبالغ پیشنهاد	تعداد نمونه	مبالغ پیشنهاد	تعداد نمونه	مبالغ پیشنهاد	تعداد نمونه
۱۰۰۰۰	۵	۱۰۰۰۰	۱۲	۳۰۰۰۰	۳۴	۳۰۰۰۰	۸۶
۳۰۰۰۰	۱۸	۳۰۰۰۰	۴۶	۷۰۰۰۰	۱۱۴	۷۰۰۰۰	۲۸۴
۸۰۰۰۰	۲۷	۸۰۰۰۰	۶۸	۲۰۰۰۰۰	۵۲	۲۰۰۰۰۰	۱۳۰
۱۲۰۰۰	۲۶	۱۲۰۰۰۰	۶۴				
۱۶۰۰۰۰	۲۶	۱۶۰۰۰۰	۶۵				
۲۰۰۰۰۰	۲۶	۲۰۰۰۰۰	۶۴				
۲۴۰۰۰۰	۲۷	۲۴۰۰۰۰	۶۸				
۲۹۰۰۰۰	۳۲	۲۹۰۰۰۰	۷۹				
۳۶۰۰۰۰	۱۴	۳۶۰۰۰۰	۳۴				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مرحلهٔ بعد، هم تعداد مبلغ پیشنهاد و هم تعداد نمونهٔ مورد نیاز از هر مبلغ به‌صورت بهینه تعیین گردید که نتایج آن در جدول ۴ گزارش شده است. همان‌طور که از این جدول پیداست، زمانی که از توزیع نرمال استفاده می‌شود، با افزایش تعداد نمونه، تعداد مبالغ پیشنهادی هم افزایش می‌یابد به‌طوری‌که تعداد مبلغ پیشنهاد برای نمونهٔ ۲۰۰ برابر با ۲۹ مبلغ و برای نمونه ۵۰۰ برابر با ۴۵ پیشنهاد می‌باشد؛ اما در توزیع لوگ‌نرمال برای هر دو نمونه تعداد مبالغ پیشنهاد برابر با ۴ و مقدار مبالغ پیشنهاد نیز یکسان می‌باشند که دلیل آن قبلاً بیان شد.

۱. در مدل، تعداد مبالغ پیشنهادی حداکثر به ۹ مبلغ محدود شده ولی تعداد نمونه از هر پیشنهاد به‌صورت بهینه تعیین شده است.

جدول ۴. مبالغ پیشنهاد با استفاده از روش کوپر[۱]

نرمال				لوگ‌نرمال			
تعداد کل نمونه= ۲۰۰ ۵۰۰		تعداد کل نمونه= ۵۰۰		تعداد کل نمونه= ۲۰۰ ۵۰۰		تعداد کل نمونه= ۵۰۰ ۵۰۰	
مبالغ پیشنهاد	تعداد نمونه	مبالغ پیشنهاد	تعداد نمونه	مبالغ پیشنهاد	تعداد نمونه	مبالغ پیشنهاد	تعداد نمونه
۱۰۰۰۰	۲	۱۰۰۰۰	۵	۱۰۰۰۰	۱۰	۱۰۰۰۰	۲۴
۲۰۰۰۰	۴	۲۰۰۰۰	۱۰	۳۰۰۰۰	۵۶	۳۰۰۰۰	۱۳۸
۳۰۰۰۰	۷	۳۰۰۰۰	۱۰	۷۰۰۰۰	۹۲	۷۰۰۰۰	۲۳۲
۵۰۰۰۰	۷	۴۰۰۰۰	۱۲	۲۰۰۰۰۰	۴۲	۲۰۰۰۰۰	۱۰۶
۶۰۰۰۰	۷	۵۰۰۰۰	۱۲				
۸۰۰۰۰	۸	۶۰۰۰۰	۱۲				
۹۰۰۰۰	۵	۷۰۰۰۰	۱۲				
۱۰۰۰۰۰	۵	۸۰۰۰۰	۱۲				
۱۱۰۰۰۰	۸	۹۰۰۰۰	۱۲				
۱۳۰۰۰۰	۸	۱۰۰۰۰۰	۱۲				
۱۴۰۰۰۰	۶	۱۱۰۰۰۰	۱۴				
۱۵۰۰۰۰	۶	۱۲۰۰۰۰	۱۴				
۱۶۰۰۰۰	۶	۱۳۰۰۰۰	۱۴				
۱۷۰۰۰۰	۶	۱۴۰۰۰۰	۱۴				
۱۸۰۰۰۰	۸	۱۵۰۰۰۰	۱۴				
۲۰۰۰۰۰	۸	۱۶۰۰۰۰	۱۴				
۲۱۰۰۰۰	۵	۱۷۰۰۰۰	۱۴				
۲۲۰۰۰۰	۵	۱۸۰۰۰۰	۱۴				

۱. در مدل، تعداد مبالغ پیشنهادی و تعداد نمونهٔ بهینه برای هرکدام از مبالغ پیشنهادی تعیین شده است.

ادامه جدول ۴

۲۳۰۰۰۰	۸	۱۹۰۰۰۰	۱۴				
۲۵۰۰۰۰	۸	۲۰۰۰۰۰	۱۴				
۲۶۰۰۰۰	۵	۲۱۰۰۰۰	۱۴				
۲۷۰۰۰۰	۷	۲۲۰۰۰۰	۱۲				
۲۹۰۰۰۰	۹	۲۳۰۰۰۰	۱۲				
۳۱۰۰۰۰	۶	۲۴۰۰۰۰	۱۲				
۳۲۰۰۰۰	۸	۲۵۰۰۰۰	۱۲				
۳۵۰۰۰۰	۹	۲۶۰۰۰۰	۱۲				
۳۷۰۰۰۰	۸	۲۷۰۰۰۰	۱۲				
۴۰۰۰۰۰	۱۲	۲۸۰۰۰۰	۱۲				
۴۶۰۰۰۰	۶	۲۹۰۰۰۰	۱۰				
		۳۰۰۰۰۰	۱۰				
		۳۱۰۰۰۰	۱۰				
		۳۲۰۰۰۰	۱۰				
		۳۳۰۰۰۰	۱۰				
		۳۴۰۰۰۰	۹				
		۳۵۰۰۰۰	۹				
		۳۶۰۰۰۰	۸				
		۳۷۰۰۰۰	۸				
		۳۸۰۰۰۰	۱۱				
		۴۰۰۰۰۰	۱۰				
		۴۱۰۰۰۰	۶				
		۴۲۰۰۰۰	۹				
		۴۴۰۰۰۰	۱۰				
		۴۶۰۰۰۰	۹				
		۴۸۰۰۰۰	۱۳				
		۵۳۰۰۰۰	۶				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۳. روش عبدالمنعم و همکاران

در این روش نیز مثل روشهای قبلی، ابتدا فرض شد که تعداد مبالغ پیشنهاد برابر ۹ باشد. براین اساس با استفاده از رابطهٔ ۹، مقدار C برابر با ۱/۱۲۵ به‌دست می‌آید. سپس با استفاده از رابطهٔ ۱۰، مقادیر مبالغ پیشنهاد محاسبه گردید. با معلوم بودن مقدار C در رابطهٔ ۱۰، مقادیر مجهول باقیمانده L و δ خواهند بود که مقدار آنها نیز از داده‌های پیش‌آزمون محاسبه و مشخص شدند (L=۱۰۰۰۰ و δ =۱۵۵۴۹/۰۸). با نهادن این مقادیر در رابطهٔ ۱۰، مبالغ پیشنهاد (b_j) به‌دست آمدند که در جدول ۵ گزارش شده‌اند. در ستون اول این جدول، مقدار مبالغ پیشنهادی و در ستون دوم و سوم، با این فرض که تعداد کل نمونه برابر با ۲۰۰ و ۵۰۰ نفر است، تعداد پرسشنامه‌ای که باید از هر مبلغ پیشنهادی تکمیل گردد، محاسبه شده است. همان‌طور که قبلاً نیز ذکر گردید، در این روش به تعداد برابر از مبالغ پیشنهادی و به‌صورت تصادفی، پرسشنامه تکمیل می‌گردد.

جدول ۵. تعیین مبالغ پیشنهاد با استفاده از روش عبدالمنعم و همکاران

مبلغ پیشنهاد	تعداد نمونه (۲۰۰ نفر)	تعداد نمونه (۵۰۰ نفر)
۱۰۰۰۰	۲۲	۵۶
۱۸۰۰۰۰	۲۲	۵۶
۳۶۰۰۰۰	۲۲	۵۶
۵۳۰۰۰۰	۲۲	۵۶
۷۱۰۰۰۰	۲۲	۵۶
۸۸۰۰۰۰	۲۲	۵۶
۱۰۶۰۰۰۰	۲۲	۵۶
۱۲۳۰۰۰۰	۲۲	۵۶
۱۴۱۰۰۰۰	۲۲	۵۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در این مقاله سه روش برای تعیین مقادیر مبالغ پیشنهاد در روش ارزشگذاری مشروط با انتخاب دوتایی یک‌بعدی (روش بویل و همکاران، روش کوپر و روش عبدالمنعم و همکاران) با هم مقایسه شدند. مقایسهٔ نتایج سه روش نشان می‌دهد که روش بویل و همکاران و روش کوپر نتایجی تقریباً مشابه به‌دست می‌دهند، اما نتایج روش عبدالمنعم و همکاران بسیار متفاوت از این دو روش است. در هر سه روش حداقل مبلغ پیشنهادی ۱۰۰۰۰ ریال تعیین شد، ولی حداکثر مبلغ پیشنهادی در روشهای بویل و کوپر به‌ترتیب برابر است با ۵۳۰۰۰۰ و ۳۶۰۰۰۰ ریال. این مبالغ در محدوده حداقل و حداکثر مبلغ بیان شده در پیش‌آزمون قرار می‌گیرد، اما حداکثر مبلغ پیشنهادی به‌دست آمده از روش عبدالمنعم ۱۴۱۰۰۰۰ ریال به‌دست آمد که خیلی خارج از محدودهٔ مبالغ بیان شده در پیش‌آزمون است. به‌همین دلیل، استفاده از دو روش بویل و کوپر بر این روش ارجحیت دارد.

توصیه می‌شود محققان و استفاده‌کنندگان از روش ارزشگذاری مشروط از روشهای بویل و همکاران (۱۹۸۸) و روش کوپر به‌منظور تعیین مبالغ پیشنهادی استفاده نمایند تا مقدار تمایل به پرداخت براورد شده از مطالعات، کمترین انحراف را از تمایل به پرداخت واقعی داشته باشد.

منابع

۱. امامی میبدی، ع. و قاضی، م. ۱۳۸۷. براورد 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. امیرنژاد، ح. ۱۳۸۴. تعیین ارزش کل اقتصادی جنگل‌های شمال ایران با تأکید بر ارزشگذاری زیست‌محیطی-اکولوژیکی و ارزشهای حفاظتی. رسالهٔ دکتری گروه اقتصاد کشاورزی. دانشکدهٔ کشاورزی. دانشگاه تربیت مدرس.

۴. 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.

۵. پرون، ص. و اسماعیلی، ع. ۱۳۸۷. براورد ارزش تفریحی جنگل حرا در استان هرمزگان. *مجله اقتصاد و کشاورزی*، جلد ۲، شماره ۳.

۶. فتاحی، ا. ۱۳۸۹. ارزشگذاری اقتصادی آب‌های زیرزمینی دشت یزد-اردکان. پایان نامه دکتری. دانشکده کشاورزی. پردیس کشاورزی و منابع طبیعی. دانشگاه تهران.

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

۸. مولائی، م.، قهرمان‌زاده، م. و مهدیزاده، ی. ۱۳۸۸ الف. براورد ارزش تفریحی کاخ سردار ماکو و تعیین عوامل موثر بر تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، شماره ۲ (پیاپی ۸): ص ۱۷۳-۱۹۳.

۹. مولائی، م.، یزدانی، س.، شرزه‌ای، غ. و کاپاروس،۱. ۱۳۸۸. براورد ارزش حفاظتی اکوسیستم جنگلی ارسباران با استفاده از روش ارزشگذاری مشروط. *اقتصاد و کشاورزی*، ۳ (۲): ۳۷-۶۴.

۱۰. مولائی، م.، شرزه‌ای، غ. و یزدانی، س. ۱۳۸۹. تأثیر روشهای استخراج اطلاعات از پرسشنامه بر مقدار تمایل به پرداخت در ارزشگذاری مشروط (مطالعه موردی: اکوسیستم جنگلی ارسباران). *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۰: ۱۵۹-۱۸۱.

11. Abdelmoneim, H. E. and Jeffrey, J.L. 1995. Comparing three approaches that generate bids for the referendum contingent valuation method. *Journal of Environmental Economics and Management*, 29(1): 92-104.

12. Albeirini, A. and Kahn, J.R. 2006. Handbook on Contingent valuation Edward Elgar Publishing. Inc. Massachusetts, USA.

13. Anderson, D.R., Sweeney, D.J. and Williams, T. A. 2008. Statistics for business and economics. Tenth Edition. Thomson Publication. United States of America.

14. Boyle, K.J., Welsh, M.P. and Bishop, R.C. 1988. Validation of empirical measures of welfare change: comment. *Land Economics*, 64(1): 94-98.

15. Carson, R.T., Hanemann, W.M., Kopp, R.J., 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. Report to National Oceanic and Atmospheric Administration.

16. Carson, R. and Groves, T. 2007. Incentive and informational properties of preference questions. *Environmental and Resource Economics*, 37(1): 181-210.

17. Cooper, J.C. 1993. Optimalbid selection for dichotomous choice contingent valuation surveys. *Journal of Environmental Economics and Management*, 24: 25-40.

18. Henglun, S., Bergstrom, J.C. and Dorfman, J.H. 1922. Estimating the benefits of groundwater contamination control. *Southern Journal of Agricultural Economics,* Dec. PP:63-71.

19. 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.

20. 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-stage and contingent valuation methods. *World Applied Science Journal*, 6(6): 808-817.

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

22. Loomis, J., Kent, P., Strange, L., Fausch, K. and Covich, A. 2000. Measuring the total economic value of restoring ecosystem services in an impaired river basin: results from a contingent valuation survey. *Ecological Economics*, 33: 103-117.

23. Loomis, J., Yorizane, S. and Larson, D. 2000. Testing significance of multi-destination and multi-purpose trip effects in a travel cost method demand model for whale watching trips. *Agricultural and Resource Economics*, 29: 183–91.

24. Loomis, J.B. 1988. An introduction to contingent valuation using dichotomous choice models. *Journal of Leisure Research*, 20(1).

25. McFadden, D., 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).

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

27. Molaei, M., Sharzehi, Gh., Yazdani, S., 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.

28. Poe, L.G. 1998. valuation of groundwater quality using a contingent valuation-damage function approach. *Water Resources Research*, 34(12): 3627-3633.

29. Vatn, A. 2004. Environmental Valuation and Rationality. *Land Economics,* 80(1): 1-18.

30. Yang, W., Bin, X., Changhui, P. and Ying, G. 2008. Ecosystem service value assessment for constructed wetlands: A case study in Hang Zhou. China. *Ecological Econmoics*, 68:116-125.