اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و ششم، شمارهٔ ۱۰۲، تابستان ۱۳۹۷

برآورد تمایل به پرداخت برای جلوگیری از تغییر کاربری اراضی کشاورزی با استفاده از روش آزمون انتخاب

مرتضی مولائی[۱]، شهرام آقایی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۴/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۱/۱۲

چکیده

رشد جمعیت و افزایش تقاضا برای خدمات شهری موجب گسترش حوزه شهری و فشار زیاد بر اراضی کشاورزی برای تغییر کاربری شده و آثار سوء زیست‌محیطی را در پی داشته است. در سال‌های اخیر نگرانی‌ها در ارتباط با آثار سوء زیست‌محیطی فعالیت‌های تولیدی افزایش پیدا کرده است. از این رو باید روش‌های اصولی در مدیریت منابع زمین اتخاذ شود که بتواند بین ارزش‌های زیست‌محیطی و ارزش افزوده اقتصادی توازن برقرار کند. در این مطالعه با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده از ۱۰۴ نفر از ساکنان نقاط شهری و روستایی شهرستان سیاهکل و به کارگیری روش آزمون انتخاب، ارزش منافع غیراستفاده‌ای زمین‌های کشاورزی با توجه به سناریوهایی برآورد شد. نتایج این مطالعه نشان داد که افراد تمایل به

۱. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)
M.Molaei@Urmia.ac.ir
۲. کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه

پرداخت بیشتری برای زمین‌های باغ و شالیزار نسبت به پیش فرض مدل، که زمین دیم می‌باشد، دارند. همچنین نتایج مدل تمایل به پرداخت بیشتر را برای حفظ باغ‌ها نسبت به شالیزارها نشان داد. براساس نتایج، متوسط تمایل به پرداخت برای حفظ شالیزار و باغ به ترتیب ۲۸۹۷۷/۹۹ و ۴۲۷۳۲/۵۳ میلیون ریال برای هر خانوار در هکتار در سال به دست آمد.

طبقه‌بندی JEL: Q15، R14

کلیدواژه‌ها:

تغییر کاربری، ارزش‌های زیست‌محیطی، زمین‌های کشاورزی، آزمون انتخاب، شهرستان سیاهکل

مقدمه

تقاضا برای زمین‌های کشاورزی همواره تحت تأثیر تقاضای محلی برای محصولات کشاورزی، تجارت جهانی، تغییرات تکنولوژیکی، سیاست‌های دولت و ترجیحات اجتماعی می‌باشد. با رشد جمعیت و رشد اقتصادی، تقاضا برای زمین به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع تولید طبیعی افزایش پیدا کرده و با افزایش تقاضا برای زمین، فشار مضاعفی بر کاربری‌های سنتی زمین نظیر زمین‌های کشاورزی برای تغییر کاربری وارد می‌شود. افزایش هزینه فرصت زمین در نتیجه وجود گزینه‌های مختلف برای استفاده از زمین نظیر کاربری‌های صنعتی و مسکونی، که بالا رفتن ارزش بازاری آن را نیز به دنبال دارد، اغلب منجر به کشمکش شدید بین کاربری‌های مختلف می‌شود که در مناطق حومه شهر این موضوع در ابعاد وسیع‌تری مشاهده می‌گردد. تغییر کاربری گسترده در بیشتر مناطق کشاورزی نزدیک شهرها نمایانگر چگونگی پاسخ به این فشارها می‌باشد (۱۴).

رشد جمعیت و افزایش تقاضا برای خدمات شهری موجب گسترش حوزه شهری و فشار زیاد بر اراضی کشاورزی برای تغییر کاربری شده و آثار سوء زیست‌محیطی در پی داشته

است. این توسعه بر مبنای قیمت‌های بازاری رایج و مؤثر آینده زمین در کاربری‌های مختلف صورت می‌گیرد که در این قیمت‌های بازاری جایی برای آثار زیست‌محیطی وجود ندارد و اگر کاربری‌های جدید خیلی هزینه‌بر باشند، برگشت به حالت اولیه تقریباً ناممکن بوده و تبعات نامطلوبی را در آینده برای اجتماع به دنبال خواهد داشت (۱).

بررسی نسبت تغییرات جمعیتی سکونت‌گاه‌های شهری و روستایی در ایران –به عنوان کشوری در حال توسعه– طی ۶۵ سال اخیر مشابه تغییرات کل جمعیت کشورهای جهان و شدیدتر از کشورهای در حال توسعه بوده است. سرشماری‌های رسمی ایران در طی این سال‌ها نشان می‌دهد که سهم جمعیت روستایی و شهری از کل جمعیت به ترتیب از ۶۸/۵ و ۳۱/۵ درصد در سال ۱۳۳۵ به ۲۸/۵ و ۷۱/۴ درصد در سال ۱۳۹۰ تغییر یافته است (۲۱). به نظر می‌رسد که چهار عامل عمده در این جریان نقش آفرین بوده‌اند: ۱- حرکت انبوه مردم از روستاها به شهرها؛ ۲- تبدیل برخی از روستاها به شهر؛ ۳- رشد طبیعی جمعیت شهرها؛ و ۴- گسترش فیزیکی شهرها و به تبع آن ادغام روستاهای مجاور در فضای شهر (۶).

اما شهرها نمی‌توانند برای همه جمعیت افزوده شده فضای حیاتی مناسبی فراهم کنند و به همین خاطر بخشی از جمعیت اضافه شده به شهر به پیرامون آن رانده می‌شوند. در این مورد سکونت‌گاه‌های روستایی نزدیک به شهر اصلی‌ترین مکان جذب چنین جمعیتی هستند. در واقع مجاورت با شهر امکان استفاده از خدمات موجود در شهر را به ویژه در زمینه‌های اقتصادی برای ساکنان این‌گونه روستاها امکان‌پذیر می‌سازد. در نتیجه بسیاری از مهاجران به شهر به دلیل پایین بودن هزینه‌های زندگی و مخصوصاً هزینه‌های تأمین زمین و مسکن در روستاهای پیرامونی نسبت به شهر، به این گونه روستاها مهاجرت می‌کنند. به این ترتیب اقتصاد روستا تحت تأثیر همجواری با شهر به تدریج تغییر پیدا می‌کند و از مکانی تولیدی با محتوایی غالباً کشاورزی، به کانونی بی‌هویت و مصرف‌کننده منابع شهر تبدیل می‌گردد و در نتیجه ساختار اقتصادی روستا تابع فرایندهای اقتصادی شهر می‌شود (۲۲).

تبدیل و یا از بین بردن زمین‌های حاصلخیز کشاورزی خسارت عمی است که متأسفانه در محاسبات تک تک بهره‌برداران، مردم، دلالان زمین و هیچ یک از فعالان عرصه اقتصادی و بازار به حساب نمی‌آید، زیرا ارزش‌های از دست‌رفته از نوع مالی نیست. ابعاد مختلف ارزش زمین‌های حاصلخیز در محاسبات اقتصادی مشخص می‌شود که کاری پیچیده بوده و در ارزیابی مالی نمی‌توان ابعاد مختلف آن را تعیین نمود. این آثار ذاتاً از نوع آثار ثانویه و از گروه کالاهای طبیعی[3] هستند. بنابراین در دایره محاسبات یک کارفرمای اقتصادی خصوصی، که در خرید، فروش، تغییر کاربری، تخریب لایه‌های پر ارزش خاک و غیره دست می‌زند، نمی‌آید (۱۸).

بخشی از خدمات اکوسیستمی زمین‌های کشاورزی شامل خدمات تولیدی از قبیل غذا، الیاف و مواد خام دارای ارزش بازاری هستند و قیمت آنها در بازار از طریق عرضه و تقاضا تعیین می‌شود. آنچه در این مطالعه حائز اهمیت می‌باشد بخشی از خدمات می‌باشد که ارزش غیربازاری هستند و در بیان ارزش کل این اکوسیستم نیز نقش تعیین‌کننده‌ای را به عهده دارند. تعیین ارزش‌های غیر بازاری خدمات زیست‌محیطی یکی از چالش‌هایی است که اقتصاد محیط‌زیست همچنان با آن مواجه است (۱۷).

امروزه یکی از بحث‌های بسیار مهم کشور، تخریب اراضی کشاورزی و ویلاسازی در شمال کشور است. بدون اغراق منطقه شمال کشور از بزرگ‌ترین سرمایه‌های طبیعی خدادادی کشور به حساب می‌آید. با وجود استعداد خارق العاده آب و هوا و خاک شمال، اگر روش‌های تولید با فناوری بالا استفاده شود، بدون شک حتی می‌توان تولید محصولات کشاورزی را به چند برابر مقدار فعلی رساند. متأسفانه چند عامل، این منطقه ویژه اقتصادی را تهدید کرده و می‌کند که بزرگ‌ترین عامل، غفلت از ارزش‌های بلامنازع و بی‌رقیب کاربری این اراضی برای کشاورزی است. ارزش معادل این کاربری را می‌توان هزینه فرصت جایگزین کردن منطقه‌ای کاملاً مشابه این سرزمین با همین شرایط آب و هوایی و خاک در نظر گرفت (۱۰).

3. Natural Goods

مناطق روستایی و شهری استان گیلان به خاطر شرایط خاص آب و هوایی و مناظر زیبایی که دارند، در طول سال تعداد کثیری گردشگر را به سوی خود جذب می‌نمایند و درآمد قابل توجهی از این راه عاید مردم منطقه می‌شود. با گسترش صنعت توریسم در این استان و به ویژه در منطقه سیاهکل و دیلمان، تقاضا برای خدمات شهری و گسترش ساخت و ساز در منطقه افزایش پیدا می‌کند و منجر به تغییر کاربری گسترده زمین‌های کشاورزی می‌شود.

در سال‌های اخیر نگرانی‌ها در ارتباط با آثار سوء زیست‌محیطی فعالیت‌های تولیدی افزایش پیدا کرده است. از این رو لازم به نظر می‌رسد روش‌های اصولی در مدیریت منابع زمین اتخاذ گردد که هم در تولید غذا و الیاف کارایی لازم را داشته باشد و هم بتواند بین ارزش‌های زیست‌محیطی و بازده اقتصادی توازن برقرار کند که این به مفهوم اجرای سیاست‌های توسعه پایدار می‌باشد (۱۰).

بر اساس آمار و اطلاعات ارائه شده توسط وزارت جهاد کشاورزی، از سال تصویب قانون حفظ کاربری اراضی کشاورزی (۱۳۷۴) تا سال ۱۳۸۲ بیش از ۱۴۰ هزار هکتار از اراضی کشاورزی کشور از گردونه تولید خارج شده (تقریباً هر سال ۲۰ هزار هکتار) و تغییر کاربری داده‌اند (۲۰). همچنین از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۶ حدود ۳۰ هزار هکتار یعنی به طور متوسط سالی ۷/۵ هکتار از اراضی کشاورزی کشور تغییر کاربری یافته‌اند. این در حالی است که ایران ۱۸/۷ میلیون هکتار زمین زراعی و باغی دارد و احتمال اینکه به مساحت آنها اضافه شود بسیار بعید به نظر می‌رسد. به‌همین دلیل روند تغییر کاربری اراضی کشاورزی بسیار نگران‌کننده است (۱۶).

در سال‌های اخیر مطالعاتی در ارتباط با برآورد ارزش‌های غیربازاری اراضی کشاورزی و خسارات اقتصادی ناشی از تغییر کاربری زمین صورت گرفته است. از جمله آن مطالعات می توان به موارد زیراشاره کرد:

قربانی و صدرموسوی (۷) به بررسی پیامدهای زیست‌محیطی گسترش سکونت‌گاه‌ها در دره اسکوچای تبریز پرداختند. در این مطالعه با استفاده از نقشه‌های جغرافیایی به بررسی تغییر کاربری زمین در یک دوره سیزده ساله (۱۳۸۱-۱۳۶۸) در این منطقه پرداخته شده و بر

اساس نتایج این پژوهش با افزایش ساخت و سازها در این منطقه به طور چشمگیری از مساحت باغات و اراضی کشاورزی به نفع کاربری مسکونی و دیگر کاربری‌های غیرکشاورزی کاسته شده است و اگر این روند ادامه پیدا کند سرسبزی و زیبایی دره مذکور در آینده نزدیک از بین رفته و منطقه با یک بحران زیست‌محیطی مواجه خواهد شد.

منشی‌زاده و خوشحال (۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توریسم در تغییر کاربری اراضی شهرستان لاهیجان در مناطق شهری و روستایی پرداختند و چنین نتیجه‌گیری نمودند که فعالیت‌های توریستی و پروژه‌های ایجاد شده برای جلب توریسم یکی از عوامل عمده تغییر کاربری اراضی در مناطق شهری و روستایی شهرستان لاهیجان می‌باشد. مجموعه عواید اقتصادی حاصل از صنعت توریسم (بالا رفتن ارزش زمین، تغییر کاربری اراضی کشاورزی به مسکونی و تجاری) نقش کلیدی در تحولات شهری و روستایی شهرستان لاهیجان دارند. پدیده توریسم به صورت مستقیم و یا غیر مستقیم بر کاربری اراضی تأثیرگذار می‌باشد. در برخی از مناطق شهری و روستایی مستقیماً باعث تغییر کاربری می‌شود و در مناطق دیگر با افزایش قیمت زمین بر فعالیت‌های کشاورزی تأثیر گذاشته و باعث عدم رغبت کشاورزان به فعالیت‌های کشاورزی شده که در نهایت به تغییر کاربری اراضی کشاورزی منجر می‌شود. در مناطق دور دست به دلیل تفاوت درآمد شهر و روستا، که عوامل توریستی نیز باعث تشدید این اختلاف درآمد می‌شود، مهاجرت روستاییان را افزایش می‌دهد که نتیجه آن بایر شدن و یا عدم بهره‌برداری اصولی از اراضی کشاورزی می‌باشد.

هاشمی‌بناب (۱۰) در مطالعه‌ای به ارزیابی هزینه‌های اقتصادی و خسارات زیست‌محیطی تغییر کاربری اراضی کشاورزی در استان مازندران پرداخت. براساس یافته‌های این تحقیق، ارزش کل خدمات اکوسیستمی زمین‌های کشاورزی به تفکیک نوع کاربری زمین کشاورزی متفاوت خواهد بود و از رقم ۸۶ میلیون ریال برای هر هکتار زمین دیم تا ۶۳۹ میلیون ریال برای هر هکتار باغ در استان مازندران متغیر می‌باشد. ارزش کل خدمات اکوسیستمی هر هکتار

شالیزار در این منطقه معادل ۳۱۰ میلیون ریال برآورد گردید. مقایسه این ارقام با ارزش تولیدی این زمین‌ها، که مبنای مقایسه ارزش این زمین‌ها در مقایسه با کاربری‌های دیگر قرار می‌گیرد، نشان می‌دهد که ارزش تولیدات بازاری زمین‌های کشاورزی تنها ۴۰ درصد از ارزش کل کالاها و خدمات اکوسیستمی این زمین‌ها را به خود اختصاص می‌دهد و ۶۰ درصد باقیمانده مربوط به خدمات اکوسیستمی غیر بازاری زمین‌های کشاورزی می‌باشد.

در مطالعه‌ای که توسط لینچ و همکاران (۱۳) در ایالت مریلند صورت گرفت نشان داده شد که نزدیک به ۷۸ درصد کشاورزان اصرار دارند زمین‌هایشان را به جای فروش به دیگران، برای خانواده خود نگه دارند. در این مطالعه از کشاورزان سؤال شده است که اگر مبلغی در اختیار آنها قرار گیرد چه فعالیتی انجام می‌دهند. بیشتر پاسخ‌دهندگان بیان کردند که این وجه را به طریقی هزینه می‌نمایند که موجب توسعه کشاورزی شده و به نفع اقتصاد محلی باشد. این مسئله نشان می‌دهد که وضعیت اقتصادی منطقه و منابع ثروتی آن نقش بسیار تعیین‌کننده‌ای در حفظ یا از بین رفتن زمین‌های کشاورزی دارد.

گویبو و همکاران (۸) ارزش‌های غیربازاری ویژگی‌های کشاورزی و زیست محیطی و تغییرات آنها را براساس ترجیحات کشاورزان در تاجیکستان با استفاده از روش آزمون انتخاب برآورد کردند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که تصمیم برای تخصیص زمین به کاربری‌های مختلف، بستگی به خصوصیات اقتصادی-اجتماعی کشاورزان و عوامل زیست محیطی دارد.

در ارتباط با استفاده از روش آزمون انتخاب نیز مطالعات متعددی صورت گرفته است (۳، ۲، ۱۹، ۱۱، ۵).

هدف از این مطالعه، برآورد تمایل به پرداخت برای کاربری‌های مختلف زمین‌های کشاورزی و عوامل مؤثر بر تغییر کاربری می‌باشد.

مواد و روش‌ها

روش آزمون انتخاب (CE)[۴]

در روش آزمون انتخاب از مردم خواسته می شود که از بین حالت‌های[۵]مختلف، که به وسیله مشخصه‌های[۶] متفاوت توصیف می‌شود، دست به انتخاب بزنند. برای تحلیل داده‌های جمع آوری شده با استفاده از روش آزمون انتخاب، مدل‌های مختلفی به کار می‌رود که مدل پایه‌ای برای این تحلیل مدل لاجیت شرطی[۷] می‌باشد (۱۲).

الگوی لاجیت شرطی: در رهیافت الگو سازی انتخاب، پاسخ دهنده عقلایی[۸] به دنبال حداکثرکردن مطلوبیت با توجه به محدودیت بودجه است. احتمال اینکه فرد i گزینه g را بر گزینه h ترجیح دهد، به صورت زیر تصریح می شود (۱۵):

$$prob[(U_{ig} > U_{ih}) \forall g \neq h] = \frac{\exp(\mu V_{ig})}{\sum_{j=1}^{J}(\mu V_{ij})} \qquad g \in g_i \qquad (۱)$$

U_{ig} نشان دهنده مطلوبیت مستقیم کسب شده توسط فرد i از گزینه g است که مطلوبیت غیرمستقیم منطبق بر آن را می‌توان در قالب یک الگوی اقتصادسنجی به شکل زیر نوشت (۴):

$$V_{ig} = \beta_{0g} + Z_{ig}^{T}\gamma + X_i^{T}\beta_g^{*} \qquad (۲)$$

Z_{ig}^{T} ویژگی‌ها یا صفات مربوط به هر گزینه است که از مجموعه‌ای به مجموعه دیگر و نیز از مشاهده‌ای به مشاهده دیگر در داخل یک مجموعه انتخاب ممکن است تغییر پیدا کند. ضرایب مربوط به این ویژگی‌ها برای تمام حالت‌ها و تمام افراد یکسان در نظر گرفته می‌شود. β_{0g} بیانگر کیفیت منحصر به فرد گزینه g (که به آن ثابت خاص آلترناتیو (ASC) نیز گفته می‌شود) و X نشاندهنده سایر متغیرها از قبیل خصوصیات اقتصادی- اجتماعی فرد i است. مدل لاجیت شرطی با استفاده از رهیافت حداکثر راست‌نمایی قابل برآورد می‌باشد.

---

4. Choice Experiment Method
5. Profiles
6. Attribute
7. Conditional Logit Model
8. Rational

در مدل لاجیت شرطی برای هر جفت گزینه (g و h) نسبت احتمال انتخاب آن دو گزینه R(g,h) به شکل زیر تعریف می‌شود (۴):

$$R_i(g,h) = \log\left(\frac{P_{ig}}{P_{ih}}\right) = V_{ig} - V_{ih} \quad (۳)$$

که R_i نسبت احتمال انتخاب گزینه g و h است. ویژگی مهم مدل لاجیت شرطی این است که R_i تنها به ویژگی‌های دو گزینه g و h بستگی دارد و از تعداد و ماهیت سایر گزینه‌ها یا حالت‌هایی که به طور هم‌زمان در آن مجموعه انتخاب مطرح می‌شود، کاملاً مستقل می‌باشد به این مفهوم که ویژگی‌های گزینه سوم این نسبت را تحت تأثیر قرار نخواهد داد و به این ترتیب با وارد کردن یک جایگزین جدید یا حذف یکی از گزینه‌های موجود به جز g و h این نسبت بدون تغییر باقی خواهد ماند. این ویژگی تحت عنوان استقلال گزینه‌های نامرتبط[۹] می‌باشد و در شرایط وجود گزینه‌های با همبستگی بالا مدل نتایج غیر قابل قبول ارائه خواهد داد.

در مدل لاجیت شرطی، فرض بر این است که جملات خطا دارای توزیع منحصر به فرد یکسان در گزینه‌های مختلف برای فرد می‌باشند. اگر چنین نباشد، باید ماتریس کوواریانس توزیع خطا تعریف شود و از مدل‌های پیچیده‌تری نظیر لاجیت آشیانه‌ای[۱۰]، پروبیت چند جمله‌ای[۱۱] و لاجیت مختلط[۱۲] استفاده گردد.

آزمون‌های آماری متعددی برای آزمون فرضیه IIA استفاده می‌شود که در این میان آزمون هاسمن و مک فادن[۱۳] (۱۹۸۴) کاربرد گسترده‌ای یافته است. در این آزمون در هر مرحله ابتدا الگو به صورت نامقید برآورد می‌شود. سپس یکی از گزینه‌های مورد نظر از مجموعه انتخاب حذف و مدل به صورت مقید برآورد می‌شود و آماره آزمون به شکل زیر مورد محاسبه قرار می‌گیرد:

---

9. Independence of Irrelevant Alternatives
10. Nested logit model
11. Multinomial Probit Model
12. Mixed Logit Model
13. Hausman and McFadden

$$T = (\bar{\beta}_r - \hat{\beta})'(\hat{V}_r - \hat{V})^{-1}(\bar{\beta}_r - \hat{\beta}) \sim \chi^2(m) \quad (۴)$$

آماره این آزمون دارای توزیع کای دو است که با مقدار مختص این آماره در جدول مقایسه می‌شود.

نتایج برآوردهای مدل آزمون انتخاب به دو منظور استفاده می‌شود: ۱- برآورد میزان تمایل به پرداخت نهایی (MWTP) یا قیمت ضمنی هر مشخصه، ۲- مازاد جبرانی[14] یا تمایل به پرداخت. قیمت ضمنی مشخصه غیرپولی kام برابر با نرخ نهایی جانشینی بین مشخصه‌های پولی و مشخصه غیرپولی(برای مثال سطح حفاظتی و ریسک توسعه‌ای) می‌باشد و در یک مدل که اثرات متقابل آن مشخصه را نداشته و متغیرهای اقتصادی و اجتماعی وجود نداشته باشد، می‌تواند از نسبت ضریب مشخصه غیرپولی[15] به ضریب مشخصه پولی[16] به دست آید.

$$MWTP = -\frac{\frac{\partial U}{\partial X_k}}{\frac{\partial U}{\partial Bid}} = -\frac{\partial \beta_k}{\partial \beta_{Bid}} \quad (۵)$$

اندازه نمونه و روش نمونه‌گیری: برای برآورد ارزش حفاظتی (ارزش منافع غیر استفاده‌ای) زمین‌های کشاورزی شهرستان سیاهکل، از پرسش‌نامه‌های آزمون انتخاب استفاده شد که مربوط به ساکنان نقاط شهری و روستایی این شهرستان می‌باشد.

براساس مطالعات تجربی نیز حداقل اندازه نمونه برای طرح‌های دو گزینه‌ای باید بین ۱۰۰ و ۳۰۰ باشد (۱۰). در این تحقیق ۱۰۴ پرسش‌نامه برای برآورد ارزش حفاظتی تهیه و از طریق روش نمونه گیری تصادفی تکمیل شد.

انتخاب صفات و تخصیص سطوح: صفات تعیین شده و سطوح مرتبط با آنها باید معنادار، قابل فهم، واقعی، عملی و در راستای مسئله سیاست گذاری باشد (۹). در این تحقیق سه ویژگی زمین های کشاورزی سیاهکل در نظر گرفته شده است: نوع زمین، وسعت زمین و

14. Compensation Surplus
15. Non-Monetary Attribute
16. Monetary Attribute

ریسک توسعه ای[۱۷]. هر یک از این ویژگی ها در سطوحی به صورت جدول ۱ تقسیم بندی شده اند.

جدول ۱. ویژگی ها و سطوح هر یک از ویژگی ها در آزمون انتخاب

ویژگی	سطح		
نوع زمین	شالیزار	باغ	دیم
وسعت زمین	۵۰۰ هکتار	۱۰۰۰ هکتار	۱۵۰۰ هکتار
ریسک توسعه ای	۲۰-۱۰ سال	۳۰ سال	

مأخذ یافته‌های تحقیق

علاوه بر ویژگی‌های ذکر شده، یک ویژگی میزان پرداخت که امکان برآورد تمایل به پرداخت را فراهم می‌کند، همواره در مجموعه‌های انتخاب به چشم می‌خورد. جهت تعیین سطوح ویژگی قیمت (میزان تمایل به پرداخت)، پیش آزمون انجام شد و با استفاده از روش بویل و همکاران[۱۸](۱۹۸۸) پنج مبلغ پیشنهادی تعیین گردید که به صورت تصادفی به گزینه‌های مختلف نسبت داده شدند. در این مطالعه برای تعیین ترکیبات ویژگی‌های مختلف گزینه‌ها در مجموعه‌های انتخاب از نرم افزارMinitab 16 استفاده شد و برآورد مدل‌های رگرسیونی توسط نرم افزار Stata 11 صورت گرفت.

نتایج و بحث

ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی پاسخگویان

متغیرهایی که در این بخش مورد بررسی قرار گرفتند به دو صورت پیوسته و گسسته در تجزیه و تحلیل نتایج وارد شدند که از متغیرهای پیوسته می‌توان متغیر سن و اندازه خانوار را نام برد. توصیف آماری این متغیرها در جدول ۲ آورده شده است.

۱۷. به طور مثال ریسک توسعه ای زمین اگر ۱۰ تا ۲۰ سال باشد به این مفهوم است که احتمال تخریب و نابودی این زمین‌ها طی ۱۰ تا ۲۰ سال آینده وجود دارد.

18. Boyle et al

جدول ۲. توصیف آماری ویژگی‌های اقتصادی اجتماعی پاسخ‌دهندگان

نام متغیر	نوع متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
سن (سال)	پیوسته	۳۵/۵۷	۱۲/۵۶	۱۸	۸۴
اندازه خانوار (نفر)	پیوسته	۴/۰۱	۱/۵۳	۱	۸
جنسیت	گسسته	۰/۷۵	۰/۴۳	۰	۱
تحصیلات (سال)	پیوسته	۱۴/۶۴	۳/۳۴	۸	۲۳
درآمد (هزار ریال)	پیوسته	۹۱۷۳/۰۷۷	۳۲۴۷/۴۳	۵۰۰۰	۱۵۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس این آمار جوان‌ترین فرد در بین پاسخ‌دهندگان، ۱۸ سال و مسن‌ترین فرد ۸۴ سال دارد و میانگین سنی پاسخ‌گویان تقریباً ۳۶ سال می‌باشد. میانگین تعداد افراد خانوار ۴ نفر است و کم‌جمعیت‌ترین خانوار شامل ۱ نفر و پرجمعیت‌ترین خانوار ۸ نفر عضو دارد. مطابق این آمار ۷۵ درصد پاسخ‌گویان را مردان و ۲۵ درصد را زنان تشکیل می‌دهند. میانگین درآمد خانوار تقریباً ۹۱۷ هزار تومان می‌باشد و کم‌درآمدترین خانوار ۵۰۰ هزار تومان و پردرآمدترین آن یک میلیون و ۵۰۰ هزار تومان درآمد دارد. میزان تحصیلات افراد بر اساس سال‌های تحصیل آنها به طور میانگین ۱۴ سال می‌باشد. انتظار می‌رود با افزایش سطح تحصیلات تمایل به پرداخت برای حفظ اکوسیستم‌های طبیعی و محیط زیست افزایش نشان دهد. همان طور که در جدول ۳ ملاحظه می‌شود بیشترین فراوانی با ۳۹ درصد به سطح سواد لیسانس و کمترین فراوانی به سطح سواد زیر دیپلم مربوط می‌باشد.

جدول ۳. آماره‌های توصیفی متغیر میزان تحصیلات

	زیر دیپلم	دیپلم	فوق دیپلم	لیسانس	فوق لیسانس و بالاتر	کل
تعداد (نفر)	۱۱	۱۹	۱۸	۴۱	۱۵	۱۰۴
درصد	۱۰/۵۷	۱۸/۲۶	۱۷/۳۰	۳۹/۴۲	۱۴/۴۲	۱۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

متغیر درآمد از دیگر متغیرهایی است که می‌تواند بر مقدار تمایل به پرداخت افراد برای کالاهای زیست‌محیطی تأثیر داشته باشد. افراد بر اساس سطح درآمد به ۴ گروه درآمدی به شرح جدول ۴ تقسیم شدند.آماره‌های توصیفی متغیر درآمد ماهیانه خانوارها نشان می‌دهد که بیشتر افراد (۳۳/۶۵ درصد) در گروه درآمدی اول قرار دارند و به ترتیب میزان درآمد آنها بین ۴ میلیون تا ۶ میلیون ریال در ماه می‌باشد. همان طور که در جدول ملاحظه می‌شود ۴۱ درصد افراد دارای درآمدی بین ۶ میلیون ریال تا ۱۰ میلیون ریال می‌باشند.

جدول ۴. آماره‌های توصیفی متغیر درآمد خانوار (هزار ریال)

	۴۰۰۰-۶۰۰۰	۶۰۰۰-۸۰۰۰	۸۰۰۰-۱۰۰۰۰	۱۰۰۰۰-۱۵۰۰۰	کل
تعداد (نفر)	۳۵	۲۱	۲۱	۲۷	۱۰۴
درصد	۳۳/۶۵	۲۰/۱۹	۲۰/۱۹	۲۵/۹۶	۱۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج مدل‌سازی آزمون انتخاب

در این بخش، نتایج حاصل از برآورد مدل لاجیت شرطی و متعاقباً مقادیر تمایل به پرداخت پاسخ دهندگان جهت حفظ زمین‌های کشاورزی شهرستان سیاهکل ارائه می گردد. در طراحی تکنیک آزمون انتخاب یکی از فروض اساسی این است که تابع مطلوبیت مورد نظر از یک فرم کاملاً جمع پذیر[19] تبعیت می کند. بنابراین در مدل تصریح شده، احتمال انتخاب یک سناریوی خاص برای مدیریت زمین‌ها، تابعی از صفات (ویژگی های) آن سناریو و ثابت خاص آلترناتیو[20]می‌باشد. برای نشان دادن اثر وضع موجود از ثابت خاص آلترناتیو (جمله ثابت) استفاده شده و به صورت متغیر مجازی[21] است که مقدار آن برابر صفر برای گزینه وضع موجود و یک برای گزینه‌های دیگر در نظر گرفته شده است.با استفاده از ۴۱۶ انتخاب به دست آمده از نظرات ۱۰۴ پاسخ دهنده، مدل لاجیت شرطی در دو حالت با وجود متغیرهای

19. Additive
20. Alternative Specific Constant (ASC)
21. Dummy Variable

اقتصادی-اجتماعی (مدل هیبرید) و بدون وجود آنها (مدل استاندارد)برآورد شد که نتایج مربوطه در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵. نتایج الگوی لاجیت شرطی تمایل به پرداخت مردم منطقه برای حفظ زمین‌های کشاورزی

متغیر		مدل استاندارد		مدل ترکیبی (هیبرید)	
		ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار
جمله ثابت	Asc	-۰/۱۶۰۵	۰/۴۲۷۸	۰/۰۱۴۹	۰/۷۳۶۹
حفظ شالیزار	P	۰/۵۱۹۶*	۰/۳۱۱۷	۰/۵۳۶۰*	۰/۳۲۴۸
حفظ باغ	O	۰/۷۷۵۸***	۰/۳۰۸۹	۰/۷۹۰۵**	۰/۳۲۲۱
سطح حفاظتی	A	۰/۰۰۰۷***	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۷***	۰/۰۰۰۲
ریسک توسعه‌ای	R	۰/۰۲۰۹**	۰/۰۰۹۱	۰/۰۲۰۵**	۰/۰۰۹۲
میزان پرداخت	Bid	-۰/۰۰۰۲***	۰/۰۰۰۰۸	-۰/۰۰۰۵**	۰/۰۰۰۲
اثر متقابل سن و جمله ثابت	Asc*Age	–	–	-۰/۰۲۷۳**	۰/۰۱۱۲
اثر متقابل اندازه خانوار و جمله ثابت	Asc*Fam	–	–	-۰/۱۲۳۳*	۰/۰۹۴۱
اثر متقابل درآمد و جمله ثابت	Asc*Inc	–	–	۰/۰۰۱۴***	۰/۰۰۰۵
اثر متقابل تحصیلات و میزان پرداخت	Bid*Edu	–	–	۰/۰۰۰۰۲**	۰/۰۰۰۰۱
اثر متقابل جنسیت و میزان پرداخت	Bid*Gen	–	–	-۰/۰۰۰۰۸	۰/۰۰۰۱
لگاریتم راست‌نمایی		-۴۰۳/۷۰		-۳۸۹/۹۵	
آماره مک فادن		۰/۱۲		۰/۱۵	

مأخذ: یافته‌های تحقیق *معنی‌داری در سطح ۱۰٪، **معنی‌داری در سطح ۵٪ و ***معنی‌داری در سطح ۱٪

از آنجا که برای چهار مجموعه انتخاب در نظر گرفته شده برای هر فرد این خصوصیات اقتصادی- اجتماعی ثابت و بدون تغییر است، بنابراین امکان استفاده مستقیم این متغیرها در

مدل نیست. به همین دلیل در مدل هیبرید از اثرات توأم آنها با جمله ثابت و میزان پرداخت در مدل استفاده شده است.

لوویر و همکاران (۱۲) اظهار داشتند که برای پذیرفتنی بودن نتایج یک مدل، آماره مک فادن یا R^2 مدل باید بالای ۰/۱ باشد و مقدار آن در بازه ۰/۲ تا ۰/۳ معادل مقدار در حداقل مربعات معمولی در بازه ۰/۷ تا ۰/۹ است. بر این اساس هر دو الگو نتایج قابل قبولی ارائه می‌دهد؛ اما برای انتخاب از بین مدل‌های استاندارد (مدل اول) و مدل هیبرید (مدل دوم) از آزمون نسبت درست‌نمایی استفاده شد. مقدار آماره این آزمون برابر با ۲۷/۴۹ {(۳۸۹/۹۵۶۴+۴۰۳/۷۰۲۲-)×۲- =} می‌باشد که از توزیع کای‌دو با درجه آزادی ۵ (تعداد متغیرهایی که در مدل هیبرید هستند ولی در مدل استاندارد وجود ندارند) تبعیت می‌کند. از آنجا که مقدار آماره درست‌نمایی بیشتر از مقدار بحرانی آن (۱/۱۴۵۵) می‌باشد، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن هم‌زمان ضرایب متغیرهای اضافی موجود در مدل هیبرید رد می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، بایستی این متغیر در مدل باشد. نتیجه اینکه مدل هیبرید نسبت به مدل استاندارد ارجحیت دارد. بنابراین، نتایج مدل هیبرید در اینجا تفسیر خواهد شد.

با توجه به اینکه ضرایب مدل‌های لاجیت به طور مستقیم قابل تفسیر نیستند در اینجا به معنی‌داری یا عدم معنی‌داری متغیرها و اندازه نسبی اثر آنها پرداخته می‌شود. مدل اول تنها به اثرات مربوط به ویژگی‌های طرح‌ها می‌پردازد و اثرات فردی ناشی از خصوصیات اقتصادی و اجتماعی افراد نادیده گرفته می‌شود. اما در مدل دوم به اثرات متغیرهای اقتصادی اجتماعی افراد نیز پرداخته می‌شود و آنها نیز به عنوان متغیر مستقل وارد مدل می‌گردد. با توجه به نتایج، جمله ثابت در هر دو مدل معنی‌دار نمی‌باشد. اما جمله ثابت در مدل استاندارد منفی است و این نشان می‌دهد که افراد برای تغییر و بهبود در وضع موجود حاضر نیستند هزینه نمایند. اما علامت مثبت جمله ثابت در مدل هیبرید نشان دهنده این است که افراد برای تغییر و بهبود در وضع موجود حاضرند هزینه کنند و بدون بهبود در شرایط کنونی و هر گونه اقدام حفاظتی

حاضر به پرداخت مبلغی نمی‌باشند. جمله ثابت در واقع اثر وضعیت موجود را نشان می‌دهد که افراد برای تغییر و بهبود در وضع موجود حاضرند هزینه‌ای بپردازند.

ضرایب متغیرهای مجازی نوع کاربری زمین (باغ و شالیزار) و میزان پرداخت ماهانه هر خانوار در هر دو مدل در سطوح مختلف معنی‌دار هستند. علامت مثبت متغیرهای شالیزار و باغ نشان می‌دهد که افراد تمایل به پرداخت بیشتری برای این زمین‌ها نسبت به پیش فرض مدل یعنی زمین دیم دارند. مقدار ضریب متغیر باغ در مدل بزرگ‌تر از ضریب متغیر شالیزار است و به این ترتیب تمایل به پرداخت بیشتر را برای حفظ باغات نسبت به شالیزارها نشان می‌دهد.

علامت مربوط به ضریب متغیر قیمت یا میزان پرداخت مطابق انتظار و منفی است چون با افزایش قیمت یا میزان پرداخت مطابق تئوری تقاضا تمایل به پرداخت کاهش پیدا می‌کند. ضریب ریسک توسعه‌ای زمین مثبت و معنی‌دار می‌باشد که نشان می‌دهد تمایل به پرداخت برای حفظ زمین‌های کشاورزی با افزایش ریسک توسعه‌ای افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، هر چه مدت زمان احتمال تخریب و نابودی زمین‌ها (۱۰، ۲۰ یا ۳۰ سال آینده) بیشتر باشد، تمایل به پرداخت برای حفاظت زمین‌ها افزایش خواهد یافت. به بیان دیگر، پاسخ‌دهندگان تمایل ندارند زمین‌های کشاورزی در دوره زمانی کوتاهی تخریب شده و از بین بروند.

از آنجا که مثبت بودن جمله ثابت (ASC) بیانگر وجود تمایل به پرداخت در حالت کلی است، چون اثر متقابل متغیرهای فردی شامل سن و اندازه خانوار با جمله ثابت در مدل منفی و معنی‌دار بوده، در نتیجه با افزایش سن و اندازه خانوار، تمایل به پرداخت برای حفظ زمین‌های کشاورزی کاهش می‌یابد. شاید یکی از دلایل این امر این باشد که با افزایش سن سرپرست خانوار، این تمایل در او وجود داشته باشد که سهم الارث فرزندان خود را بپردازد و هر چه تعداد اعضای خانوار بزرگ‌تر باشد، احتمال حفظ زمین‌ها کاهش پیدا می‌کند در نتیجه فرد تمایلی برای حفظ زمین‌ها نخواهد داشت. اما علامت مثبت متغیر اثر متقابل درآمد خانوار با جمله ثابت بیانگر این مطلب است که با افزایش درآمد، تمایل به پرداخت برای حفاظت از زمین‌های کشاورزی افزایش پیدا می‌کند.

اثر متقابل تحصیلات با میزان پرداخت مثبت و معنی‌دار است و نشان می‌دهد که اگر هم تحصیلات و هم میزان مبلغ پیشنهادی برای پرداخت افزایش یابد احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی برای حفاظت از زمین‌های کشاورزی افزایش خواهد یافت. اثر متقابل جنسیت با میزان پرداخت معنی‌دار نیست ولی علامت آن منفی است که نشان می‌دهد احتمال پذیرش مبالغ پیشنهادی بالاتر توسط مردان کمتر از زنان است اما تفاوت آنها از لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

نتایج آزمون هاسمن-مک فادن در مدل آزمون انتخاب

همان طور که در مواد و روش‌ها نیز اشاره گردید استفاده از نتایج مدل لاجیت شرطی منوط به فرض استقلال گزینه‌های نامرتبط در آزمون انتخاب می‌باشد و در صورت رد شدن چنین فرضیه‌ای نمی‌توان به نتایج این مدل اکتفا نمود و بایستی از مدل‌های پیچیده‌تر، که قبلاً به آنها اشاره شد، استفاده کرد. فرض استقلال گزینه‌های نامرتبط براساس آزمون هاسمن-مک فادن قابل ارزیابی است که نحوه انجام این آزمون قبلاً آورده شده است و در اینجا به نتایج این آزمون در ارتباط با مدل لاجیت شرطی فوق اشاره می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون هاسمن در مدل آزمون انتخاب

گزینه حذف شده	کای دو	درجه آزادی	احتمال	نتیجه
گزینه اول	-۳/۱۷	۷	-	فرض صفر پذیرفته می‌شود
گزینه دوم	-۰/۰۲	۷	-	فرض صفر پذیرفته می‌شود
گزینه سوم (گزینه وضع موجود)	-۰/۰۲	۷	-	فرض صفر پذیرفته می‌شود

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول۶ با حذف یک به یک هر مجموعه انتخاب، دو آزمون متفاوت بر روی دو گزینه مربوط به هر مجموعه انتخاب انجام گرفته و نتیجه هر آزمون نشان داده شده است. در ارتباط با دو گزینه نتیجه حاکی از پذیرفته شدن فرض صفر می‌باشد که به مفهوم استقلال گزینه‌های نامرتبط در مدل آزمون انتخاب را دارد و این نشان می‌دهد که حذف هیچ یک از

گزینه‌ها بر نرخ نهایی جانشینی گزینه دیگر تأثیر معنی‌داری از نظر آماری ندارد و به این ترتیب می‌توان به نتایج مدل لاجیت شرطی جدول ۵ امیدوار بود و برای برآورد تمایل به پرداخت نهایی برای ویژگی‌های مختلف و برآورد تغییرات رفاهی استناد نمود.

محاسبه تمایل به پرداخت نهایی برای هر ویژگی در مدل آزمون انتخاب

همان‌طور که در مقدمه ذکر گردید یکی از مزیت‌های تکنیک آزمون انتخاب محاسبه تمایل به پرداخت نهایی برای هر یک از ویژگی‌های آزمون انتخاب می‌باشد که می‌تواند در تحلیل‌های سیاستی مورد استفاده قرار گیرد. برای برآورد قیمت‌های ضمنی ویژگی‌ها از رابطه زیر و نتایج هر دو مدل استفاده شده است:

$$U = 0.0149 + 0.5360P + 0.7905O + 0.0007A + 0.0205R - 0.0005Bid$$
$$-0.0273Asc*Age - 0.1233Asc*Fam + 0.0014Asc*Inc + 0.00002Edu*Bid - 0.00008Gen*Bid$$

```
Wtprice = -(_b[P]/(_b[Bid]+_b[Edu*Bid]*14.64+_b[Gen*Bid]*0.75))
WTPgar = -(_b[O]/(_b[Bid]+_b[Edu*Bid]*14.64+_b[Gen*Bid]*0.75)))
WTPw = -(_b[W]/(_b[Bid]+_b[Edu*Bid]*14.64+_b[Gen*Bid]*0.75)))
WTPr  = -(_b[R]/(_b[Bid]+_b[Edu*Bid]*14.64+_b[Gen*Bid]*0.75)))
```

در روابط بالا، WTPrice، WTPgar، WTPw و WTPr به‌ترتیب تمایل به پرداخت برای حفظ شالیزار، باغ، سطح حفاظتی و ریسک توسعه‌ای را نشان می‌دهند. b_نشان‌دهنده ضریب متغیر موجود در داخل کروشه است. برای مثال، b[Bid] ضریب مبلغ پیشنهادی و b[Edu*Bid] ضریب اثر توأم میزان تحصیلات و مبلغ پیشنهادی را نشان می‌دهد. همچنین ۱۴/۶۴ و ۰/۷۵ نیز میانگین میزان تحصیلات و متغیر جنیست می‌باشند.

جدول ۸. نتایج محاسبه قیمت ضمنی ویژگی‌های آزمون انتخاب

ویژگی	مدل استاندارد			مدل هیبرید		
	تمایل به‌پرداخت نهایی	آماره z	سطح معنی‌داری	تمایل به‌پرداخت نهایی	آماره z	سطح معنی‌داری
حفظ باغ	۳۵۸۲۳/۷	۱/۹۹	۰/۰۴۶	۴۲۷۳۲/۵	۱/۷۳	۰/۰۸۳
حفظ شالیزار	۲۳۹۹۳/۴	۱/۵۲	۰/۱۲۹	۲۸۹۷۶/۹۹	۱/۴۰	۰/۱۶
سطح حفاظتی	۳۲/۱	۲/۰۹	۰/۰۳۷	۳۸/۶۲	۱/۸۱	۰/۰۷
ریسک توسعه‌ای	۹۶۶/۸	۱/۷۱	۰/۰۸۸	۱۱۰۹/۱۵	۱/۵۱	۰/۱۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق (ارقام به ریال می‌باشند)

از آنجا که مدل هیبرید نسبت به مدل استاندارد ارجحیت دارد نتایج برآورد تمایل به پرداخت نهایی براساس آن مدل تفسیر می‌شوند. بر این اساس، نتایج میانگین تمایل به پرداخت برای حفظ شالیزار و باغ به منظور جلوگیری از تبدیل شدن آن به زمین دیم به ترتیب ۲۸۹۷۶/۹۹ و ۴۲۷۳۲/۵۳ ریال برای هر خانوار در ماه می‌باشد. همچنین برای سطوح حفاظتی بالاتر به ازای هر هکتار به میزان ۳۸/۶۲ ریال بر مقدار تمایل به پرداخت افزوده می‌شود. به عبارت دیگر اگر سطح حفاظتی زمین شالیزاری یا باغی به اندازه یک هکتار افزایش داده شود، تمایل به پرداخت افراد برای حفاظت شالیزار یا باغ به میزان ۳۸/۶۲ ریال افزوده خواهد شد. همان‌طور که در نتایج مشاهده می‌شود، میانگین تمایل به پرداخت به ازای هر واحد بیشتر ریسک توسعه‌ای ۱۱۰۹ ریال به دست آمد. این بدان معنی می‌باشد که به ازای هر یک سال افزایش در مدت زمان احتمال تخریب و نابودی زمین‌ها، تمایل به پرداخت برای حفاظت زمین‌ها جهت جلوگیری از تبدیل آن به زمین دیم، ۱۱۰۹ ریال افزایش می‌یابد.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

بر اساس نتایج این تحقیق میزان تمایل به پرداخت ساکنین مناطق شهری و روستایی شهرستان سیاهکل برای حفظ زمین‌های کشاورزی بسته به نوع زمین و مساحت آنها متفاوت

می‌باشد. میانگین تمایل به پرداخت برای حفظ هر هکتار زمین کشاورزی از ۲۸۹۷۷ ریال برای زمین شالیزار تا ۴۲۷۳۳ ریال برای باغ متغیر می‌باشد. طبق سرشماری سال ۱۳۹۰، شمار خانوارهایی که در این شهرستان زندگی می‌کنند، ۱۴۹۳۳ خانوار می‌باشد. به این‌ترتیب در مجموع ساکنان این شهرستان تمایل دارند سالانه به میزان ۵/۱۹ میلیارد ریال برای حفظ شالیزار و ۷/۶۵۸ میلیارد ریال برای حفظ باغ در این منطقه بپردازند. به عبارت دیگر، حداقل مبلغی که تمایل دارند برای حفظ شالیزار و باغات هزینه کنند، به‌ترتیب برابر با ۵/۱۹ و ۷/۶۵۸ میلیارد ریال می‌باشد. این ارقام حاکی از ارزش بالای منافع غیربازاری این زمین‌ها دارد که ضرورت مداخله دولت و سرمایه‌گذاری در جهت حفظ زمین‌های کشاورزی را نشان می‌دهد. براساس نتایج، تمایل به پرداخت برای حفظ یک هکتار باغ بیشتر از حفظ یک هکتار شالیزار می باشد و از این رو توصیه می‌شود در برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری‌های سیاسی به این اولویت نیز توجه شود.

منابع

1. Adamowicz, W., Boxall, P., Williams, M. and Louviers, J. (1995). Stated preference approaches for measuring passive use values: choice experiment versus contingent valuation. Department of Rural Economy Faculty of Agricultural, Forestry, and Home Economics University of Alberta Edmonton, Canada Rural Economy Staff Papers.

2. Birol, E., Karousakis, K. and Koundouri, P. (2006). Using economic valuation techniques to inform water resources management: a survey and critical appraisal of available techniques and an application. *Science of the Total Environment,* 365: 105-122.

3. Carlsson, F., Frykblom, P. and Liljenstolpe, C. (2003). Valuing wetland attributes: an application of choice experiments. *Ecological Economics,* 47: 95-103.

4. Cramer, J. S. (2003). Logit models from economics and other fields. Cambridge University Press.

5. Farizo, B.A., Joyce, J. and Solino, M. (2014). Dealing with heterogeneous preferences using multilevel mixed models. *Land Economics,* 90 (1): 181–198.

6. Ghadermazy, H. and Afshari, M. (2008). Comparative analysis of urban and rural developments in the Zagros region during the last half century. Proceedings of the First International Conference on Traditional Zagros Settlements, Sanandaj. (Persian)

7. Ghorbani, R. and Sadr Mousavi, M.S. (2006). Environmental impacts of the expansion of settlements Case study: The valley of Oskoo. *Journal of Geography and Regional Development*, 8: 137-156. (Persian)

8. Goibov, M., Schmitz, P.M., Bauer, S. and Ahmed, M.N. (2012). Application of a choice experiment to estimate farmers preferences for different land use options in northern Tajikistan. *Journal of Sustainable Development*, 5(5): 2-16.

9. Hanley, N., Mourato, S. and Wright, R. (2001). Choice modeling approaches: A superior alternative for environmental valuation. *Journal of Economic Surveys,* 15: 435-462.

10.Hashemi Bonab, S. (2012). Assessment of economic costs and environmental damage in land use change (case study: Mazandaran province). Ph.D. Thesis. Campus of Agriculture and Natural Resources. University of Tehran. (Persian)

11.Liu, X. and Wirtz, K.W. (2010). Managing coastal area resources by stated choice experiments. *Estuarine, Coastal and Shelf Science*, 86: 512-517.

12.Louviere, J., Henscher D. and Swait, J. (2000). Stated choice methods: analysis and application. Cambridge: Cambridge University Press.

13.Lynch, L. and Joshua, M.D. (2007). Economic benefits of farmland preservation: Evidence from the United States. Department of Agricultural and Resource Economics, The University of Maryland, College Park.

14.Mallawaarachchi, T. (2006). Choice modeling to determine the significance of environmental amenity and production alternatives in the community value of peri-urban Land: Sunshine Coast, Australia. *Land Use Policy*, 23(3): 323-332.

15.McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. Frontiers in Econometrics, Zarembka, P. (Ed.) New York: Academic Press, 105-142.

16.Monshizadeh, R. and Khoshhal, F. (2004). Effect of tourism on land use change in Lahijan (with emphasis on rural land). *Journal of Geographical Science,* 5: 85-102. (Persian)

17.Rasul, G. (2009). Ecosystem services and agricultural land use practices: s case study of Chittagong Hill Tracts of Bangladesh. Available at Http://Ejournal.Nbii.Org.

18.Sheikhi, A. (2009). The increasing risk of land use changes in the north. Farhikhtegan. (Persian)

19.Smyth, R.L., Watzin, M.C. and Manning, R.E. (2009). Investigating public preferences for managing Lake Champlain using a choice experiment. *Journal of Environmental Management,* 90: 615-623.

20.Statistical Center of Iran. (2006). Statistical Yearbook of the Country. (Persian)

21.Statistics Center of Iran. (2011). Selection of the results of general census and housing population. (Persian)

22.Zia Tavana, M.H. and Ghadermazy, H. (2009). Land use changes of peri-urban villages in urban sprawl process: case study: Naisar and Hassanabad Vi\llages of Sanandaj. *Human Geography Research*, 42(68): 119-135. (Persian)