

## برآورد مدل‌های ارزش‌گذاری مشروط با انتخاب دوگانه دویبعدی با استفاده از مدل‌های رگرسیونی پروبیت به‌ظاهر نامرتب

مرتضی مولایی\*

استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه

(تاریخ دریافت: ۹۰/۱۱/۱۰ - تاریخ تصویب: ۹۱/۱۰/۰۶)

### چکیده

با وجود مباحث زیادی که علیه استفاده از ارزش‌گذاری مشروط در برآورد ارزش‌های غیربازاری مطرح می‌شود، این روش بسیار استفاده شده است. از بین روش‌های مختلف استخراج در ارزش‌گذاری مشروط، به روش انتخاب دوتایی (DC)<sup>۱</sup> توجه ویژه‌ای شده است. دو نوع روش انتخاب دوتایی وجود دارد: انتخاب دوتایی یک‌بعدی (SBDC)<sup>۲</sup> و انتخاب دوتایی دویبعدی (DBDC)<sup>۳</sup>. کارایی روش DBDC از روش SBDC بیشتر است. در بیشتر مطالعات ارزش‌گذاری مشروط در ایران، از روش DBDC استفاده شده و تحلیل آن‌ها با استفاده از الگوی لجیت انجام گرفته است که کارایی روش DBDC را بالا نمی‌برد. هدف این مطالعه تحلیل داده‌های DBDC با استفاده از مدل پروبیت به‌ظاهر نامرتب است. برای این منظور پرسشنامه ارزش‌گذاری مشروط DBDC برای برآورد تمایل به پرداخت افراد برای حفاظت از گل سوسن چلچراغ طراحی و از سوی ۱۷۷ سرپرست خانوار در سال ۱۳۹۰ در مرکز استان گیلان تکمیل شد. تحلیل داده‌ها به دو صورت مدل‌های مقید و غیرمقید انجام شد که در مدل مقید محدودیت برابری ضرایب متغیرها در دو مدل اعمال شد. نتایج نشان می‌دهد که در مدل مقید تعداد متغیرهای معنی‌دار بیشتر از مدل غیرمقید است؛ همچنین تمایل به پرداخت (WTP)<sup>۴</sup> با استفاده از مدل اول (مدلی که متغیر وابسته آن پاسخ به پیشنهاد اول است) و دوم (مدلی که متغیر وابسته آن پاسخ به پیشنهاد دوم است) در مدل غیرمقید به ترتیب ۶۶۵۰ ریال و ۶۹۶۳ ریال و با استفاده از مدل مقید ۷۲۲۵ ریال است. پیشنهاد می‌شود محققان ارزش‌گذاری مشروط در مطالعات خود برای تحلیل داده‌های DBDC به‌منظور دستیابی به برآوردهای کاراتر از مدل‌های پروبیت به‌ظاهر نامرتب استفاده کنند.

**واژه‌های کلیدی:** ارزش‌گذاری مشروط، انتخاب دوگانه دویبعدی، پروبیت به‌ظاهر نامرتب JEL: Q26

## مقدمه

خود پیشنهاد را می‌پذیرد (Arndt and Crane, 1975). این اربیب به برآورد WTP بزرگ‌تری منجر می‌شود. یکی از راه‌های بالابردن کارایی آماری انتخاب دوتایی تک‌بعدی پرسیدن پرسش‌های دنباله‌دار<sup>۱</sup> است. به جای اینکه از پاسخ‌دهنده به‌طور بسیار ساده پرسیده شود که آیا حاضر است مبلغ مشخصی را بپردازد یا خیر، با پرسیدن زنجیره‌ای از پرسش‌ها دامنه انتخاب‌های وی را محدود می‌کنند تا WTP واقعی‌اش مشخص شود. به این روش انتخاب دوتایی دوبعدی گفته می‌شود که اولین بار (Hanemann, 1985) آن را معرفی کرد و در سال ۱۹۸۶، کارسون و همکاران اولین بار از آن استفاده کردند.

در روش DBDC، به هر پاسخ‌دهنده دو مبلغ پیشنهاد می‌شود که مبلغ پیشنهادی دوم به پاسخ به پیشنهاد اول بستگی دارد؛ با این توضیح که اگر پاسخ به مبلغ پیشنهادی اول مثبت باشد، مبلغ پیشنهادی دوم که بیشتر از مبلغ پیشنهادی اول است مطرح می‌شود و چنانچه پاسخ به مبلغ پیشنهادی اول منفی باشد، مبلغ پیشنهادی دوم که کمتر از مبلغ پیشنهادی اول است ارائه می‌شود. (Bateman, 1995) Cameron and Quiggin (1994) & et al می‌کنند که باید پیشنهاد دوم (در صورت پاسخ مثبت به مبلغ پیشنهادی اول) دو برابر مبلغ پیشنهادی اولی و مبلغ پیشنهادی دوم (در صورت پاسخ منفی به مبلغ پیشنهادی اول) نصف مبلغ پیشنهادی اول باشد.

نتایج مطالعه<sup>۲</sup> Hanemann & et al (1991) نشان می‌دهد که افزودن پرسش‌های دنباله‌دار به انتخاب دوتایی تک‌بعدی کارایی آماری آن را بسیار بالا می‌برد همچنین روش انتخاب دوتایی دوبعدی نسبت به روش انتخاب دوتایی تک‌بعدی به شرایط معاملات در بازار نزدیک‌تر است و قابلیت اعتماد<sup>۳</sup> پاسخ‌ها را افزایش می‌دهد؛ در نتیجه انتخاب دوتایی دوبعدی به انتخاب دوتایی تک‌بعدی ارجحیت دارد. در روش انتخاب دوتایی دوبعدی، تعداد مشاهدات کمتری نسبت به روش انتخاب دوتایی یک‌بعدی برای رسیدن به یک سطح دقت آماری لازم است (Hanemann & et al, 1991). اما Leonard McFadden and (1993) بیان می‌کنند که روش انتخاب دوگانه<sup>۴</sup> دوبعدی اربیب نقطه شروع و ناسازگاری درونی دارد که اربیب نقطه شروع آثار مخربی بر پاسخ دوم خواهد گذاشت.

در دنیا، مطالعات زیادی با استفاده از این دو روش انجام

با وجود مباحث زیادی که علیه استفاده از ارزش‌گذاری مشروط در برآورد ارزش‌های غیربازاری مطرح می‌شود، این روش بسیار مورد استفاده قرار گرفته است. از بین روش‌های مختلف استخراج در ارزش‌گذاری مشروط، به روش انتخاب دوتایی (DC) توجه ویژه‌ای شده است. در این روش، از پاسخ‌دهندگان خواسته می‌شود که تمایل خود را برای پرداخت مبلغ پیشنهادی با پاسخ "بلی" یا "خیر" ابراز کنند. دو نوع روش انتخاب دوتایی وجود دارد: انتخاب دوتایی یک‌بعدی (SBDC) و انتخاب دوتایی دوبعدی (DBDC) (Mitchell and Carson, 1989).

پانل NOAA<sup>۱</sup> پیشنهاد می‌کند که باید از روش استخراج انتخاب دوتایی تک‌بعدی (SBDC) به دلیل شباهت به شرایط واقعی بازار استفاده کرد (Arrow & et al, 1993; Welsh and Poe, 1998)؛ ولی تعدادی از محققان انتقادهایی به این روش وارد کرده‌اند. انتقاد اول این است که در روش DC تمایل به پرداخت بیش از واقع برآورد می‌شود و دوم اینکه این روش اطلاعات کمتری از WTP به دست می‌دهد (Herriges and Shogren, 1996). در نهایت، روش SBDC نیاز به داده‌های بیشتری دارد و همچنین باید توزیع مناسبی از مقادیر پیشنهادی انتخاب شود، که بسیار مشکل است. از طرفی، انتخاب ناکارای مجموعه پیشنهادها میانگین WTP را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Kanninen, 1993)؛ به عبارت دیگر، با داده‌های کمتر نتایج کاراتری به دست نمی‌دهد.

البته اربیب‌هایی هم متوجه این روش هست که از آن جمله می‌توان به «اثر تکیه‌گاه»<sup>۲</sup> و «بله‌گفتن»<sup>۳</sup> اشاره کرد. اثر تکیه‌گاه زمانی رخ می‌دهد که پاسخ‌دهنده تصور می‌کند مبلغ پیشنهادی برآوردی نزدیک به ارزش واقعی کالا است (Mitchell and Carson, 1989). هنگامی که پاسخ‌دهندگان با کالای ارزش‌گذاری شده آشنایی کمتری دارند، به پرداخت خود برای آن بر اساس مبلغ پیشنهادی اولی حداکثر تمایل را خواهند داشت (Kahneman & et al, 1982)؛ به عبارت دیگر، پیشنهاد اول را تکیه‌گاهی برای پاسخ به پیشنهادی بعدی قرار خواهند داد. در اربیب بله‌گفتن، پاسخ‌دهنده تصور می‌کند که اگر به پیشنهاد مطرح‌شده پاسخ مثبت دهد، پرسشگر خوشحال و راضی خواهد شد؛ بنابراین بدون توجه به مقدار WTP واقعی

1. National Oceanic and Atmospheric Administration  
3. Yea-Saying

2. Anchoring Effect  
4. Follow-up

5. Reliability

با این فرض که مطلوبیت یک فرد از حفاظت از سوسن چلچراغ، درآمد و سایر ویژگی‌های اقتصادی - اجتماعی او حاصل می‌شود، تابع مطلوبیت فرد را می‌توان به شکل زیر نوشت (Hanemann, 1984):

$$u = u(h, y; s) \quad (1)$$

در این رابطه، زمانی که فرد تمایل به پرداخت داشته‌باشد،  $h$  مساوی یک و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. در رابطه فوق،  $y$  و  $s$  نیز به ترتیب درآمد فرد و سایر ویژگی‌های اقتصادی - اجتماعی از قبیل سن، جنسیت، تعداد اعضای خانوار، سطح تحصیلات، عضویت در سازمان‌های غیردولتی حامی محیط زیست و بازدید از منطقه رویش گل سوسن چلچراغ را نشان می‌دهد.

ارزش‌گذاری مشروط بر این فرض اساسی استوار است که فرد از تابع مطلوبیت خود آگاه است ولی اقتصاددان از تابع مطلوبیت افراد اطلاعات کافی در دست ندارد؛ بنابراین از دید اقتصاددان تابع مطلوبیت افراد به شکل زیر است (Ibid):

$$u(h, y; s) = v(h, y; s) + \varepsilon_{1h} \quad (2)$$

رابطه بالا بیان می‌کند که تابع مطلوبیت افراد یک متغیر تصادفی با میانگین  $v(0)$  است که مطلوبیت غیرمستقیم را نیز نشان می‌دهد.  $\varepsilon_{1h}$  نیز جزء اخلاص تصادفی با میانگین صفر است.

چنانچه به فرد مبلغ  $B$  ریال پیشنهاد شود تا با پرداخت آن در حفاظت از سوسن چلچراغ شرکت کند، اگر فرد تمایل به پرداخت داشته‌باشد، می‌توان نوشت (Park and Loomis, 1996):

$$v(1, y - B; s) + \varepsilon_1 > v(0, y; s) + \varepsilon_0 \quad (3)$$

بنابراین، احتمال تمایل به پرداخت فرد را می‌توان به صورت زیر بیان کرد (Ibid):

$$P_1 = \Pr\{\text{Willing to Pay}\} \quad (4)$$

$$= \Pr\{v(1, y - B; s) + \varepsilon_1 > v(0, y; s) + \varepsilon_0\}$$

$$P_0 = 1 - P_1 \quad (5)$$

در این روابط،  $P_0$  و  $P_1$  به ترتیب احتمال تمایل به پرداخت و تمایل نداشتن به پرداخت را نشان می‌دهند. اگر  $\eta$  برابر با  $(\varepsilon_0 - \varepsilon_1)$  و  $F_\eta(\cdot)$  بیانگر تابع توزیع تجمعی  $\eta$  باشد، احتمال تمایل به پرداخت را می‌توان چنین نوشت (Ibid):

$$P_1 = F_\eta(\Delta v) \quad (6)$$

گرفته‌است (Gurluk, 2006؛ Champ & et al, 2005؛ Watson and Ryan, 2007؛ Diaz & et al, 2010؛ Storm & et al, 2011؛ Madureira & et al, 2011؛ Rulleauet & et al, 2012). در ایران نیز تعداد کمی مطالعه وجود دارد که از روش SBDC استفاده کرده‌اند (Fattahi Molaei & et al, 2009 A) و در بیشتر مطالعات روش DBDC مورد استفاده قرار گرفته‌است (Amirnejad & Peron؛ Ahoo ghalandari & et al, 2008 et al, 2007؛ Molaei & et al, 2009 and Esmaeili, 2008؛ Emami Meibodi and Molaei et; al, 2010؛ 2009B؛ Khodaverdizadeh & et al, 2009 Ghazi, 2008؛ Kavousi Kalashmi, 2009 Rafee and Amirnejad, Molaei and Kavousi؛ Molaei & et al, 2011 2009؛ Kalashmi, 2011). در همه مطالعات داخلی طراحی پرسشنامه به صورت DBDC بوده، در حالی که تحلیل داده‌ها با استفاده از الگوی لجیت انجام شده است؛ البته تا زمانی که پاسخ به پیشنهاد اول و دوم مستقل از هم باشند، این تحلیل مشکلی ایجاد نمی‌کند؛ اما چنانچه بین این پاسخ‌ها همبستگی وجود داشته‌باشد (که معمولاً هم وجود دارد)، استفاده از الگوی لجیت باعث افزایش کارایی روش DBDC نمی‌شود؛ به این دلیل که همبستگی بین پاسخ‌ها در تحلیل‌ها وارد نمی‌شود. هدف از این مطالعه استفاده از مدل‌های پروبیت به ظاهر نامرتب<sup>۱</sup> برای تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری مشروط DBDC است. در این مدل‌ها، دو مدل پروبیت به صورت همزمان در قالب یک مدل برآورد می‌شوند. متغیر وابسته مدل اول پاسخ به پیشنهاد اول و متغیر وابسته مدل دوم پاسخ به پیشنهاد دوم است. برای این منظور پرسشنامه ارزش‌گذاری مشروط به روش DBDC برای برآورد تمایل به پرداخت افراد به منظور حفاظت از گل سوسن چلچراغ در استان گیلان طراحی شد.

### مواد و روش‌ها

برای تعیین مبالغ پیشنهادی ابتدا مبالغ پیشنهادی اول با استفاده از روش Cooper (1993) و با استفاده از نرم‌افزار GAUSS ویرایش ۱۰ تعیین شد؛ سپس مبالغ پیشنهادی دوم دو برابر مبلغ پیشنهادی اول (در صورت پاسخ مثبت به پیشنهاد اول) و نصف پیشنهاد اول (در صورت پاسخ منفی به پیشنهاد اول) انتخاب شدند.

### 1. Seemingly Unrelated Bivariate Probit Model

۲. به دلیل خصوصیت  $\varepsilon_{1h}$  میانگین  $\eta$  نیز برابر با صفر می‌باشد.

$$-\frac{\alpha}{\theta} = \text{(۱۹) حداکثر تمایل به پرداخت}$$

با بهره‌گیری از روابط فوق عوامل مؤثر بر احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی و مقدار مورد انتظار WTP تعیین می‌شود. به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی از مدل‌های پروبیت به‌ظاهر نامرتب استفاده می‌شود. به این دلیل از چنین مدل‌هایی استفاده می‌شود که در روش DBDC دو مبلغ پیشنهاد می‌شود که هر فرد بایستی به آن‌ها پاسخ بدهد؛ بنابراین دو مدل با متغیر وابسته دوتایی به‌وجود می‌آید که متغیر وابسته مدل اول پاسخ به پیشنهاد اول و متغیر وابسته مدل دوم پاسخ به پیشنهاد دوم است و اجزای اخلال این دو مدل وابسته به هم خواهند بود؛ به این دلیل که متغیرهای مستقل دو مدل به‌جز متغیر مبلغ پیشنهادی یکسان هستند (Greene, 2012):

$$Y_1 = f(x_1, BID_1) + e_1 \quad (۲۰)$$

$$Y_2 = f(x_2, BID_2) + e_2 \quad (۲۱)$$

$$E[e_1 | x_1, x_2, BID_1, BID_2] \quad (۲۲)$$

$$= E[e_2 | x_1, x_2, BID_1, BID_2] = 0$$

$$\text{Var}[e_1 | x_1, x_2, BID_1, BID_2] \quad (۲۳)$$

$$= \text{Var}[e_2 | x_1, x_2, BID_1, BID_2] = 1$$

$$\text{Cov}[e_1, e_2 | x_1, x_2, BID_1, BID_2] = \rho \quad (۲۴)$$

که در این روابط  $Y_1$  و  $Y_2$  به‌ترتیب نشان‌دهنده پاسخ به مبلغ پیشنهادی اول و دوم،  $x_1$ ،  $x_2$ ،  $BID_1$  و  $BID_2$  نیز به ترتیب بیانگر متغیرهای توضیحی مدل اول و دوم، مبلغ پیشنهاد اول و دوم،  $e_1$  و  $e_2$  اجزای اخلال مدل اول و دوم و  $\rho$  نشان‌دهنده میزان همبستگی  $e_1$  و  $e_2$  هستند.

در برآورد مدل‌های پروبیت به‌صورت همزمان، به دلیل اینکه از همبستگی موجود بین اجزای اخلال دو مدل استفاده می‌شود، تخمین‌های کاراتری حاصل می‌شود (Greene, 2012)؛ به‌عبارت دیگر، تا زمانی که اجزای اخلال به هم وابسته باشند ( $\rho \neq 0$ ) بایستی برآوردها به‌صورت همزمان با استفاده از مدل‌های پروبیت به‌ظاهر نامرتب انجام شوند؛ در غیر این‌صورت ( $\rho = 0$ ) برآورد دو مدل به‌صورت جداگانه مشکلی ایجاد نمی‌کند و نتایج مدل‌های پروبیت جداگانه و مدل پروبیت به‌ظاهر نامرتب یکسان خواهد بود (1994 Cameron and Quiggin)؛ به‌عبارت دیگر، استفاده از روش DBDC باعث بالارفتن کارایی برآوردها نخواهد شد.

همان‌طور که قبلاً نیز ذکر شد، در این مطالعه از روش DBDC برای برآورد WTP استفاده شده‌است که تعمیم

که  $\Delta v$  تفاضل مطلوبیت‌های غیرمستقیم در حالت تمایل به پرداخت و تمایل نداشتن به پرداخت را نشان می‌دهد و برابر است با (Ibid):

$$\Delta v = v(0, y; s) + \varepsilon_0 - v(1, y - B; s) - \varepsilon_1 \quad (۷)$$

$$\Delta v = v(0, y; s) - v(1, y - B; s) + (\varepsilon_0 - \varepsilon_1) \quad (۸)$$

$$\Delta v = v(0, y; s) - v(1, y - B; s) + \eta \quad (۹)$$

چنانچه  $F_\eta(0)$  توزیع لجستیک داشته‌باشد، می‌توان نوشت (Hanemann, 1984):

$$P_1 = F_\eta(\Delta v) = (1 + \exp(-\Delta v))^{-1} \quad (۱۰)$$

این توزیع با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی قابل برآورد است. با درنظرگرفتن شکل خطی برای تابع مطلوبیت غیرمستقیم می‌توان تفاضل مطلوبیت‌های غیرمستقیم را چنین نوشت (Ibid):

$$v(h, y - B; s) = \alpha_h + \theta y + \varepsilon_h, \quad \theta > 0, \quad h = 0, 1 \quad (۱۱)$$

$$v(1, y - B; s) = \alpha_1 + \theta(y - B) + \varepsilon_1 \quad (۱۲)$$

$$v(0, y; s) = \alpha_0 + \theta y + \varepsilon_0 \quad (۱۳)$$

$$\Delta v = v(0, y; s) + \varepsilon_0 - v(1, y - B; s) - \varepsilon_1 \quad (۱۴)$$

$$= (\alpha_0 - \alpha_1) + \theta B + \eta$$

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

حداکثر مبلغی که فرد تمایل به پرداخت آن دارد مبلغی است که مطلوبیت او در صورت تمایل به پرداخت آن و حفاظت از سوسن چلچراغ و تمایل نداشتن به پرداخت یکسان باشد (Ibid)؛ بنابراین می‌توان نوشت (Ibid):

$$u(1, y - B; s) = u(0, y; s) \quad (۱۵)$$

$$v(1, y - B; s) + \varepsilon_1 = v(0, y; s) + \varepsilon_0 \quad (۱۶)$$

$$\Delta v = 0 \quad (۱۷)$$

بنابراین، در صورتی که تابع مطلوبیت شکل خطی داشته‌باشد و تابع تفاضل مطلوبیت ۱۴ برآورد شود، به‌دلیل اینکه میانگین  $\eta$  برابر صفر است تابع ۱۴ به شکل زیر در خواهد آمد (Ibid):

$$\Delta v = v(0, y; s) - v(1, y - B; s) \quad (۱۸)$$

$$= (\alpha_0 - \alpha_1) + \theta B$$

که با مساوی قراردادن  $\Delta v$  برابر با صفر مقدار حداکثر تمایل به پرداخت برابر با  $-\frac{\alpha_0 - \alpha_1}{\theta}$  می‌شود؛ در نتیجه با مساوی قراردادن  $(\alpha_0 - \alpha_1)$  برابر با  $\alpha$  می‌توان حداکثر تمایل به پرداخت را با رابطه ۱۹ نشان داد:

$B_i^s$  به فرد نام پیشنهاد شود، تابع لگاریتم درست‌نمایی برای پاسخ‌های بلی یا خیر را می‌توان به شکل زیر نوشت (Ibid):

$$\ln L^s(\theta) = \sum_{i=1}^N \{d_i^y \ln \pi^y(B_i^s) + d_i^n \ln \pi^n(B_i^s)\} \quad (30)$$

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

اگر پاسخ‌دهنده به پیشنهاد ارائه‌شده پاسخ بلی بدهد،  $d_i^y = 1$  و  $d_i^n = 0$  و در غیر این صورت  $d_i^y = 0$  و  $d_i^n = 1$  است. مشتق تابع درست‌نمایی فوق به  $\theta$  مقادیر پارامترها را به دست می‌دهد:

$$\frac{\partial L^s(\hat{\theta}^s)}{\partial \theta} = 0 \quad (31)$$

- تخمین DBDC: در روش SBDC، تنها یک پیشنهاد ارائه می‌شود، ولی در این روش هر پاسخ‌دهنده با دو پیشنهاد روبه‌روست و مبلغ پیشنهادی دوم مشروط به پاسخ به پیشنهاد اول است. چنانچه پاسخ به پیشنهاد اول ( $B_i$ ) مثبت باشد، پیشنهاد دوم مبلغی بیشتر از مبلغ اولی خواهد بود، ( $B_i < B_i^u$ )؛ در غیر این صورت پیشنهاد دوم کمتر از پیشنهاد اول مطرح می‌شود ( $B_i > B_i^d$ )؛ بنابراین چهار حالت پیش خواهد آمد: الف) به هر دو پیشنهاد پاسخ بلی داده شود (ب) به پیشنهاد اول بلی و به پیشنهاد دوم پاسخ خیر داده شود (ج) به پیشنهاد اول خیر و به پیشنهاد دوم بلی داده شود (د) به هر دو پیشنهاد پاسخ خیر داده شود. در این صورت تابع درست‌نمایی را برای چهار حالت (الف تا د) به ترتیب می‌توان با  $\pi^{yy}$ ،  $\pi^{yn}$ ،  $\pi^{ny}$  و  $\pi^{nn}$  نشان داد. تحت شرایط حداکثرکردن مطلوبیت توابع درست‌نمایی فوق را می‌توان به شکل زیر نوشت (Ibid):

$$\begin{aligned} \pi^{yy}(B_i, B_i^u) &= \Pr\{B_i \leq \text{MaxWTP and } B_i^u \leq \text{MaxWTP}\} \\ &= \Pr\{B_i \leq \text{MaxWTP} | B_i^u \leq \text{MaxWTP}\} \Pr\{B_i^u \leq \text{MaxWTP}\} \\ &= \Pr\{B_i^u \leq \text{MaxWTP}\} = 1 - G(B_i^u; \theta) \end{aligned} \quad (32)$$

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 پاسخ خیر بدهد برابر است با (Ibid):

$$\begin{aligned} \pi^{nn}(B_i, B_i^d) &= \Pr\{B_i > \text{MaxWTP and } B_i^d > \text{MaxWTP}\} \\ &= \Pr\{B_i^d > \text{MaxWTP}\} = G(B_i^d; \theta) \end{aligned} \quad (33)$$

روش SBDC برای بالابردن کارایی آن است؛ به همین دلیل ابتدا روش برآورد SBDC و سپس روش DBDC تشریح می‌شود.

- تخمین SBDC: در روش SBDC، از پاسخ‌دهنده پرسیده می‌شود که آیا مایلید مبلغ  $B$  ریال را برای حفاظت از گل سوسن چلچراغ بپردازید. احتمال اینکه فرد به این پرسش پاسخ بلی یا خیر بدهد از روابط زیر قابل محاسبه است (Hanemann & et al, 1991):

$$\pi^n(B) = G(B; \theta) \quad (25)$$

$$\pi^y(B) = 1 - G(B; \theta) \quad (26)$$

که  $G(B; \theta)$  تابع توزیع آماری با بردار پارامترهای  $\theta$  است؛ چون حداکثرکردن مطلوبیت دلالت بر این دارد که:

$$\Pr\{\text{No to B}\} \Leftrightarrow \Pr\{B > \max \text{WTP}\} \quad (27)$$

$$\Pr\{\text{Yes to B}\} \Leftrightarrow \Pr\{B \leq \max \text{WTP}\} \quad (28)$$

تابع  $G(B; \theta)$  می‌تواند به این شکل تفسیر شود که پاسخ بلی یا خیر به پیشنهاد از یک فرایند حداکثرکردن مطلوبیت از سوی پاسخ‌دهنده به دست آمده‌است که در آن صورت  $G(B; \theta)$  تابع چگالی تجمعی (cdf) حداکثر تمایل به پرداخت را نشان خواهد داد. اگر  $G(B; \theta)$  تابعی خطی از مبلغ پیشنهاد باشد، می‌توان نوشت (Ibid):

$$G(B) = [1 + \exp(\alpha - \theta(B))]^{-1} \quad (29)$$

که در آن  $\theta = (\alpha, \theta)$  است.

اگر  $G(B; \theta)$  از توزیع نرمال تبعیت کند، برای برآورد آن از الگوی پروبیت و در صورتی که از توزیع لجستیک تبعیت کند، از الگوی لوجیت استفاده خواهد شد. اینکه کدام یک از الگوهای لوجیت یا پروبیت انتخاب شود تفاوتی در برآورد آن‌ها نخواهد داشت و برای برآورد از روش حداکثر درست‌نمایی<sup>۲</sup> استفاده می‌شود. چنانچه  $N$  پاسخ‌دهنده داشته‌باشیم و مبلغ

از آنجا که  $B_i^u > B_i$  است، چنانچه فردی حاضر به پرداخت مبلغ  $B_i^u$  باشد، صددرصد 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 رابطه بالا برابر یک است. به همین ترتیب اگر فردی مبلغ پایین‌تر ( $B_i^d$ ) را بپذیرد، مبلغ بیشتر ( $B_i$ ) را نیز نخواهد پذیرفت و در نتیجه،

روابط  $\pi^{ny}$ ،  $\pi^{nn}$  حدود بالا و پایین را تعدیل و به WTP واقعی فرد نزدیک می‌کند. تابع دست‌نمایی برای N فرد به شکل زیر بیان می‌شود (Ibid):

(۳۶)

$$\ln L^D(\theta) = \sum_{i=1}^N \{d_i^{yy} \ln \pi^{yy}(B_i, B_i^u) + d_i^{nn} \ln \pi^{nn}(B_i, B_i^d) + d_i^{yn} \ln \pi^{yn}(B_i, B_i^u) + d_i^{ny} \ln \pi^{ny}(B_i, B_i^d)\}$$

که مقادیر  $d_i^{yy}$ ،  $d_i^{nn}$ ،  $d_i^{yn}$  و  $d_i^{ny}$  به صورت زیر تعیین می‌شوند:

اگر فرد i به هر دو پیشنهاد پاسخ بلی بدهد

اگر فرد i به پیشنهاد اول پاسخ بلی و به دومی خیر بدهد

اگر فرد i به پیشنهاد اول پاسخ خیر و به دومی بلی بدهد

اگر فرد i به هر دو پیشنهاد پاسخ خیر بدهد

به همین ترتیب می‌توان روابط مربوط به احتمال  $\pi^{nn}$  و  $\pi^{ny}$  را به شکل زیر بیان کرد (Ibid):

$$\pi^{nn}(B_i, B_i^d) = \Pr\{B_i \leq \text{MaxWTP} \leq B_i^d\} \quad (34)$$

$$= G(B_i^d; \theta) - G(B_i; \theta)$$

$$\pi^{ny}(B_i, B_i^d) = \Pr\{B_i \geq \text{MaxWTP} \geq B_i^d\} \quad (35)$$

$$= G(B_i; \theta) - G(B_i^d; \theta)$$

روابط  $\pi^{nn}$  و  $\pi^{ny}$  حدود بالا و پایین تمایل به پرداخت افراد را که غیرواقعی نیز هستند نشان می‌دهد، در حالی که

$$d_i^{yy} = 1 \text{ و } d_i^{nn} = d_i^{ny} = d_i^{ym} = 0$$

$$d_i^{yn} = 1 \text{ و } d_i^{mm} = d_i^{ny} = d_i^{yy} = 0$$

$$d_i^{ny} = 1 \text{ و } d_i^{mm} = d_i^{yy} = d_i^{ym} = 0$$

$$d_i^{mm} = 1 \text{ و } d_i^{yy} = d_i^{ny} = d_i^{ym} = 0$$

از مشتق گرفتن تابع درست‌نمایی فوق به پارامترها مقادیر برآوردشده ضرایب متغیرها به دست می‌آیند.

به منظور تعیین حجم نمونه از فرمول کوکران استفاده شد:

$$n = \frac{N \cdot p \cdot q \cdot t^2}{N \cdot d^2 + p \cdot q \cdot t^2} \quad (37)$$

در این رابطه، حجم جامعه آماری N، احتمال پاسخ‌دادن P، احتمال پاسخ ندادن q، آماره t و دقت نمونه‌گیری به ترتیب برابر با ۰/۰۷۵، ۱/۹۶، ۰/۵، ۰/۵، ۶۶۹۲۱۹ در نظر گرفته شده است.

## نتایج

برای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز پرسشنامه‌ای طراحی شد. در بخش اول پرسشنامه، از افراد در مورد ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی آن‌ها شامل سن، جنسیت، میزان تحصیلات، تعداد اعضای خانوار، درآمد ماهیانه، وضعیت عضویت در مؤسسات غیردولتی حامی محیط‌زیست و وضعیت بازدید از گل سوسن

چلچراغ پرسش شد. در بخش بعدی پرسشنامه، پرسش اصلی تحقیق (پرسش در مورد پذیرفتن یا نپذیرفتن مبلغ پیشنهادی برای تمایل به پرداخت) به صورت انتخاب دوتایی دوبعدی مطرح شد. این پرسشنامه با استفاده از اطلاعات به دست آمده ۱۷۷ سرپرست خانوار در استان گیلان در سال ۱۳۹۰ تکمیل شد.

آماره‌های توصیفی اطلاعات مربوط به ویژگی‌های 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 ماهیانه افراد (برحسب میلیون ریال) به ترتیب برابر با ۳۹، ۱۲، ۳/۷۵ و ۳/۹۳ است؛ همچنین از ۱۷۷ نفر پاسخ‌دهنده 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 مؤسسات غیردولتی حامی محیط‌زیست عضویت دارند؛ همچنین ۱۳۴ نفر از پاسخ‌دهندگان (۷۵/۷۱ درصد) از منطقه رویش سوسن چلچراغ بازدید کرده‌اند، در حالی که ۲۴ درصد مخاطبان این منطقه را ندیده‌اند.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای پیوسته

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

جدول ۲. آماره‌های توصیفی متغیرهای گسسته

متغیر	فراوانی (درصد فراوانی)
جنسیت	مرد = ۱ ۱۵۲ (۸۵/۸۸)
	زن = ۰ ۲۵ (۱۴/۱۲)
عضویت در سازمان‌های غیر دولتی حامی محیط زیست	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)

دادند؛ در نتیجه مبلغ ۵۰۰ ریال (جدول ۴) برای پیشنهاد دوم به آن‌ها ارائه شد که ۲ نفر از ۱۳ نفر به آن پاسخ منفی و ۱۱ نفر پاسخ 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 پاسخ مثبت دادند (جدول ۴).

آماره‌های توصیفی مبالغ پیشنهادی اول و دوم به ترتیب در جدول‌های ۳ و ۴ گزارش شده‌اند. ابتدا، مبلغ پیشنهادی اول مطرح می‌شد و چنانچه پاسخ‌دهنده به آن پاسخ مثبت می‌داد، مبلغ پیشنهادی دوم دو برابر مبلغ اول پیشنهاد می‌شد و در غیر این صورت، نصف مبلغ اول برای 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

جدول ۳. آماره‌های توصیفی پاسخ به پیشنهاد اول

مبالغ پیشنهاد اول		جمع			
۱۰۰۰	۳۰۰۰	۵۰۰۰	۱۰۰۰۰	۲۰۰۰۰	جمع
۱۳	۴	۷	۳۸	۲۱	۸۳
۲۳	۳۱	۳۵	۴	۱	۹۴
۳۶	۳۵	۴۲	۴۲	۲۲	۱۷۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. آماره‌های توصیفی پاسخ به پیشنهاد دوم

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آن‌ها پاسخ به پیشنهاد دوم یعنی  $Y_2$  است) گزارش شده‌است. ضریب همبستگی اجزای اخلاص ( $\rho$ ) برای مدل‌های ۱ و ۲ و مدل‌های ۳ و ۴ به ترتیب برابر با ۸۵ و ۷۵ درصد است که هر دوی این مقادیر از لحاظ آماری کاملاً معنی‌دارند. این امر بدین معناست که مدل‌های ۱ و ۲ و مدل‌های ۳ و ۴ بایستی همزمان برآورد شوند و برآورد جداگانه آن‌ها نتایج کاراتری به دست نمی‌دهد.

جدول ۵. آماره‌های توصیفی پاسخ به پیشنهاد اول و دوم

		پاسخ به پیشنهاد دوم		جمع
		خیر	بلی	
پاسخ به پیشنهاد اول	خیر	۴۷	۳۶	۸۳
	بلی	۳۰	۶۴	۹۴
جمع		۷۷	۱۰۰	۱۷۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول ۵، آماره‌های توصیفی پاسخ به پیشنهاد اول و پیشنهاد دوم آورده شده‌است. ۴۷ نفر هم به پیشنهاد اول و هم به پیشنهاد دوم پاسخ منفی دادند، در حالی که ۳۶ نفر به پیشنهاد اول پاسخ منفی ولی به پیشنهاد دوم پاسخ مثبت دادند؛ همچنین ۶۴ نفر پیشنهاد اول و دوم را پذیرفتند ولی ۳۰ نفر مبلغ پیشنهادی اول را پذیرفتند و پیشنهاد دوم را رد کردند.

برای برآورد مبلغ تمایل به پرداخت و نیز عوامل مؤثر بر احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی مدل پروبیت به ظاهر نامرتب برآورد شد که نتایج این برآورد در جدول ۶ آورده شده‌است. در طرف راست این جدول، نتایج مدل با تمام متغیرهای توضیحی (مدل‌های ۱ و ۲) و در طرف چپ نتایج مدل‌هایی که در آن تنها متغیرهای معنی‌دار در مدل‌های قبلی وارد شده آورده شده‌اند (مدل‌های ۳ و ۴). در قسمت بالای این جدول، نتایج مدل‌های ۱ و ۳ (مدل‌هایی که متغیر وابسته آن‌ها پاسخ به پیشنهاد اول یعنی  $Y_1$  است) و در قسمت پایین مدل‌های ۲ و ۴ (مدل‌هایی که متغیر وابسته

جدول ۶. مدل‌های پروبیت به ظاهر نامرتب غیر مقید

متغیر	مدل با تمام متغیرها		مدل با متغیرهای معنی‌دار	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
متغیر وابسته = $Y_1$ = پاسخ به پیشنهاد اول (مدل ۱)			متغیر وابسته = $Y_1$ = پاسخ به پیشنهاد اول (مدل ۳)	
عرض از مبدأ	۱/۳۵	۱/۹۴	۰/۹۷	۶/۲۴
سن	-۰/۰۲	-۱/۰۶	-	-
جنسیت	۰/۱۸	۰/۵۱	-	-
تحصیلات	-۰/۳۲	-۱/۱۱	-	-
تعداد اعضای خانوار	-۰/۱۰	-۰/۷۸	-	-
درآمد	۰/۴۵	۱/۳۲	-	-
عضویت در سازمان‌های غیر دولتی حامی محیط زیست	۰/۲۹	۰/۴۶	-	-
دیدن گل سوسن چلچراغ	۰/۱۵	۰/۵۳	-	-
مبلغ پیشنهادی اول	-۰/۰۰۱۲	-۵/۱۹	-۰/۰۰۱۵	-۷/۳۸
متغیر وابسته = $Y_2$ = پاسخ به پیشنهاد دوم (مدل ۲)			متغیر وابسته = $Y_2$ = پاسخ به پیشنهاد دوم (مدل ۴)	
عرض از مبدأ	۲/۳۰	۳/۷۷	۲/۱۷	۵/۰۵
سن	-۰/۰۳	-۱/۸۸	-۰/۰۲	-۱/۷۵
جنسیت	-۰/۰۵	-۰/۱۷	-	-
تحصیلات	۰/۳۷	۱/۵۲	-	-
تعداد اعضای خانوار	-۰/۱۶	-۱/۲۷	-	-
درآمد	۰/۳۴	۱/۲۱	-	-
عضویت در سازمان‌های غیر دولتی حامی محیط زیست	۰/۴۲	۱/۱۰	-	-
دیدن گل سوسن چلچراغ	۰/۳۴	۱/۳۲	-	-
مبلغ پیشنهادی دوم	-۰/۰۰۲۴	-۷/۱۹	-۰/۰۰۲۲	-۷/۳۸
ضریب همبستگی اجزای اخلاص مدل اول و دوم (۴)	۰/۸۵	۵/۷۲	۰/۷۵	۵/۰۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق



پیش‌بینی کل مدل‌های ۱ و ۲ با هم و مدل‌های ۳ و ۴ با هم است که نتایج آن‌ها در جدول ۸ گزارش شده‌است. نحوه محاسبه نیز نشان داده شده‌است. درصد صحت پیش‌بینی مدل‌های ۱ و ۲ و مدل‌های ۳ و ۴ به ترتیب برابر است با ۵۱/۴۱ و ۴۸/۰۲ درصد که بیانگر این موضوع است که مدل‌های ۱ و ۲ و مدل‌های ۳ و ۴ به ترتیب ۵۱/۴۱ و ۴۸/۰۲ درصد از متغیرهای وابسته را درست پیش‌بینی می‌کنند.

جدول ۷ نتایج برآورد تعدادی از مقادیر متغیرهای وابسته  $Y_1$  و  $Y_2$  را که درست پیش‌بینی شده‌اند به‌طور جداگانه نشان می‌دهد. با استفاده از اعداد این جدول میتوان درصد صحت پیش‌بینی مدل‌ها<sup>۱</sup> را محاسبه کرد؛<sup>۲</sup> برای مثال درصد صحت پیش‌بینی مدل ۱ برابر با  $20/34 = 100 \times [(16+20)/177]$  است. به همین ترتیب می‌توان درصد صحت پیش‌بینی سایر مدل‌ها را محاسبه کرد. اما چیزی که مهم است درصد صحت

جدول ۷. درصد صحت پیش‌بینی جداگانه مدل‌های اول و دوم در مدل پروبیت به‌ظاهر نامرتب غیرمقید

مدل با تمام متغیرها		مدل با متغیرهای معنی‌دار			
Y1 پیش‌بینی شده		Y1 پیش‌بینی شده			
Y1=۰	Y1=۱	Y1=۰	Y1=۱		
۷۸	۱۶	۸۳	۱۱	Y1=۱	Y1 واقعی
۲۰	۶۳	۲۲	۶۱	Y1=۰	
Y2 پیش‌بینی شده		Y2 پیش‌بینی شده			
Y2=۰	Y2=۱	Y2=۰	Y2=۱		
۸۴	۱۶	۸۹	۱۱	Y2=۱	Y2 واقعی
۱۱	۶۶	۱۸	۵۹	Y2=۰	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۸. درصد صحت پیش‌بینی کل مدل پروبیت به‌ظاهر نامرتب غیرمقید

مدل با تمام متغیرها (مدل‌های ۱ و ۲)		
جمع	Y1 و Y2 درست پیش‌بینی شده	
۴۷	۲۸ (۵۹/۵۷ درصد)	Y1=Y2=۰
۳۰	۹ (۳۰ درصد)	Y2=۰ و Y1=۱
۳۶	۷ (۱۹/۴۴ درصد)	Y2=۱ و Y1=۰
۶۴	۴۷ (۷۳/۴۴ درصد)	Y1=Y2=۱
۱۷۷	۹۱	جمع
	$(91/177) \times 100 = 51/41$	درصد صحت پیش‌بینی کل مدل
مدل با متغیرهای معنی‌دار (مدل‌های ۳ و ۴)		
جمع	Y1 و Y2 درست پیش‌بینی شده	
۴۷	۲۷ (۴۵/۵۷ درصد)	Y1=Y2=۰
۳۰	۳ (۱۰ درصد)	Y2=۰ و Y1=۱
۳۶	۱۰ (۲۷/۷۸ درصد)	Y2=۱ و Y1=۰
۶۴	۴۵ (۷۰/۳۱ درصد)	Y1=Y2=۱
۱۷۷	۸۵	جمع
	$(85/177) \times 100 = 48/02$	درصد صحت پیش‌بینی کل مدل

مأخذ: یافته‌های تحقیق

## 1. Percentage of Right Prediction

۲. برابر است با صد ضربدر تعداد یک‌هایی که یک پیش‌بینی شده‌اند، به‌اضافه تعداد صفرهایی که صفر پیش‌بینی شده‌اند تقسیم بر تعداد کل مشاهدات.

برآورد بر میانگین آن محاسبه شده است. هرچه این نسبت کوچکتر باشد، نشان می‌دهد که برآورد دقیق‌تر است و بنابراین تمایل به پرداخت به‌دست‌آمده با استفاده از مدلی که متغیر وابسته آن  $Y_2$  است از اطمینان بالاتری برخوردار است.

با استفاده از نتایج برآورد مدل‌های ۳ و ۴- که تنها با وجود متغیرهای معنی‌دار برآورد شده‌اند - و رابطه ۱۹ مقادیر تمایل به پرداخت برای مدل ۳ و مدل ۴ به ترتیب برابر با  $۶۶۵۰/۸۰$  ریال و  $۶۹۶۳/۵۰$  ریال برآورد شده که این نتایج در جدول ۹ آورده شده‌اند. در ستون آخر این جدول، نسبت فاصله اطمینان

جدول ۹. محاسبه تمایل به پرداخت با مدل پروبیت به‌ظاهر نامرتب غیرمقید

مدل	مقدار	تمایل به پرداخت (WTP)	حد پایین	حد بالا	فاصله اطمینان	فاصله اطمینان تقسیم بر میانه	انحراف معیار	آماره معنی‌داری*
مدل $Y_1$	میانه	۶۶۵۰/۸۰	۵۱۹۷/۹۰	۸۵۰۹/۱۰	۳۳۱۱/۲	۰/۵	۸۲۷/۶۶	۸/۰۳۶
مدل $Y_2$	میانه	۶۹۶۳/۵۰	۶۱۰۴/۸۰	۷۹۵۱/۶۰	۱۸۴۶/۸	۰/۲۷	۴۷۱/۳۳	۱۴/۷۷۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق؛ \* آماره آزمون معنی‌داری حاصل تقسیم تمایل به پرداخت برآوردشده بر انحراف معیارش است.

تمامی متغیرهای توضیحی تخمین زده شده است ولی مدل شش مدلی است که با حذف متغیرهای غیر معنی‌دار از مدل پنج به دست آمده است. درصد صحت پیش‌بینی این مدل‌ها در جدول‌های ۱۱ و ۱۲، بیانگر این است که مدل پنج  $۵۱/۴۱$  درصد کل مدل را صحیح پیش‌بینی کرده است، در حالی که درصد صحت پیش‌بینی مدل شش  $۵۱/۹۸$  درصد است؛ بنابراین مدل شش برای تحلیل‌های بعدی و محاسبه تمایل به پرداخت مورد استفاده قرار گرفت.

اما مشکلی که وجود دارد این است که کدام‌یک از این برآوردها به‌منظور سیاست‌گذاری باید استفاده شوند. برای حل این مشکل با مقیدکردن دو مدل ضرایب تمامی متغیرها یکسان برآورد می‌شود که نتیجه آن برآورد مدل‌های پروبیت به‌ظاهر نامرتب مقید (مدل‌های ۵ و ۶) است. نتایج این برآوردها در جدول ۱۰ آورده شده است. از آنجا که ضرایب تمامی متغیرها با ایجاد محدودیت‌هایی در دو مدل (مدل‌های  $Y_1$  و  $Y_2$ ) یکسان برآورد شده‌اند، تنها نتایج یکی از آن‌ها گزارش شده است. مدل پنج مدلی است که با

جدول ۱۰. مدل‌های پروبیت به‌ظاهر نامرتب مقید

متغیر	مدل با تمام متغیرها (۵)	مدل با متغیرهای معنی‌دار (۶)
	ضریب	ضریب
آماره t	آماره t	آماره t
عرض از مبدا	۱/۷۱	۳/۸۱
سن	-۰/۰۳	-۲/۲۷
جنسیت	۰/۱۲	۰/۵۳
تحصیلات	۰/۰۶	۰/۳۴
تعداد اعضای خانوار	-۰/۱۵	-۱/۷۲
درآمد	۰/۲۹	۱/۵۸
عضویت در سازمان‌های غیردولتی حامی محیط زیست	۰/۳۲	۱/۳۸
دیدن گل سوسن چلچراغ	۰/۳۲	۱/۷۷
مبلغ پیشنهاد	-۰/۰۰۰۱۶	-۸/۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۱. درصد صحت پیش‌بینی جداگانه مدل‌های اول و دوم در مدل پروبیت به‌ظاهر نامرتب مقید

مدل با تمام متغیرها		مدل با متغیرهای معنی‌دار			
Y1 پیش‌بینی شده		Y1 پیش‌بینی شده			
Y1=۰	Y1=۱	Y1=۰	Y1=۱		
۶۷	۲۷	۶۶	۲۸	Y1=۱	
۲۷	۵۶	۲۷	۶۵	Y1=۰	Y1 واقعی
Y2 پیش‌بینی شده		Y2 پیش‌بینی شده			
Y2=۰	Y2=۱	Y2=۰	Y2=۱		
۷۳	۲۷	۷۲	۲۸	Y2=۱	
۷	۷۰	۷	۷۰	Y2=۰	Y2 واقعی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

محاسبه تمایل به پرداخت با استفاده از رابطه ۱۹ و نتایج برآورد مدل شش به صورت زیر انجام گرفت:

$$\square = (-1/82 + 0.27) + (0.15 \times \text{Mage}) + (-0.31 \times \text{Mfam}) + (0.29 \times \text{Minc}) + (1/156 \times \text{Mvisit})$$

$$\text{WTP} = -(\square/\square) = -0.0015999(1/156[\square]) = -0.0015999(1/156[2225/45])$$

که Mage، Mfam، Minc، Mvisit و  $\theta$  به ترتیب میانگین متغیرهای سن، تعداد اعضای خانوار، وضعیت بازدید از منطقه رویش گل سوسن چلچراغ و ضریب متغیر مبلغ پیشنهادی هستند. همان‌طور که محاسبات نشان می‌دهد، خانوارها تمایل دارند سالانه مبلغ ۷۲۲۵ ریال به منظور حفاظت از گل سوسن چلچراغ بپردازند.

جدول ۱۲. درصد صحت پیش‌بینی کل مدل پروبیت به‌ظاهر نامرتب مقید

مدل با تمام متغیرها (مدل ۵)		
جمع	Y1 و Y2 درست پیش‌بینی شده	
۴۷	Y1=Y2=۰	۲۱ (۴۴/۶۸ درصد)
۳۰	Y1=۱ و Y2=۰	۱۳ (۴۳/۳۳ درصد)
۳۶	Y1=۰ و Y2=۱ واقعی	۱۲ (۳۳/۳۳ درصد)
۶۴	Y1=Y2=۱	۴۵ (۷۰/۳۱ درصد)
۱۷۷	جمع	۹۱
درصد صحت پیش‌بینی کل مدل		$(91/177) \times 100 = 51/41$
مدل با متغیرهای معنی‌دار (مدل ۶)		
جمع	Y1 و Y2 درست پیش‌بینی شده	
۴۷	Y1=Y2=۰	۲۱ (۴۴/۶۸ درصد)
۳۰	Y1=۱ و Y2=۰	۱۴ (۴۶/۶۷ درصد)
۳۶	Y1=۰ و Y2=۱ واقعی	۱۲ (۳۳/۳۳ درصد)
۶۴	Y1=Y2=۱	۴۵ (۷۰/۳۱ درصد)
۱۷۷	جمع	۹۲
درصد صحت پیش‌بینی کل مدل		$(92/177) \times 100 = 51/98$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

### بحث و نتیجه‌گیری

مصاحبه با افراد در مورد تمایل به پرداختشان برای استفاده یا حفاظت از منابع طبیعی یا زیست‌محیطی پرسش می‌شود. در

در روش ارزش‌گذاری مشروط با استفاده از پرسشنامه و

داخل کشور، طراحی پرسشنامه‌ها به روش DBDC انجام شده ولی تحلیل آن‌ها با استفاده از الگوهای لجوجیت و پروبیت صورت گرفته است که کمکی به بالارفتن کارایی برآوردها نمی‌کند؛ زیرا از همبستگی موجود بین پاسخ به پیشنهاد اول و دوم استفاده نشده است. در این مطالعه، با استفاده از پرسشنامه انتخاب دوتایی دوبعدی در مورد تمایل به پرداخت خانوارهای استان گیلان برای حفاظت از گل سوسن چلچراغ پرسش شد. داده‌های به‌دست‌آمده با استفاده از الگوهای پروبیت به‌ظاهر نامرتبب تحلیل شد. توصیه می‌شود محققان ارزش‌گذاری مشروط برای تحلیل داده‌های ارزش‌گذاری مشروط با انتخاب دوگانه دوبعدی برای دستیابی به کارایی بالاتر در برآوردها از مدل‌های پروبیت به‌ظاهر نامرتبب استفاده کنند؛ در غیر این صورت استفاده از DBDC، که با هدف بالابردن کارایی برآوردها نسبت به روش SBDC مورد استفاده قرار می‌گیرد، مزیتی ایجاد نخواهد کرد و بدین ترتیب استفاده از روش SBDC ترجیح داده می‌شود.

#### سپاسگزاری

این مقاله برگرفته از طرح تحقیقاتی با عنوان "برآورد ارزش تفریحی و حفاظتی گل سوسن چلچراغ" و با کد ۰۰۴/ای/۹۰ است، که با تأمین اعتبار از دانشگاه ارومیه انجام گرفته است. جای دارد از دانشگاه ارومیه به دلیل کمک به اجرای این طرح تشکر و قدردانی شود.

#### REFERENCES

- Fattahi Ardakani, A. (2011). Economic Valuation of Underground Waters in Yazd Plain-Ardakan. Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Economics and Development, University of Tehran.
- Khodaverdizadeh, M., M. Kavousi, B. Hayati and M. Molaie. (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.
- Molaie, M., Gh. Sharzehi, S. Yazdani and I. Molaie. (2011). Estimating the Preservation Value of Wildlife in Arasbaran Forests Ecosystem. 1st National Agriculture Congress and Exposition on behalf of Ali Numan Kıraç with International Participation April 27-30, Eskisehir, Turkey.
- Molaie, M. and M. Kavousi Kalashmi. Estimating the Preservation Value of *Lilium ledebourii* Using Single Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation Method (2011). *Journal of Agricultural Economics and Development*, Vol. 25, No. 3, P. 322-329.
- Ahoo ghalandari, M., M. Haghsheno and M. Molaie. (2008). Evaluation of the Recreational and Environmental Potential of Chitgar Forest Park and Recommending Strategies for its Management. 2nd Conference of Environmental Engineering. (In Farsi)
- Amirnejad, H. (2006). Determining the Total Economic Value of North Forests of Iran with emphasizing on Environmental-Ecological and Preservation Values. Ph.D.

بین روش‌های مختلف ارزش‌گذاری مشروط، روش انتخاب دوتایی بیشتر مورد توجه قرار گرفته است که در آن به پاسخ‌دهندگان مبلغی پیشنهاد و از آن‌ها خواسته می‌شود که آن را به‌صورت تمایل به پرداخت خود بپذیرند یا رد کنند. دو نوع روش انتخاب دوتایی وجود دارد: روش انتخاب دوتایی تک‌بعدی و دوبعدی. در ایران، روش انتخاب دوتایی بیشتر مورد استفاده محققان قرار گرفته است. در این روش، به هر پاسخ‌دهنده دو مبلغ پیشنهاد می‌شود که مبلغ پیشنهادی دوم به پاسخ به پیشنهاد اول بستگی دارد. با این توضیح که اگر پاسخ به مبلغ پیشنهادی اول مثبت باشد، مبلغ پیشنهادی دوم که بیشتر از مبلغ پیشنهاد اول است مطرح می‌شود و چنانچه پاسخ به مبلغ پیشنهادی اول منفی باشد، مبلغ پیشنهادی دوم که کمتر از مبلغ پیشنهادی اول است ارائه می‌شود؛ بنابراین محقق با دو پاسخ به دو مبلغ پیشنهادی مواجه می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، دو مدل اقتصادسنجی با متغیر وابسته دوتایی به وجود می‌آید. متغیر وابسته مدل اول پاسخ به پیشنهاد اول و متغیر وابسته مدل دوم پاسخ به پیشنهاد دوم است. برای تحلیل چنین داده‌هایی از مدل‌های اقتصادسنجی پروبیت به‌ظاهر نامرتبب استفاده می‌شود؛ به این دلیل که پاسخ به پیشنهاد دوم تابعی از پاسخ به پیشنهاد اول است؛ یعنی بین این دو پاسخ و همچنین اجزای اخلال دو مدل همبستگی وجود دارد. استفاده از این همبستگی باعث بالارفتن کارایی روش انتخاب دوتایی دوبعدی نسبت به روش انتخاب دوتایی یک‌بعدی می‌شود. در مطالعات انجام‌شده در

- Dissertation, Agricultural Economics Department, Faculty of Agriculture, University of Tarbiat Modares. (In Farsi)
- Amirnejad, H., S. Khalilian and M.H. Assare. (2007). The Preservation and Use Values Determination of Sisangan Forest Park, Nowshahr by Using Individual's Willingness-to-Pay. *Pajouhesh and Sazandegi* No: 72 pp: 15-24. (In Farsi)
- Arndt, J. and E. Crane. (1975). Response Bias, Yea-Saying and the Double Negative. *Journal of Marketing Research* 12: 218-220.
- Arrow, K., R. Solow, R. Portney, E. Learner, R. Rander and H. Schuman. (1993). Report of NOAA Panel on Contingent Valuation: Report to the National Oceanic and Atmospheric Administration. *Federal Register* 48: 4601-4614.
- Bateman, I.J., I.H. Langford, R.K. Turner, K.G. Willis and G.D. Garrod. (1995). Elicitation and Truncation Affects in Contingent Valuation Studies. *Ecological Economics* 12: 161-179.
- Cameron, T.A. and J. Quiggin. (1994). Estimation Using Contingent Valuation Data from a Dichotomous Choice with Follow-Up Questionnaire. *Journal of Environmental Economics and Management* 27: 218-234.
- Champ, P. A., A. Alberini and I Correas. (2005). Using contingent valuation to value a noxious weeds control program: the effects of including an unsure response category. *Ecological Economics* 55: 47-60.
- Cooper. J.C. (1993). Optimal Bid Selection for Dichotomous Choice Contingent Valuation Surveys. *Journal of Environmental Economics and Management* 24: 25-40.
- Diaz, M.A., M. G. Gomez, A. S. Gonzalez and J. D. Una Alvarez. (2010). On dichotomous choice contingent valuation data analysis: Semiparametric methods and Genetic Programming. *Journal of Forest Economics* 16: 145-156.
- Emami Meibodi, A. and M. Ghazi. (2008). Estimation of the Recreation Value of Saei Park in Tehran Using Contingent Valuation Method. *Quarterly Journal of Economic Researches of Iran* 36: 187-202. (In Farsi)
- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis*. 7<sup>th</sup> edition, Prentice Hall, USA.
- Gurluk, S. (2006). The estimation of ecosystem services' value in the region of Misi Rural Development Project: Results from a contingent valuation survey. *Forest Policy and Economics* 9: 209-218.
- Hanemann, M., J. Loomis and B. Kanninen. (1991). Statistical Efficiency of Double-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation. *American Journal of Agricultural Economics* 73(4): 1255-1263.
- Hanemann, W. M. (1984). Welfare Evaluation in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses. *American Journal of Agricultural Economics* 66: 332-341.
- Hanemann, W.M. (1985). Some Issues in Continuous and Discrete Response Contingent Valuation Studies. *Northeastern Journal of Agricultural Economics* 14(1): 5-13.
- Herriges, J.A. and J.F. Shogren. (1996). Starting Point Bias in Dichotomous Choice Valuation with Follow-Up Questioning. *Journal of Environmental Economics and Management* 30: 112-131.
- Kahneman, D., P. Slovic and A. Tversky. (1982). *Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases*. Cambridge University Press: New York.
- Kanninen, B.J. (1993). Design of Sequential Experiments for Contingent Valuation Studies. *Journal of Environmental Economics and Management* 25: 1-11.
- Kavoosi, M., Etghaei, M. & Khodaverdizadeh, M. (2009), Estimating the outdoor recreation value of Kandovan tourism village of East Azarbaijan with the use of contingent valuation method. (In Farsi).
- Madureira, L., L. C. Nunes, J. G. Borges and A. O. Falcao. (2011). Assessing forest management strategies using a contingent valuation approach and advanced visualization techniques: A Portuguese case study. *Journal of Forest Economics* 17: 399-414.
- McFadden, D., G. Leonard. 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).
- Mitchell, R.C. and R.T. Carson. (1989). *Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method*. Washington, DC: Resources for the Future.
- Molaei, M. (2009). *Economic and Environmental Valuation of Arasbaran Forests Ecosystem*. Ph.D. Thesis, Agricultural Economics Department, Faculty of Agricultural Economics and Development, University of Tehran. (In Farsi)
- Molaei, M., Ghahremanzadeh, M. and

- Mehdizadeh, M. (2009A). Estimation of Recreation Value of Sardar Maku Palace and Determining Effective Factors on Visitor's Willingness to Pay. Quarterly Journal of Economic Modelling, No.2 (8): 173-193. (In Farsi)
- Molaei, M., Sharzehi, Gh. and Yazdani, S. (2010). The Impact of Different Approaches of Questionnaire Eliciting on the Willingness to Pay in Contingent Valuation Methods (Case Study: Arasbaran Forestst Ecosystem). Journal of Economic Researches, 90. (In Farsi)
- Molaei, M., Yazdani, S., Sharzehi, Gh. and Caparros Gus, A. (2009B). Estimating the Preservation Value of Arasbaran Forests Ecosystem Using Contingent Valuation Method. Journal of Agricultural Economics, Vol. 3, No. 2: 37-64. (In Farsi)
- Park, T. and J. Ioomis. (1996). Joint Estimation of Contingent Valuation Survey Responses. Environmental and Resource Economics 7: 149-162.
- Peron, S. and A. Esmaili. (2008). Estimation of the Recreation Value of Tropical Forests in Hormozgan Province. Quarterly Journal of Agricultural Economics 2(3): 6 pages. (In Farsi)
- Rafee, H. & Amirnejad, H. (2009). Public preferences and willingness to pay for preservation of Mazandaran forests (Case study: Soleyman-tangeh (Sari)). *agricultural economics conference*, Tehran, Iran. (In Farsi).
- Rulleau B., J. Dehez and P. Point. (2012). Recreational value, user heterogeneity and site characteristics in contingent valuation. *Tourism Management*, 33: 195-204.
- Storm, H., T. Heckelei and C. Heidecke. (2011). Estimating irrigation water demand in the Moroccan Drâa Valley using contingent Valuation. *Journal of Environmental Management* 92: 2803-2809.
- Watson, V. and M. Ryan. (2007). Exploring preference anomalies in double bounded contingent valuation. *Journal of Health Economics* 26: 463-482.
- Welsh, M.P. and G.L. Poe. (1998). Elicitation Effect in Contingent Valuation: Comparisons to a Multiple Bounded Discrete Choice Approach. *Journal of Environmental Economics and Management* 36: 170-185.