

Comparison of the Statistical Efficiency of Single Bounded and Double Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation

Morteza Molaei

Associated Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Urmia University, Urmia, Iran

(Received: Feb. 1, 2021- Accepted: Jun. 27, 2021)

ABSTRACT

Contingent valuation is one of the standard methods is utilized to estimate the value of non-market goods and services. Recently, this method is used in Iran frequently. Much more studies were designed using DBDC but analyzing their data was done using logit model that is suitable for analyzing SBDC data. Also, there are some studies designed by SBDC and analyzed using logit model. The main purpose of using DBDC is to increase statistical efficiency of the estimates, but efficiency does not increase when logit model is used for its data analysis. The main goal of this paper is to analyze SBDC data using logit model and DBDC data using seemingly unrelated bivariate probit regression (SURBP) and compare statistical efficiency of these estimates. The results showed that the variance of the coefficients of all variables in the SURBP model is less than the logit model. Also, the amount of willingness to pay in SBDC and DBDC methods was estimated 6524 and 6437 Rials, respectively; and the estimated confidence interval of the willingness to pay in the DBDC method is less than the SBDC. It is suggested that if the DBDC elicitation method is used to estimate the willingness to pay, the data be analyzed using the SURBP model.

Keywords: Contingent Valuation, DBDC, SBDC, Seemingly Unrelated Bivariate Probit Regression, Statistical Efficiency.

Extended Abstract

Introduction

Contingent valuation method is the most widely used method for assessing consumer preferences for marketed and non-marketed goods and services. The value obtained from CV survey is of interest for policy-making decisions; so, the value of goods and policy impacts should be estimated unbiasedly. To this end, the single-bounded dichotomous choice (SBDC) and the double-bounded dichotomous choice (DBDC) elicitation methods have been prominently used in the past years. The SBDC method provides less information about each respondent's willingness-to-pay (WTP), resulting in less efficiently estimated WTP measures. To obtain more information about respondents' WTP, the DBDC approach developed, which consists of asking another yes/no question, where a higher or a lower bid amount is offered depending on the response to the first offered bid. Some studies were designed using DBDC but analyzing their data was done using logit model that is suitable for analyzing SBDC data. Also, there are some studies designed by SBDC and analyzed its data using logit model. The main purpose of using DBDC is to increase statistical efficiency of the estimates, but efficiency does not increase when logit model is used for data analysis. The main goal of this paper is to analyze SBDC data using logit model and DBDC data using SURBP regression and compare statistical efficiency of these estimates.

Materials and Methods

In the SBDC method, the respondent is asked if he/she would like to protect a natural source by paying B Rials (B is offered bid amount). The answer to this question (yes/no) is obtained from a process of maximizing utility by the respondent. The double-bounded dichotomous choice (DBDC)

method is a simple extension of the single-bound dichotomous choice (SBDC) method. In a SBDC, respondents are asked to state (“yes” or “no”) if they would be willing to pay a single bid amount for a good or service. In contrast to the SBDC model, the DBDC model requires each respondent to answer “yes” or “no” to two sequential bids. If a respondent answered “yes” to the initial offered bid, a corresponding higher bid value was offered, while respondents who answered “no” to the initial question were asked a corresponding lower bid value. Thus, each respondent falls into one of four categories, yes/yes (YY), yes/no (YN), no/yes (NY), or no/no (NN). It is expected that by adding a more bid amount to the SBDC method, the efficiency of estimates of willingness to pay will increase. The comparison of SBDC and DBDC results was compared in two ways: in the first case, the efficiency of SBDC and DBDC models was compared. It is probable that: a) two models have the same amount of efficiency; b) the efficiency of DBDC or SBDC is higher than SBDC or DBDC; and c) The efficiency of some SBDC parameters is higher than the DBDC parameters and the efficiency of some other DBDC parameters is higher than SBDC. In the second case, the expected amount of willingness to pay and their confidence interval was estimated and compared.

Results and suggestion

To achieve the research objectives, using data from 177 questionnaires collected to estimate the willingness to pay for the protection of *Lilium ledebourii* flower, DBDC data were analyzed using seemingly unrelated bivariate probit regression (SURBP) and SBDC data using logit model. The correlation coefficient between the error terms of the SURBP regression is equal to 0.7827, which statistically is different from zero; then SURBP regression is suitable than the logit model to analyze the DBDC data. The results indicate that the number of statistically significant coefficients of the variables in the SURBP are more than that of the logit model; and the comparison of the variance-covariance matrix of the SURBP and logit models shows that the SURBP is more efficient than the logit model. Comparing the estimated willingness to pay using two models also indicates that there is not much difference in the amount of estimated willingness to pay; but the estimated confidence interval for the DBDC model is smaller than that for the SBDC model. In general, it can be said that the results of DBDC data (analyzed using SURBP) are more efficient than SBDC in terms of both the efficiency of the estimated model and the efficiency of estimated willingness to pay. It is highly suggested that if DBDC elicitation method is used to estimate the willingness to pay, its data will be analyzed using SURBP and logit model will not be used for analysis. This increases the efficiency of estimated models and also the efficiency of estimated willingness to pay values.

مقایسه‌ی کارایی آماری روش استخراج دوگانه‌ی یک بعدی با دوگانه‌ی دوبعدی در ارزش‌گذاری مشروط

مرتضی مولائی

دانشیار اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

(تاریخ دریافت: ۹۹/۱۱/۱۳ - تاریخ تصویب: ۱۴۰۰/۴/۶)

چکیده

ارزش‌گذاری مشروط یکی از روش‌های استاندارد است که برای برآورد ارزش کالاها و خدمات غیربازاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. در کشور ما نیز این روش در طی چند سال اخیر خیلی زیاد به کار گرفته شده است. مطالعات بسیار زیادی با روش استخراج DBDC طراحی شده ولی تحلیل داده‌های آنها با استفاده از مدل لوجیت که برای تحلیل داده‌های روش استخراج SBDC مناسب است، انجام شده است. تعداد کمی از مطالعات هم وجود دارند که به صورت SBDC طراحی و تحلیل داده‌های آنها با استفاده از مدل لوجیت صورت گرفته است. هدف از استفاده از روش DBDC بالابردن کارایی برآوردها است، ولی وقتی تحلیل داده‌ها با استفاده از لوجیت انجام می‌شود، کارایی افزایش نمی‌یابد. بنابراین، در این مطالعه داده‌های SBDC با استفاده از مدل لوجیت و داده‌های DBDC با استفاده از مدل‌های به ظاهر نامرتب پروبیت تحلیل شده و کارایی آماری برآوردها مقایسه شد. نتایج نشان داد که واریانس ضرایب تمامی متغیرها در مدل پروبیت به ظاهر نامرتب کمتر از مدل لوجیت است. همچنین، مبلغ تمایل به پرداخت در روش SBDC و DBDC به ترتیب ۶۵۲۴ و ۶۴۳۷ ریال برآورد گردید؛ و فاصله اطمینان تمایل به پرداخت برآورد شده در روش DBDC کمتر از SBDC است. پیشنهاد می‌شود، چنانچه از روش استخراج DBDC برای برآورد تمایل به پرداخت استفاده می‌شود، تحلیل داده‌ها با استفاده از مدل پروبیت به ظاهر نامرتب انجام شود.

واژه‌های کلیدی: ارزش‌گذاری مشروط، کارایی آماری، مدل‌های به ظاهر نامرتب پروبیت، DBDC، SBDC.

مقدمه

یکی از ابزارهای استاندارد و انعطاف‌پذیر برای اندازه‌گیری ارزش‌های استفاده‌ای و غیر استفاده‌ای منابع زیست‌محیطی، روش ارزش‌گذاری مشروط است. در روش ارزش‌گذاری مشروط تمایل به پرداخت افراد برای حفظ و یا تغییری مثبت در وضع موجود یا تمایل به دریافت آنها برای جبران از دست دادن یک منفعت زیست‌محیطی مورد بررسی قرار می‌گیرد. از بین

روش‌های مختلف استخراج در ارزش‌گذاری مشروط، روش انتخاب دوتایی (DC) 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 کنند. دو نوع از روش انتخاب دوتایی وجود دارد: انتخاب دوتایی یک‌بعدی^۱

1. Dichotomous Choice
2. Single Bounded Dichotomous Choice

(Eskandari Damaneh et al. (2019) در برآورد تمایل به پرداخت جهت بهبود کیفیت هوا در اهواز، & Nikoukar (2020) Fazeli Haghpanah در تعیین میزان تمایل به پرداخت شهروندان مشهد برای دمنوش‌های گیاهی اشاره کرد. برخی مطالعات هم به مقایسه روش‌های استخراج اطلاعات در ارزش‌گذاری مشروط پرداخته‌اند. باقری و همکاران (۱۳۹۳) به مقایسه رویکردهای دوگانه یک‌بعدی، دو‌بعدی و یک‌و نیم‌بعدی و امیرنژاد و امیرتیموری (۱۳۹۶) به مقایسه دوگانه دو‌بعدی و دوگانه یک‌و نیم‌بعدی پرداخته‌اند. تحلیل داده‌ها در همه‌ی این مطالعات با استفاده از الگوی لوجیت انجام شده است. در حالی‌که در روش دوگانه دو‌بعدی و دوگانه یک‌و نیم‌بعدی دو متغیر وابسته و در دوگانه یک‌بعدی یک متغیر وابسته وجود دارد و تحلیل آن‌ها لازم است با استفاده از مدل‌های رگرسیونی متفاوتی انجام گیرد تا کارایی آماری مطلوب حاصل شود.

هدف از این مقاله تحلیل داده‌های روش SBDC با استفاده از مدل لوجیت و تحلیل داده‌های روش DBDC با استفاده از مدل‌های پروبیت به‌ظاهر نامرتب (SURBP) و مقایسه‌ی کارایی آماری این روش‌ها است. روش SBDC توسط Bishop & Heberlein (1979) و روش DBDC توسط Hanemann (1985) معرفی شدند. برای رسیدن به اهداف تحقیق، پس از برآورد مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت، کارایی برآوردها مورد مقایسه قرار گرفت.

مواد و روش‌ها

برای رسیدن به اهداف تحقیق، ضرورت دارد روش‌های استخراج SBDC و DBDC معرفی و روش‌های برآورد داده‌های به‌دست آمده با استفاده از این دو روش تشریح شود.

تحلیل داده‌های SBDC

در روش SBDC از پاسخ‌دهنده سوال می‌شود که آیا مایلید مبلغ B ریال را برای حفاظت از یک منبع طبیعی بپردازید. احتمال پاسخ خیر یا بلی به این سوال را

(SBDC) و انتخاب دوتایی دوتایی^۱ (DBDC). در روش SBDC به هر پاسخ‌دهنده فقط یک مبلغ پیشنهاد شده 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، 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 & Fermo, 2002).

مطالعات زیادی در خارج از کشور با استفاده از این دو روش انجام گرفته‌است (Cameron & James, 1987; Cameron & Quiggin, 1994; Alberini, 1995; Moore et al., 2011; Martinez-Espineira & Lyssenko, 2012, Cheong Seng (2016); Knapp et al. (2018), Walsh et al. (2019); Makwinja et al. (2019)). در ایران نیز مطالعات مختلفی از روش SBDC استفاده کرده‌اند که می‌توان به مطالعه Molaei et al. (2009) در برآورد ارزش تفریحی کاخ سردار ماکو، Fattahi et al. (2011) در ارزش‌گذاری تفریحی آب‌های زیرزمینی دشت یزد-اردکان و Fazlollahi & Fattahi (2016) در زمینه بررسی تاثیر نرخ سود بانکی در تمایل به پرداخت افراد برای حفاظت از دریای خزر نام برد. اما در بیشتر مطالعات روش DBDC مورد استفاده قرار گرفته است. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعات Amirnejad et al. (2006) در تعیین ارزش‌های حفاظتی و تفریحی پارک جنگلی سی‌سنگان نوشهر با استفاده از تمایل به پرداخت افراد، Paroon & Esmaili (2006) برآورد ارزش تفریحی جنگل حرا در استان هرمزگان، Emami Meibodi & Ghazi (2008) برآورد ارزش تفریحی پارک ساعی در تهران، Khodaverdizadeh et al. (2009) در برآورد ارزش تفریحی کلیسای سنت استپانوس، Molaei et al. (2010) برآورد ارزش حفاظتی برای اکوسیستم جنگلی ارسباران، Abedi & Riahi (2016) در برآورد تمایل به پرداخت بهای تفریحی و حفاظتی باغ گل‌های کرج، & Pishbahar (2018) Rahimi برآورد و شبیه‌سازی تمایل به پرداخت برای آب کشاورزی سیمینه‌رود در دشت بوکان،

اگر پاسخ‌دهنده به پیشنهاد ارائه شده جواب بلی بدهد $d_i^y = 1$ و $d_i^n = 0$ و در غیراین صورت $d_i^n = 1$ و $d_i^y = 0$ است. مشتق تابع درست‌نمایی فوق نسبت به θ مقادیر پارامترها را به دست می‌دهد:

$$\frac{\partial L^s(\hat{\theta}^s)}{\partial \theta} = 0 \quad (۷)$$

این یک تخمین زن سازگار بوده (یعنی در نمونه‌های کوچک برآوردها دارای اریب خواهد بود) و به‌طور مجانبی کارا است (Greene, 2002). بنابراین، ماتریس واریانس-کوواریانس بردار ضرایب برآورد شده $\hat{\theta}^s$ به صورت زیر خواهد بود:

$$V^s(\hat{\theta}^s) = [-E \frac{\partial^2 \ln L(\theta^s)}{\partial \theta \partial \theta}] \quad (۸)$$

تحلیل داده‌های DBDC

در روش استخراج DBDC دو سوال برای اخذ تمایل به پرداخت پرسیده می‌شود که جواب پاسخ‌دهنده به هر دوی آنها بلی یا خیر است و متغیرهایی نظیر خصوصیات اقتصادی-اجتماعی فرد پاسخ‌دهنده این پاسخ را تحت تاثیر قرار می‌دهد. بنابراین، با دو الگوی اقتصادسنجی که متغیر وابسته‌ی آنها صفر یا یک بوده و هر دوی این الگوها متغیرهای مستقل یکسانی (خصوصیات اقتصادی-اجتماعی فرد) دارند و در نتیجه اجزای اخلاص آنها ممکن است با هم همبستگی داشته باشند. در این شرایط، چنین الگوهایی باید با استفاده از مدل‌های به ظاهر نامرتب پروبیت برآورد شود (Greene, 2002). تصریح این الگوها به شکل زیر است:

$$y_1 = x_1' \beta_1 + \varepsilon_1, \quad y_1 = 1 \text{ if yes and } 0 \text{ otherwise} \quad (۹)$$

$$y_2 = x_2' \beta_2 + \varepsilon_2, \quad (۱۰)$$

$$y_2 = 1 \text{ if yes and } 0 \text{ otherwise}$$

$$E[\varepsilon_1 | x_1, x_2] = E[\varepsilon_2 | x_1, x_2] = 0 \quad (۱۱)$$

$$Cov[\varepsilon_1, \varepsilon_2 | x_1, x_2] = \rho \quad (۱۲)$$

در روابط (۹) و (۱۰)، y_1 و y_2 به ترتیب متغیر وابسته‌ی مدل اول و دوم هستند، که اگر پاسخ‌دهنده مبلغ پیشنهادی اول را بپذیرد، $y_1=1$ و در غیراین صورت $y_1=0$ می‌گیرد. همچنین اگر پاسخ‌دهنده مبلغ پیشنهادی دوم را بپذیرد، $y_2=1$ و در غیر این صورت $y_2=0$ خواهد بود. x_1 و x_2 متغیرهای مستقل این مدل‌ها هستند که شامل خصوصیات اقتصادی-اجتماعی، گرایش‌های زیست‌محیطی و متغیرهای مبالغ پیشنهادی

می‌توان با استفاده از روابط (۱) و (۲) محاسبه کرد (Hanemann et al., 1991):

$$\pi^n(B) = G(B; \theta) \quad (۱)$$

$$\pi^y(B) = 1 - G(B; \theta) \quad (۲)$$

که $G(B; \theta)$ تابع توزیع آماری با بردار پارامترهای θ است. چون حداکثر کردن مطلوبیت دلالت بر این دارد که:

$$\Pr\{No \text{ to } B\} \Leftrightarrow \Pr\{B > \max WTP\} \quad (۳)$$

$$\Pr\{Yes \text{ to } B\} \Leftrightarrow \Pr\{B \leq \max WTP\} \quad (۴)$$

تابع $G(B; \theta)$ می‌تواند به این شکل تفسیر شود که جواب بلی یا خیر به مبلغ پیشنهاد شده از یک فرآیند حداکثر کردن مطلوبیت توسط پاسخ‌دهنده به دست آمده است؛ که در آن صورت $G(B; \theta)$ تابع چگالی احتمال تجمعی (cdf) حداکثر تمایل به پرداخت را نشان خواهد داد (Hanemann et al., 1991). Hanemann et al. (1991) شکل تابعی خطی-لجستیک را برای $G(B; \theta)$ در نظر گرفتند:

$$G(B) = [1 + \exp(a - b(B))]^{-1} \quad (۵)$$

که در آن $\theta \equiv (a, b)$ است. برای برآورد این شکل تابعی از الگوی لوجیت استفاده می‌شود. البته اگر $G(B; \theta)$ از توزیع نرمال تبعیت کند، برای برآورد آن از الگوی پروبیت استفاده خواهد شد. از آنجایی که در صورت بزرگ بودن نمونه توزیع لجستیک به سمت توزیع نرمال تمایل پیدا می‌کند، اینکه کدام یک از الگوهای لوجیت یا پروبیت برای برآورد انتخاب شود، تفاوتی در برآورد آنها نخواهد داشت و برای برآورد از روش حداکثر درست‌نمایی^۲ استفاده می‌شود. چنانچه N پاسخ‌دهنده وجود داشته باشد و مبلغ B_i^s به فرد i ام پیشنهاد شود، تابع لگاریتم درست‌نمایی برای پاسخ‌های بلی یا خیر را می‌توان به شکل زیر نوشت (Hanemann et al., 1991):

$$\ln L^s(\theta) = \sum_{i=1}^N \{d_i^d \ln \pi^y(B_i^s) + d_i^n \ln \pi^n(B_i^s)\} = \quad (۶)$$

$$\sum_{i=1}^N \{d_i^d \ln [1 - G(B_i^s; \theta)] + d_i^n \ln G(B_i^s; \theta)\}$$

کمتر از پیشنهاد اول مطرح می‌شود ($B_i > B_i^d$). بنابراین، چهار حالت پیش می‌آید: الف) به هر دو پیشنهاد جواب بلی داده شود، ب) به پیشنهاد اول بلی و به پیشنهاد دوم خیر داده شود، ج) به پیشنهاد اول خیر و به پیشنهاد دوم جواب بلی داده شود و د) به هر دو پیشنهاد جواب خیر داده شود. که در این صورت تابع درست‌نمایی را برای چهار حالت (الف تا د) به ترتیب می‌توان با π^{yy} ، π^{ym} ، π^{my} و π^{mm} نشان داد (Hanemann et al., 1991). تحت شرایط حداکثر کردن مطلوبیت توابع درست‌نمایی فوق را می‌توان به شکل زیر نوشت (Hanemann et al., 1991):

$$\begin{aligned} \pi^{yy}(B_i, B_i^u) &= \Pr\{B_i \leq \text{MaxWTP} \text{ and } B_i^u \leq \text{MaxWTP}\} \\ &= \Pr\{B_i \leq \text{MaxWTP} | B_i^u \leq \text{MaxWTP}\} \Pr\{B_i^u \leq \text{MaxWTP}\} \\ &= \Pr\{B_i^u \leq \text{MaxWTP}\} = 1 - G(B_i^u; \theta) \end{aligned} \quad (13)$$

نخواهد پذیرفت. در نتیجه، احتمال شرطی $\Pr\{B_i^d \leq \text{MaxWTP} | B_i \leq \text{MaxWTP}\}$ نیز برابر یک خواهد بود. بنابراین، احتمال اینکه فرد به هر دو پیشنهاد اول و دوم جواب خیر بدهد برابر است با (Hanemann et al., 1991):

$$\pi^{mm}(B_i, B_i^d) = \Pr\{B_i > \text{MaxWTP} \text{ and } B_i^d > \text{MaxWTP}\} = \Pr\{B_i^d > \text{MaxWTP}\} = G(B_i^d; \theta) \quad (14)$$

به همین ترتیب می‌توان روابط مربوط به احتمال π^{yy} و π^{my} را به شکل زیر بیان کرد:

$$\pi^{ym}(B_i, B_i^u) = \Pr\{B_i \leq \text{MaxWTP} \leq B_i^u\} = G(B_i^u; \theta) - G(B_i; \theta) \quad (15)$$

$$\pi^{my}(B_i, B_i^d) = \Pr\{B_i \geq \text{MaxWTP} \geq B_i^d\} = G(B_i; \theta) - G(B_i^d; \theta) \quad (16)$$

تعدیل کرده و به WTP واقعی فرد نزدیک می‌کند. تابع دست‌نمایی برای N فرد به شکل زیر بیان می‌شود:

$$\ln L^D(\theta) = \sum_{i=1}^N \{d_i^{yy} \ln \pi^{yy}(B_i, B_i^u) + d_i^{mm} \ln \pi^{mm}(B_i, B_i^d) + d_i^{ym} \ln \pi^{ym}(B_i, B_i^u) + d_i^{my} \ln \pi^{my}(B_i, B_i^d)\} \quad (17)$$

هستند؛ و β_1 و β_2 به ترتیب پارامترهای مدل‌های اول و دوم هستند. بنابراین، تنها تفاوت دو مدل این است که x_1 شامل متغیر مبلغ پیشنهادی دوم و x_2 شامل مبلغ پیشنهادی اول نیست. رابطه‌ی (۱۱) نشان می‌دهد که بین اجزای اخلاص هر دو مدل با متغیرهای مستقل همبستگی وجود ندارد (نباید ناهمسانی واریانس وجود داشته باشد) و رابطه‌ی (۱۲) نیز بیانگر وجود همبستگی بین اجزای اخلاص دو مدل است که میزان این همبستگی با ρ نشان داده شده است.

در روش DBDC چنانچه جواب به پیشنهاد اول مثبت باشد پیشنهاد دوم مبلغی بیشتر از مبلغ اولی خواهد بود ($B_i < B_i^u$) در غیر این صورت پیشنهاد دوم

از آنجایی که $B_i^u > B_i$ است؛ چنانچه فردی حاضر به پرداخت مبلغ B_i^u باشد صد درصد حاضر به پرداخت مبلغ B_i خواهد بود. در نتیجه، احتمال شرطی $\Pr\{B_i \leq \text{MaxWTP} | B_i^u \leq \text{MaxWTP}\}$ در رابطه‌ی بالا برابر یک است. به همین ترتیب، اگر فردی مبلغ پایین‌تر (B_i^d) را نپذیرد، مبلغ بیشتر (B_i) را نیز

روابط (π^{mm} و π^{yy}) حدود بالا و پایین تمایل به پرداخت افراد را که غیرواقعی هستند، نشان می‌دهد در حالی که روابط (π^{my} ، π^{ym}) حدود بالا و پایین را

محاسبه مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت

هدف از برآورد این مدل‌ها محاسبه‌ی مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت است. مقدار مورد انتظار هر متغیر تصادفی‌ای یا با محاسبه‌ی میانگین یا میانه‌ی آن متغیر به دست می‌آید. در مورد تمایل به پرداخت نیز بحث‌های زیادی در ارتباط با اینکه میانگین آن باید محاسبه شود یا میانه‌ی آن، بحث‌های فراوانی صورت گرفته است (Johansson et. al., 1989). بسته به اینکه هدف از برآورد تمایل به پرداخت چه چیزی باشد، میانگین یا میانه‌ی آن محاسبه خواهد شد.

اگر هدف نهایی از محاسبه WTP استفاده از آن در تجزیه و تحلیل هزینه فایده است. میانگین WTP بهتر از میانه آن می‌تواند تمایل به پرداخت جامعه را نشان دهد. اما اگر هدف وارد کردن نتایج برآوردها در سیستم حساب‌های ملی باشد، بهتر است میانه‌ی تمایل به پرداخت مورد استفاده قرار گیرد.

اگر هدف فقط تفسیر WTP برآورد شده هم باشد، استفاده از میانگین بهتر است. اما اساساً میانه به این مفهوم است که ۵۰ درصد افراد مبلغ پیشنهادی را می‌پذیرند (یا رد می‌کنند). به همین دلیل میانه نمی‌تواند به لحاظ کارایی به کارایی پارتو نزدیک باشد (با کارایی پارتو سازگار نیست). این امر به این مفهوم است که استفاده از میانه در CVM باید با احتیاط انجام گیرد. ولی چون میانه‌ی تمایل به پرداخت نسبت به داده‌های پرت حساسیت کمتری دارد، در جاهایی که احتمال جمع‌آوری داده‌های مطمئن وجود ندارد، میانه بر میانگین ارجحیت پیدا می‌کند. در صورت استفاده از شکل تابعی خطی در برآورد مدل‌ها، میانگین و میانه تمایل به پرداخت برابر بوده و از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود (Hanemann, 1984):

$$\text{مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت} = -\frac{a}{b} \quad (20)$$

مقایسه SBDC و DBDC

در مقایسه‌ی $\hat{\theta}^s$ (پارامترهای SBDC) و $\hat{\theta}^D$ (پارامترهای DBDC) سه حالت ممکن است پیش آید: الف) هر دو تخمین به یک اندازه کارا باشند؛ ب) کارایی DBDC یا SBDC بیشتر از SBDC یا DBDC باشد؛ و ج) کارایی برخی از پارامترهای SBDC بیشتر از

که مقادیر d_i^{yy} ، d_i^{yn} ، d_i^{ym} و d_i^{mm} به این صورت تعیین می‌شوند که:

اگر فرد i به هر دو پیشنهاد پاسخ بلی بدهد:

$$d_i^{yy} = 1, d_i^{mm} = d_i^{yn} = d_i^{ny} = 0$$

اگر فرد i به پیشنهاد اول پاسخ بلی و به پیشنهاد دوم جواب خیر بدهد:

$$d_i^{yn} = 1, d_i^{mm} = d_i^{ny} = d_i^{yy} = 0$$

اگر فرد i به پیشنهاد اول پاسخ خیر و به پیشنهاد دوم جواب بلی بدهد:

$$d_i^{ny} = 1, d_i^{mm} = d_i^{yy} = d_i^{yn} = 0$$

اگر فرد i به هر دو پیشنهاد پاسخ خیر بدهد:

$$d_i^{mm} = 1, d_i^{yy} = d_i^{ny} = d_i^{yn} = 0$$

با مشتق گرفتن از تابع درست‌نمایی فوق نسبت به پارامترهای مقادیر ضرایب متغیرها به دست می‌آیند. اگر پارامترهای این مدل‌ها را با $\hat{\theta}^D$ نشان داده شود، این مقادیر با استفاده از حل معادله‌ی زیر به دست خواهند آمد:

$$\frac{\partial L^D(\hat{\theta}^D)}{\partial \theta} = 0 \quad (18)$$

ماتریس واریانس-کوواریانس بردار ضرایب برآورد شده $\hat{\theta}^D$ این مدل نیز به صورت زیر است:

$$V^D(\hat{\theta}^D) = [-E \frac{\partial^2 \ln L(\theta^D)}{\partial \theta \partial \theta'}] \quad (19)$$

این پرسشنامه با استفاده از اطلاعات ۱۷۷ نفر سرپرست خانوار در استان گیلان تکمیل گردید. داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار NLOGIT تحلیل شدند.

نتایج و بحث

آماره‌های توصیفی اطلاعات مربوط به خصوصیات اقتصادی-اجتماعی پاسخ‌دهندگان در جداول (۱ و ۲) ارائه شده است. همان‌طور که در این جدول ملاحظه می‌شود میانگین سن، تعداد سال‌های تحصیل، تعداد اعضای خانوار و درآمد ماهیانه‌ی افراد (برحسب میلیون ریال) به ترتیب برابر با ۳۹، ۱۲، ۳/۷۵ و ۳/۹۳ است. همچنین از ۱۷۷ نفر پاسخ‌دهنده‌ی مورد بررسی، ۱۵۲ نفر (۸۵/۸۸ درصد) را مردان و ۲۵ نفر (۱۴/۱۲ درصد) را زنان تشکیل می‌دهند. ۱۰ نفر از پاسخ‌دهندگان (۵/۶۵ درصد) در موسسات غیردولتی حامی محیط‌زیست عضویت دارند. نیز ۱۳۴ نفر از پاسخ‌دهندگان (۷۵/۷۱ درصد) از منطقه رویش سوسن چلچراغ بازدید کرده، در حالی که ۲۴ درصد مخاطبان این منطقه را ندیده‌اند.

پارامترهای DBDC بوده و کارایی برخی دیگر از پارامترهای DBDC بیشتر از SBDC باشد. برای این منظور سطح معنی‌داری پارامترهای برآورد شده، ماتریس واریانس-کوواریانس ضرایب و آماره آزمون درست‌نمایی دو مدل با هم مقایسه می‌شود.

پس از برآورد مدل‌ها مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت و فاصله‌ی اطمینان آنها با استفاده از هر دو مدل برآورد شده و مقایسه می‌شود. برای محاسبه‌ی فاصله‌ی اطمینان تمایل به پرداخت برآورد شده از روش Krinsky & Robb (1986) استفاده خواهد شد.

برای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز، پرسشنامه ارزش‌گذاری مشروط طراحی شد. در بخش اول پرسشنامه، از افراد در مورد خصوصیات اقتصادی-اجتماعی آن‌ها، شامل سن، جنسیت، میزان تحصیلات، تعداد اعضای خانوار، درآمد ماهیانه، وضعیت عضویت در موسسات غیردولتی حامی محیط‌زیست و وضعیت بازدید از گل سوسن چلچراغ پرسش شد. در بخش بعدی پرسشنامه، سوال اصلی تحقیق (پرسش در مورد پذیرش یا عدم پذیرش مبلغ پیشنهاد به‌عنوان تمایل به پرداخت)، به‌صورت انتخاب دوتایی دو بعدی مطرح شد.

جدول ۱- آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد بررسی

متغیر	میانگین	مقدار حداکثر	مقدار حداقل	انحراف معیار
سن فرد (سال)	۳۹	۷۰	۲۲	۹/۵
سال‌های تحصیل فرد (سال)	۱۲	۲۲	۵	۳/۵
تعداد اعضای خانوار (نفر)	۳/۷۵	۸	۱	۱/۲۲
درآمد ماهیانه فرد (میلیون ریال)	۳/۹۳	۱۲	۰/۵	۱/۸۴

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- آماره‌های توصیفی متغیرهای گسسته

متغیر	تعریف متغیر	فراوانی مطلق	درصد فراوانی
جنسیت	مرد = ۱	۱۵۲	۸۵/۸۸
	زن = ۰	۲۵	۱۴/۱۲
عضویت در سازمان‌های غیردولتی حامی محیط‌زیست	بلی = ۱	۱۰	۵/۶۵
	خیر = ۰	۱۶۷	۹۴/۳۵
وضعیت بازدید از منطقه رویش گل سوسن چلچراغ	بلی = ۱	۱۳۴	۷۵/۷۱
	خیر = ۰	۴۳	۲۴/۲۹
درآمد بالای ۵ میلیون ریال	بلی = ۱	۱۲۷	۷۱/۷۵
	خیر = ۰	۵۰	۲۸/۲۵
تحصیلات بالاتر از فوق دیپلم	بلی = ۱	۲۹	۱۶/۳۸
	خیر = ۰	۱۴۸	۸۳/۶۲

منبع: یافته‌های تحقیق

مثبت دادند. اما ۲۳ نفر از ۳۶ نفر به مبلغ ۱۰۰۰ ریال پاسخ مثبت دادند (جدول ۳)، در نتیجه در مرحله دوم مبلغ ۲۰۰۰ ریال به آنها پیشنهاد شد که ۲ نفر به آن پاسخ منفی و ۲۱ نفر به آن پاسخ مثبت دادند (جدول ۴).

جدول ۳- آماره‌های توصیفی پاسخ به پیشنهاد اول

پاسخ به پیشنهاد	مبالغ پیشنهاد اول				
	۱۰۰۰	۳۰۰۰	۵۰۰۰	۱۰۰۰۰	۲۰۰۰۰
خیر	۱۳	۴	۷	۳۸	۲۱
بلی	۲۳	۳۱	۳۵	۴	۱
جمع	۳۶	۳۵	۴۲	۴۲	۲۲

منبع: یافته‌های تحقیق

آماره‌های توصیفی مبالغ پیشنهاد اول و دوم به ترتیب در جداول (۳) و (۴) گزارش شده‌اند. ابتدا مبلغ پیشنهاد اول مطرح می‌شد چنانچه پاسخ‌دهنده به آن پاسخ مثبت می‌داد، مبلغ پیشنهاد دوم دو برابر مبلغ اول پیشنهاد می‌شد؛ در غیراین صورت، نصف مبلغ اول به عنوان پیشنهاد دوم ارائه می‌شد. برای مثال، در جدول (۳) به ۳۶ نفر ابتدا مبلغ ۱۰۰۰ ریال پیشنهاد شد که ۱۳ نفر به آن پاسخ منفی دادند، در نتیجه مبلغ ۵۰۰ ریال (جدول ۴) به عنوان پیشنهاد دوم به آنها ارائه شد، که ۲ نفر از ۱۳ نفر به آن پاسخ منفی و ۱۱ نفر پاسخ

جدول ۴- آماره‌های توصیفی پاسخ به پیشنهاد دوم

پاسخ به پیشنهاد	مبالغ پیشنهاد دوم									
	۵۰۰	۱۵۰۰	۲۰۰۰	۲۵۰۰	۵۰۰۰	۶۰۰۰	۱۰۰۰۰	۲۰۰۰۰	۴۰۰۰۰	جمع
خیر	۲	۰	۲	۲	۲۴	۷	۳۵	۴	۱	۷۷
بلی	۱۱	۴	۲۱	۵	۱۴	۲۴	۲۱	۰	۰	۱۰۰
جمع	۱۳	۴	۲۳	۷	۳۸	۳۱	۵۶	۴	۱	۱۷۷

منبع: یافته‌های تحقیق

پیشنهاد دوم پاسخ مثبت دادند. همچنین ۶۴ نفر پیشنهاد اول و دوم را پذیرفتند؛ ولی ۳۰ نفر مبلغ پیشنهاد اول را پذیرفته و پیشنهاد دوم را رد کردند.

در جدول (۵) آماره‌های توصیفی پاسخ به پیشنهاد اول و پیشنهاد دوم آورده شده است. ۴۷ نفر هم به پیشنهاد اول و هم پیشنهاد دوم پاسخ منفی دادند. درحالی‌که ۳۶ نفر به پیشنهاد اول پاسخ منفی ولی به

جدول ۵- جدول تقاطعی پاسخ به پیشنهاد اول و دوم

پاسخ به پیشنهاد دوم			پاسخ به پیشنهاد اول	
خیر	بلی	جمع	خیر	بلی
۴۷	۳۶	۸۳	۳۰	۹۴
۷۷	۱۰۰	۱۷۷	جمع	جمع

منبع: یافته‌های تحقیق

الگوهای لوجیت و پروبیت انجام می‌گیرد. اما برای تحلیل داده‌های DBDC ابتدا ضریب همبستگی بین اجزای اخلاص دو مدل (۹) و (۱۰) و سطح معنی‌داری آن برآورد شد که نتایج آن در جدول (۶) نشان داده شده است.

همانطور که قبلاً نیز ذکر شد، تحلیل داده‌های مربوط به روش SBDC، که در آن از پاسخ‌دهنده پرسیده می‌شود که آیا تمایل دارد مبلغ تعیین شده‌ای را برای حفاظت از سوسن چلچراغ بپردازد یا خیر. به دلیل حالت دوتایی متغیر وابسته (بلی یا خیر)، با استفاده از

جدول ۶- ضریب همبستگی بین اجزای اخلاص دو مدل

ضریب همبستگی	میانگین	انحراف معیار	فاصله‌ی اطمینان	فرضیه آزمون درست‌نمایی	مقدار آماره χ^2	سطح معنی‌داری
ρ	۰/۷۸۲۷	۰/۱۲۹۴	۰/۰-۳۷۷۸/۹۳۶۳	$\rho=0$	۱۶/۲۵	۰/۰۰۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

مقایسه‌ی نتایج برآوردها نشان می‌دهد که آماره‌ی t تمامی متغیرها (به جز متغیر جنسیت) در مدل پروبیت به ظاهر نامرتبب بزرگتر از مدل لوجیت است. به بیان بهتر، مدل پروبیت به ظاهر نامرتبب از کارایی بالاتری نسبت به مدل لوجیت برخوردار است. همچنین آماره‌ی آزمون درست‌نمایی مدل پروبیت به ظاهر نامرتبب بزرگتر از مدل لوجیت است؛ گرچه دارای سطح معنی‌داری یکسانی (با ۴ رقم اعشار) هستند.

برای بررسی بیشتر، ماتریس واریانس-کوواریانس ضرایب دو مدل برآورد شد. نتایج برآوردها برای مدل لوجیت در جدول (۸) و برای مدل پروبیت به ظاهر نامرتبب در جدول (۹) نشان داده شده است. مقایسه‌ی نتایج این دو جدول نیز بیانگر این امر است که مدل پروبیت به ظاهر نامرتبب نتایج با کارایی بالاتر نسبت به مدل لوجیت به دست می‌دهد. به این دلیل که در تمامی متغیرها ماتریس واریانس-کوواریانس مدل پروبیت به ظاهر نامرتبب کوچکتر از همان ماتریس برای مدل لوجیت است به جز کوواریانس بین ضریب متغیر جنسیت و تحصیلات (همین امر می‌تواند دلیلی بر این باشد که آماره‌ی t متغیر جنسیت در مدل لوجیت بزرگتر از مدل پروبیت به ظاهر نامرتبب باشد).

طبق نتایج جدول ۶ مشاهده می‌شود ضریب همبستگی بین اجزای اخلاص برابر با ۰/۷۸۲۷ بوده که از لحاظ آماری مساوی صفر بودن آن نیز رد می‌شود. بنابراین، اگر داده‌های DBDC با استفاده از الگوهای لوجیت یا پروبیت برآورد شوند، کارایی پایین‌تری نسبت به زمانی که با استفاده از مدل‌های پروبیت به ظاهر نامرتبب برآورد شوند، خواهند داشت. برای بررسی این امر، مدل‌های لوجیت برای داده‌های SBDC (در این مدل پاسخ به پیشنهاد اول متغیر وابسته‌ی الگو است) و پروبیت به ظاهر نامرتبب برای داده‌های DBDC (در این مدل پاسخ به پیشنهاد اول متغیر وابسته‌ی مدل اول و پاسخ به پیشنهاد دوم متغیر وابسته‌ی مدل دوم است) تخمین زده شده و نتایج آن‌ها در جدول (۷) گزارش شده‌اند.

جدول ۷- نتایج برآورد مدل‌های لوجیت و پروبیت به ظاهر نامرتبب

متغیر	مدل لوجیت		مدل پروبیت به ظاهر نامرتبب	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
عرض از سن (age)	۲/۹۶	۲/۶۸	۱/۷۱	۳/۸۱
جنسیت	-۰/۰۲۷	-۰/۹۳	-۰/۰۳	-۲/۲۷
تحصیلات	۰/۱۱۷	۰/۳۷	۰/۱۲	۰/۵۳
تعداد درآمد (inc)	-۰/۱۵	-۰/۶۵	-۰/۱۵	-۱/۷۲
عضویت در دیدن گل	۰/۷۲	۱/۳۹	۰/۲۹	۱/۵۸
مبلغ	۰/۳۰	۰/۶۴	۰/۳۲	۱/۳۸
	-۰/۰۰۰۳۳	-۵/۲۷	-۰/۰۰۰۱۶	-۸/۰۱
آماره‌ی χ^2	۷۳/۴۸		۷۶/۴۱	
سطح معنی‌داری	۰/۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۸- ماتریس واریانس-کوواریانس ضرایب برآورد شده در مدل لججیت

cons	bid	visit	ngo	inc	fam	edu	gen	age	
								۰/۰۰۰۸	age
							۰/۴۰۹۶	-۰/۰۰۱۸	gen
						۰/۲۰۹۲	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱۲	edu
					۰/۰۵۰۲	۰/۰۰۸۶	-۰/۰۰۷۶	۰/۰۰۴۶	fam
				۰/۲۶۵۲	-۰/۰۰۱۷	-۰/۰۰۶۲	-۰/۰۰۶۴۲	-۰/۰۰۱۰	inc
			۰/۵۹۰۵	-۰/۰۰۵۰	-۰/۰۰۱۶۱	-۰/۰۰۵۱۴	۰/۰۰۶۱	-۰/۰۰۳۳	ngo
		۰/۲۱۶۱	۰/۰۳۰۴	۰/۰۰۶۱	۰/۰۱۳۰	۰/۰۱۰۰	-۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۰۹	visit
	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰	bid
۱/۲۱۲۳	-۰/۰۰۰۳	۰/۱۵۹۶	۰/۰۳۹۸	۰/۰۶۶۷	۰/۰۲۸۳	-۰/۰۱۵۰	-۰/۳۹۳۶	-۰/۰۱۱۵	cons

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۹- ماتریس واریانس-کوواریانس ضرایب برآورد شده در مدل پروبیت به ظاهر نامرتب

cons	bid	visit	ngo	inc	fam	edu	gen	age	
								۰/۰۰۰۲	age
							۰/۰۶۹۲	-۰/۰۰۰۳	gen
						۰/۰۳۹۵	۰/۰۰۶۶	۰/۰۰۰۱	edu
					۰/۰۰۹۸	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۹	fam
				۰/۰۵۳۴	-۰/۰۰۱۱	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۱۱۵	-۰/۰۰۰۲	inc
			۰/۱۲۷۵	-۰/۰۰۱۳	-۰/۰۰۲۳	-۰/۰۰۶۱	-۰/۰۰۲۱	-۰/۰۰۰۵	ngo
		۰/۰۴۱۱	۰/۰۰۶۲	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۰۲	visit
	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	bid
۰/۲۱۵۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۲۹۵	۰/۰۱۲۸	۰/۰۰۹۲	۰/۰۰۳۸	-۰/۰۰۹۸	-۰/۰۵۳۸	-۰/۰۰۲۶	cons

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰- نتایج محاسبات مقدار مورد انتظار تمایل به

پرداخت		شرح
فاصله اطمینان	مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت	
۸۰۴۱-۵	۶۵۲۴/۵۰	مدل SBDC
۵۳۳۹/۱۰		
۷۹۷۹-۸۰	۶۴۳۷/۷۰	مدل DBDC
۵۱۱۰/۷۰		

منبع: یافته‌های تحقیق

مقدار مورد انتظار تمایل به پرداخت برای حفاظت از سوسن چلچراغ، پس از برآورد الگوهای لججیت و پروبیت به ظاهر نامرتب، با استفاده از رابطه‌ی (۲۰) محاسبه و نتایج آن در جدول (۱۰) مشاهده می‌شود. مقایسه‌ی تمایل به پرداخت برآورد شده با استفاده از دو مدل نیز بیانگر این امر است که اختلاف زیادی در مقدار تمایل به پرداخت به‌دست آمده وجود ندارد. اما فاصله اطمینان برآورد شده برای مدل DBDC کوچکتر از آن در مقایسه با مدل SBDC است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از این مقاله مقایسه‌ی تمایل به پرداخت برآورده شده و عوامل موثر بر آن با استفاده از داده‌های روش استخراج SBDC و DBDC است. برای این منظور داده‌های مورد نیاز با استفاده از ۱۷۷ پرسشنامه تکمیل شد. داده‌های SBDC با استفاده از الگوی لوجیت و داده‌های DBDC با استفاده از الگوی پروبیت به‌ظاهر نامرتب‌ت تحلیل شد که نتایج بیانگر این است ضرایب برآورده شده‌ی متغیرها در الگوی پروبیت به‌ظاهر نامرتب‌ت به لحاظ آماری معنی‌دارتر از نتایج الگوی لوجیت است. همچنین مقایسه‌ی ماتریس

واریانس-کوواریانس الگوی پروبیت به‌ظاهر نامرتب‌ت کوچکتر از الگوی لوجیت است که بیانگر بیشتر بودن کارایی الگوی پروبیت به‌ظاهر نامرتب‌ت نسبت به لوجیت است. اما نتایج برآورد مقدار مورد انتظار نشان می‌دهد که اختلاف چندانی بین نتایج این دو مدل وجود ندارد؛ گرچه فاصله اطمینان برآورد شده با استفاده از SURBP برای داده‌های DBDC کوچک‌تر از فاصله اطمینان برای SBDC است. از آنجایی نتایج الگوی پروبیت به‌ظاهر نامرتب‌ت از دقت (به لحاظ آماری) و کارایی بالایی برخوردار هستند، استفاده از آن در سیاست‌گذاری و تصمیم‌سازی ارجحیت پیدا می‌کند.

REFERENCES

1. Abedi, S., & Riahi, F. (2016). Estimated willingness to pay for value of recreation and conservation garden flowers in Karaj with contingent valuation method (CVM). *Journal of Environmental and Natural Resource Economics*, 1(2): 1-31. (In Farsi)
2. Alberini, A. (1995). Optimal designs for discrete choice contingent valuation surveys: single-bound, double-bound, and bivariate models. *Journal of Environmental Economics and Management*, 28: 287-306.
3. Amirnejad, H., & Amirteimoori, S. (2017). Comparison of two approaches (Double-Bounded and One-Half Bounded Dichotomous Choice methods) in Valuation of Recreational Resources: Case Study of Jiroft Konar Sandal hill. *Journal of Agricultural Economics Research*, 9(34): 175-192. (In Farsi)
4. Amirnejad, H., Khalilian, S., & Assareh, M. H. (2006). The preservation and use values determination of Sisangan Forest Park, Nowshahr by using individual's willingness-to-pay. *Pajouhesh & Sazandegi*, 72: 15-24. (In Farsi)
5. Bagheri, A., Emadian, F., Amirnejad, H., and Moayyeri, M.H. (2014). Comparing Single, Double Bounded and One-Half Bounded Dichotomous Choice Approaches in Contingent Valuation Method for Recreation Use of Natural Resources. Online at: <https://civilica.com/doc/278486>.
6. Bishop, R. C. & Heberlein, T. A. (1979). Measuring values of extra-market goods: are indirect measures biased? *American Journal of Agricultural Economics*, 61: 926-930.
7. Cameron, T. A. & Quiggin, J. (1994). Estimation using contingent valuation data from a dichotomous choice with follow-up questionnaire. *Journal of Environmental Economics and Management*, 27: 218-234.
8. Cameron, T. A., & James, M. D. (1987). Efficient Estimation methods for closed-ended contingent valuation surveys. *The Review of Economics and Statistics*, 69 (2): 269-276.
9. Cheong Seng, H. (2016). Consumer Preference and Willingness to Pay for Annona Muricata (SOURSOP) Tea Leaves from Different Preparation and Drying Methods. *Faculty of Science and Natural Resources Complex of Science and Technology, Forest Plantation and Agroforestry*.
10. DeShazo, J. R., & 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.
11. Emami Meibodi, A., & Ghazi, M. (2008). An estimation of the recreational value of the Sae park in Tehran using the contingent valuation method (CV). *Iranian Journal of Economic Research*, 12(36): 187-202. (In Farsi)
12. Eskandari, H., Noroozi, H., Naybandi atashi, M., Kalhori, S., & Rafiee, H. (2019). Estimating the willingness to pay for air quality improvement with emphasis on agriculture and natural resources in Ahvaz County. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 50(3): 451-465. (In Farsi)
13. Fatthi, A., Yazdani, S., Hosseini, S., & Sadr, S. K. (2011). Recreational valuation of groundwater in Yazd-Ardakan plain. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 42-2(2): 153-162. (In Farsi)
14. Fazollahi, E., & Fattahi, A. (2016). Investigating the effect of interest rate on the willingness to pay for the protection of Caspian Sea. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 46(4): 807-816. (In Farsi)

15. Greene, W. H. 2002. *Econometric Analysis*, Fifth edition, Prentice Hall.
16. 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.
17. Hanemann, W. M. (1984). Welfare evaluation in contingent valuation experiments with discrete responses. *American Journal of Agricultural Economics*, 66: 332-341.
18. Hanemann, W. M. (1985). Some issues in continuous and discrete response contingent valuation studies. *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics*, 14(1): 5-13.
19. Johansson, P., Kristrom, B. & Maler, K.G. (1989). Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete response data: comment. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(4): 1054-1056.
20. Khodaverdizadeh, M., Kavousi, M., Hayati, B., & 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. Knapp, T., Kovacs, K., Huang, Q., Henry, C., Nayga, R., Popp, J. & Dixon, B. (2018). Willingness to pay for irrigation water when groundwater is scarce. *Agricultural water management*, 195: 133-141.
22. Krinsky, I., & Robb, A. L. (1986). On approximating the statistical properties of elasticities. *Review of Economics and Statistics*, 68:715-19.
23. Makwinja, R., Kosamu, I. B. M. & Kaonga, C. C. (2019). Determinants and values of willingness to pay for water quality improvement: Insights from Chia Lagoon, Malawi. *Sustainability*, 11(17): 4690.
24. Martinez-Espineira, R., & Lyssenko, N. (2012). Alternative approaches to dealing with respondent uncertainty in contingent valuation: A comparative analysis. *Journal of Environmental Management*, 93: 130-139
25. Molaei, M., Ghahremanzadeh, M., & Mehdizadeh, Y. (2009). Estimating recreational value of Maku Sardar palace and determining effective factors on the visitors' willingness for payment. *Economic Modelling*, 3(2): 173-193. (In Farsi)
26. Molaei, M., Sharzeie, Gh. A., & Yazdani, S., (2010). The impact of different approaches of questionnaire eliciting on the willingness to pay in contingent valuation methods (case study: Arasbaran forests ecosystem). *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 45(1): 159-181. (In Farsi)
27. Molaei, M., Yazdani, S., Sharzehei, Gh. A., & Gas, A. C. (2009). Estimating preservation value of Arasbaran Forests ecosystem using contingent valuation method. *Agricultural Economics*, 3(2): 37- 64. (In Farsi)
28. Moore, Ch. C., Holmes, T. P. & Bell, K. P. (2011). An attribute-based approach to contingent valuation of forest protection programs. *Journal of Forest Economics*, 17: 35-52.
29. Nikoukar, A., & Fazeli Hagh panah, E. (2020). Identifying the determinants of Mashhad Citizens' willingness to pay for herbal teas. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 51(3): 487-498. (In Farsi)
30. Paroon, S., & Esmaeili, A. (2008). Recreation valuation of mangrove forest in Hormozgan province. *Iranian Journal of Economics and Agriculture*, 2(3): 105-118.
31. Pishbahar, E., & Rahimi, J. (2018). Estimation and simulation of willingness-to-pay for Siminehrood agricultural water in the Boukan plain: application of bootstrapping approach. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 49(3): 429-438. (In Farsi)
32. Walsh, S., Cullinan, J., & Flannery, D. (2019). Exploring Heterogeneity in Willingness to Pay for the Attributes of Higher Education Institutions. *Oxford Economic Papers*, 71(1): 203-224.