



عوامل مؤثر بر شکل گیری تغییر کاربری اراضی در استان مازندران (مطالعه موردی: شهرستان تنکابن)

محسن جمالی پور^{۱*} - احمد رضا شاهپوری^۲ - محمد قربانی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۸/۱۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۱۳

چکیده

یکی از چالش‌های اساسی در سال‌های اخیر، مسئله تغییر کاربری اراضی، جلوگیری از تخریب و اهمیت حفظ کاربری اراضی می‌باشد. بر همین اساس، عوامل مؤثر بر تغییر کاربری اراضی با استفاده از اطلاعات پیمایشی بهره‌بردار کشاورزی شهرستان تنکابن و بهره‌گیری از الگوی دو مرحله‌ای توبیت-هکمن در سال ۱۳۹۱ بررسی شد. نتایج برآورد الگوی پروبیت نشان داد که سطح سواد، تجربه، تعداد قطعات زمین باگی، سطح زیر کشت مرکبات و کبوی، قیمت محصول باگی (کیوی)، سطح زیر کشت زراعی و قیمت زمین زراعی با اثر مثبت و متغیرهای اندازه خانوار، قیمت زمین باگی، قیمت محصول باگی (مرکبات)، تعداد قطعات زمین زراعی، رضایت از نهادهای حمایتی و بیمه باگی و زراعی با اثر منفی بر اخذ تصمیم به تغییر کاربری اراضی از زراعی به باگی، نقش دارند. همچنین نتایج برآش الگوی مرحله دوم توبیت بیانگر تأثیر مثبت تعداد قطعات زمین باگی، سطح زیر کشت مرکبات و کبوی، قیمت محصول باگی (مرکبات)، تعداد قطعات زمین زراعی، سطح زیر کشت زمین زراعی، قیمت زمین زراعی و بیمه باگی و زراعی و تأثیر منفی متغیرهای اندازه خانواده، سطح سواد، تجربه، قیمت زمین باگی، قیمت محصول باگی (کیوی)، قیمت محصول زراعی و رضایت از نهادهای حمایتی بر میزان اقدام به تغییر کاربری اراضی می‌باشد. با توجه به یافته‌ها، ایجاد شبکه بیمه‌ای گسترش برای پوشش کشاورزان خردپا، جلوگیری از ایجاد نوسان‌های قیمتی محصولات باگی و زراعی، توجه جدی به تولیدات زراعی به عنوان محصولات استراتژیک و حمایت از بهره‌برداران در این بخش در قالب بسته سیاستی به برنامه ریزان این عرصه پیشنهاد شد.

واژه‌های کلیدی: اثر نهادی، الگوی توبیت، تغییر کاربری، هکمن

مقدمه

کاربری اراضی در مفهوم کلی آن به نوع استفاده از زمین در وضعیت موجود گفته می‌شود که در برگیرنده تمامی کاربری در بخش‌های مختلف کشاورزی، منابع طبیعی و صنعت می‌شود. به عبارت دیگر شامل تمام فعالیت‌های موجود در منطقه یا ناحیه، مانند یک حوزه‌ی آبخیز در روی زمین و یا تخصیص اراضی به فعالیت‌های زراعی (دیم و آبی)، مناطق مسکونی، جنگل، مرتع، معدن، تأسیسات صنعتی و همانند آن است (۱).

حفظ کاربری اراضی عبارت است از جلوگیری از تغییر نحوه استفاده از زمین‌های خاص توسط مالکان یا متصروفین آن،

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد و استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد

(Email: jamalim@ymail.com)

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

درصورتی که تغییر کاربری آن‌ها آثار منفی طبیعی، اقتصادی، سیاسی، علمی یا فرهنگی به دنبال داشته باشد (۱۶). با این حال در اکثر کشورهای دنیا، معمولاً زمین‌های کشاورزی، جنگل‌ها، مراتع، اراضی با تلاقی و سایر اراضی طبیعی مورد محافظت قرار می‌گیرند. با توجه به این واقعیت که شیوه تعامل با خاک، به عنوان یکی از اركان مهم تولید، مرتبط با سطح کیفیت خاک می‌باشد، مدیریت نامناسب و تغییر کاربری غیراصولی سبب کاهش توان بهره‌دهی خاک در درازمدت شده و پیامدهای نامطلوبی را در بی خواهد داشت (۲۷). فرسایش خاک پدیده‌ای اجتناب‌ناپذیر است که به صورت تشدید شونده منجر به تخریب خاک می‌شود. نوع و شدت فرسایش خاک در یک منطقه، تابع عوامل مختلفی از جمله شرایط اقلیمی، پستی و بلندی، نوع خاک و کاربری اراضی می‌باشد. در این میان، اهمیت کاربری اراضی به دلیل نقش مؤثر انسان در آن نسبت به دیگر عوامل زیادتر است. در این راستا، قوانین متعددی برای جلوگیری از تغییر کاربری اراضی کشاورزی تدوین شده و شیوه‌های تشویقی و بازدارنده نیز استفاده می‌شوند (۲۱).

در چنین وضعیتی، کاربری زمین پایدار به موضوع تحلیلی و سیاسی مهم مبدل شده است (۱۸). با توجه به بحث‌ها و نگرانی‌ها در مورد تغییرات زیست‌محیطی، تغییرات کاربری زمین در دهه‌های اخیر مورد توجه جدی قرار گرفته است (۲).

تاکنون مطالعات داخلی و خارجی گوناگونی در زمینه تغییر کاربری اراضی صورت گرفته است. نتایج مطالعه‌ی صالحی و محبوبی (۲۵) نشان داد که از نظر تولید‌کنندگان مهم‌ترین عامل برای تغییر کاربری اراضی زراعی به باغ، درآمد و سودآوری بیشتر، قیمت مناسب‌تر، دستمزد کمتر کارگر، نیاز کمتر به نیروی کارگر در باغداری نسبت به زراعت و اشیاع بودن بازار تولید محصولات زراعی در منطقه به دلیل گسترش بیش از حد مزارع بوده است.

نتایج مطالعه‌ی همراهی و همکاران (۱۹)، نشان داد که در منطقه موردمطالعه درصد زیادی از جنگل‌ها تخریب شده و جای خود را به زمین‌های مسکونی و کشاورزی داده است. مهم‌ترین عامل تغییر کاربری در این منطقه مشکلات اقتصادی مردم نظیر درآمد اندک و نداشتن پشتوانه مالی و به صرفه نبودن فعالیت کشاورزی عنوان شده است. امیرثزاد (۳) در مطالعه‌ای به بررسی و تعیین عوامل مؤثر بر تمایل کشاورزان به تغییرات کاربری اراضی در استان مازندران پرداخت. نتایج مطالعه‌ی نشان داد که بیشترین میزان تمایل به منظور تغییر کاربری مربوط به ساخت مسکن بوده است که به علت نیاز به مسکن و افزایش قیمت زمین در سال‌های اخیر و در پی آن تغییر کاربری توسط کشاورزان برای رسیدن به سطح درآمدی مطلوب می‌باشد. همچنین افزایش در متغیرهای سن، داشتن شغل غیر کشاورزی، هزینه‌ی کل تولیدات زراعی-باغی و خسارات واردشده، باعث افزایش تغییر کاربری و نیز افزایش در متغیرهای سابقه کشاورزی، مساحت اراضی، میزان اجاره‌بها و درآمد کشاورزی، باعث کاهش تغییر کاربری اراضی خواهد شد.

غفاری (۱۱) از مطالعه خود بر روی حوضه آبخیز رودخانه علاء مرودشت نتیجه گرفت که تبدیل بی‌رویه اراضی مرتعی و جنگلی به کشاورزی و سایر مصارف غیراصولی منجر به افزایش فرسایش و تولید رسواب به میزان ۱۵ درصد گردیده است. نبی پی لشکریان (۲۰) اقدام به بررسی اثرات تغییر کاربری اراضی بر میزان فرسایش و رسواب نمود. نامبرده با کاربرد مدل‌های EPM¹ و MPSIAC²، رسواب‌دهی حوضه را در شرایط کاربری اراضی فعلی مقایسه نمود. نتایج حاصل از این دو مدل نشان داد که در صورت اصلاح و احیای پوشش گیاهی و استفاده از اراضی بر اساس استعداد خاک‌ها، فرسایش ویژه در مدل MPSIAC به میزان ۹/۲۳ درصد و در مدل EPM به میزان ۲۲/۹۸ درصد کاهش خواهد یافت.

1- Erosion Potential Method

2-Modified Pacific Sout-West Inter Agency Committee

تغییر کاربری یقیناً مهم‌ترین عاملی است که حفاظت از اکوسیستم‌های طبیعی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (۳۱). تبدیل اراضی کشاورزی به دو صورت تغییر الگوی کشت و تغییر کاربری اراضی انجام می‌شود. عواملی نظیر گرانی نهاده‌های کشاورزی، ادوات بسیار گران، دستمزد بالای کارگر و عملکرد کم تولید موجب تبدیل و تغییر اراضی در یک منطقه می‌شود (۷). به عنوان نمونه تبدیل اراضی شالیزاری به باغ چند سالی است که در استان مازندران روند رو به رشدی گرفته و بر اساس آمار هرساله درصد قابل توجهی از اراضی شالیزاری استان مازندران به باغات مرکبات (پرتقال و کیوی) تبدیل می‌شود و تدبیر اصولی برای کنترل این روند نگران کننده، وجود ندارد. تغییر کاربری اراضی در مناطق شمالی ایران عمولاً با کاهش میزان ماده آلی خاک و مواد مغذی خاک همراه بوده و به تخریب ساختمان خاک و تغییر توزیع و پایدار خاکدانه‌ها منجر می‌شود (۵). سازمان خواروبار جهانی پس از بررسی ۹ کشور آسیایی، در گزارشی در سال ۱۹۹۴ ایران را از جمله کشورهایی دانسته که اراضی کشاورزی و عرصه‌های منابع طبیعی آن به شدت تحت تأثیر فرسایش و تخریب هستند (۹).

تغییرات کاربری اراضی به طور عمده از عوامل بزرگ مقیاسی مانند مباحث اقتصاد جهانی و اقلیم تأثیر می‌پذیرد و مسائلی مانند تغییرات جمعیتی و سیاست‌های محلی، در کنار عوامل یاد شده نقش تعیین کننده‌ای را دارند (۱۰). تغییر کاربری اکوسیستم‌های طبیعی به اکوسیستم‌های مدیریت شده، اثرات زیبانباری بر خصوصیات خاک داشته و به عنوان عامل تخریب خصوصیات فیزیکی-شیمیایی خاک به شمار می‌رود (۲۲). تغییر کاربری اراضی از عرصه‌های منابع طبیعی نظیر مرتع به کاربری‌های دیگر که کشت و کار نقش اساسی را در آن‌ها ایفا می‌کند باعث کاهش کیفیت خاک گشته و خاک سطحی را در برابر فرسایش حساس می‌نماید (۳۵). تغییر کاربری زمین شامل جنگل تراشی، سوزاندن زیست‌توده، تبدیل اکوسیستم طبیعی به کشاورزی، زهکشی زمین‌های غرقابی و تغییر نوع کشت، با آسان نمودن و سرعت بخشیدن به فرآیند تجزیه مواد آلی و تنفس هوایی در خاک و کمک به معدنی شدن و اکسید شدن هوموس، موجب خروج کربن آلی به شکل دی‌اکسید کربن از خاک به اتمسفر می‌شود (۲۹). اطلاع از نسبت کاربری‌ها و نحوه تغییرات آن در گذر زمان یکی از مهم‌ترین موارد در برنامه‌ریزی‌ها می‌باشد. باطلاع از نسبت تغییرات کاربری‌ها در گذر زمان می‌توان تغییرات آتی را پیش‌بینی نموده و اقدامات مقتضی را انجام داد (۸). تغییرات کاربری اراضی به طور عمده از عوامل بزرگ مقیاسی مانند مباحث اقتصاد جهانی و اقلیم تأثیر می‌پذیرد و مسائلی مانند تغییرات جمعیتی و سیاست‌های محلی، در کنار عوامل یاد شده نقش تعیین کننده‌ای را دارند (۱۰). دلایل اصلی پراهمیت بودن این موضوع، تهدیدهای ناشی از تغییرات آب و هوا، جنگل‌زدایی، بیابان‌زایی و بهطور کلی، از دست دادن تنوع زیستی است.

آب زیززمینی حوضه می‌باشد و تبدیل اراضی مرتعی به اراضی جنگلی در حوضه منجر به افزایش میزان رواناب سالانه و کاهش آب زیززمینی در اثر کاهش نفوذپذیری خاک کاهش تعرق در حوضه می‌گردد.

شهرستان تنکابن، یکی از شهرستان‌های استان مازندران در شمال ایران می‌باشد که از مراکز مهم تولید کیوی، پرتقال و برقج در سطح استان و کشور محسوب می‌شود. از نظر سطح زیر کشت محصولات باعی رتبه اول را در استان مازندران دارا می‌باشد. بر اساس آمار سال ۱۳۸۲، از نظر توزیع اراضی زیر کشت و نسبت آن به کل مساحت استان مازندران، شهرستان تنکابن با $\frac{35}{16}$ درصد از کاربری اراضی زراعی و باعی رتبه‌ی یازدهم را به خودش اختصاص داده است (یافته‌های تحقیق). با توجه به درصد بالای سطح زیر کشت محصولات باعی در این شهرستان و سودآوری بیشتر تولیدات باعی نسبت به تولیدات زراعی از جمله برقج و مشکلاتی که در سال‌های اخیر برقج کاران منطقه و استان را با کاهش در درآمدها نسبت به هزینه‌های پیش رو مواجه کرده است، روند تغییر کاربری اراضی کشاورزی، از زراعی به باعی در سال‌های اخیر، شدت گرفته به‌نحوی که تعداد زیادی از کشاورزان به تولیدات باعی روی آورده‌اند. این در حالی است که اقلیم شهرستان تنکابن با ارتفاع ۲۰۰ متری از سطح دریا و میانگین بارش سالیانه ۱۱۰۰ تا ۱۵۰۰ میلی‌متر نشان‌دهنده شرایط مساعد محیطی برای کشت کیوی منحصر به سواحل دریای خزر بوده و در سایر مناطق محدودیت‌های اقلیمی و PH خاک تاکنون مانع از گسترش کشت آن شده است.

با توجه به مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج از کشور مشاهده می‌شود که تغییر کاربری اراضی نه تنها مسئله مهمی است، بلکه به چالشی بزرگ در سال‌های اخیر تبدیل شده است. تغییر کاربری اراضی کشاورزی موجب مرگ تدریجی کشاورزی، کاهش تولید محصولات کشاورزی، تهدید امنیت غذایی و واستگی به بیگانگان، گسترش بیابان‌ها و تخریب محیط‌زیست، افزایش مهاجرت روستاییان به شهرها و غیره می‌شود (۳). بنابراین با توجه به اهمیت تغییر کاربری اراضی از منظر زیستمحیطی، اقتصادی، اجتماعی و بالاخره وجه مهم آن، یعنی تأمین امنیت غذایی و عدم امکان برنامه‌ریزی برای تحقق آن از یکسوی و تغیراتی که در این حوزه ایجاد می‌شود، لازم است عوامل مؤثر بر شکل‌گیری تغییر کاربری اراضی مورد توجه قرار گیرد تا در نهایت بتوان با اعمال سیاست‌های مناسب اصولی و راهبردی از شدت آن کاست.

مواد و روش‌ها

داده‌ها و اطلاعات این مطالعه به روش تصادفی ساده و از طریق

اعتراف (۶) در مطالعه‌ای نحوه مدیریت و بهره‌برداری از اراضی و اثر آن بر فرسایش خاک در منطقه مراوه‌تپه را مشخص نمود. نامبرده دریافت که بهره‌وری زراعی از اراضی شیب‌دار منطقه بر روی میزان مواد آلی، نفوذپذیری و حاصلخیزی خاک اثرات منفی دارد و موجب تشدید فرسایش خاک می‌شود، درحالی که بهره‌برداری از این اراضی به صورت مرتق موجب افزایش نفوذپذیری، حاصلخیزی و کاهش میزان فرسایش گردیده است. سعادتی و همکاران (۲۴)، اثر تغییر کاربری اراضی بر رواناب سطحی حوضه کسیلیان را با استفاده از مدل^۱ SWAT شبیه‌سازی نمودند و بدین منظور، شش سناریو را برای دو گرایش مثبت و منفی کاربری اراضی معرفی کردند. نتایج نشان‌دهنده قابلیت مناسب مدل SWAT در شبیه‌سازی اثر تغییر کاربری اراضی بر رواناب حوضه و افزایش قابل توجه میزان رواناب سالانه و ماهانه در اثر تبدیل اراضی جنگلی به دیمزار می‌باشد.

سری واستاوا و گوپتا (۲۸) در هند بیان نمودند که در فاصله سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۰ نواحی مسکونی حدود ۸ کیلومترمربع افزایش داشتند. درحالی که اراضی کشاورزی $\frac{2}{5}$ کیلومترمربع در طول این سال کاهش سطح داشتند. راجش و یوجی (۲۳) در نپال نشان دادند که سطح اراضی کشاورزی از $\frac{36}{22}$ درصد کل حوزه در سال ۱۹۸۹ به ۲۲ درصد کاهش یافته است. سالی (۲۶)، در مطالعه‌ای عواملی از جمله سطح بالای تولید ناخالص داخلی، افزایش در اندازه مناطق شهری و شبکه‌های حمل و نقل را از عوامل کاهش زمین‌های کشاورزی و تبدیل آن به مناطق جنگلی در کشورهای توسعه‌یافته دانست.

هافتون و همکاران (۱۵)، در مطالعه خود نتیجه گرفتند که تغییر سراسری کاربری زمین اثر معنی‌داری در عوامل اقتصادی- اجتماعی، فنی و بیوفیزیکی داشته است. یئو و همکاران (۳۴) با طراحی و ارائه مدلی برای ارزیابی الگوهای مختلف کاربری اراضی و واکنش آن‌ها به نفوذ آب، نشان دادند که میان تغییر کاربری اراضی و نرخ نفوذپذیری خاک رابطه‌ای مستقیم وجود دارد. لی و همکاران (۱۷)، در تحقیق خود در حوضه‌ای در غرب آفریقا با استفاده از مدل SWAT نشان دادند که تغییر مناطق با کاربری جنگل، مرتع و بوته‌زار به اراضی کشاورزی و یا مناطق شهری باعث تغییر شرایط هیدرولوژی طبیعی در یک حوضه آب خیز می‌شود و نتیجه این تغییر به صورت افزایش در حجم روان آب سطحی، کاهش تغذیه منابع آب زیززمینی و آب‌پایه رودخانه‌ها و تغییر در مقدار و شدت فرسایش و رسوب می‌باشد.

وانگ و همکاران (۳۲)، با مدل سازی اثر گرینه‌های مختلف تغییر کاربری اراضی در حوضه‌ای در چین به این نتیجه رسیدند که کاربری‌های اراضی مختلف دارای اثرات مختلفی بر مقدار رواناب و

(سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل)، خطای نوع اول (غیر تصادفی بودن نمونه) را برطرف می‌نماید. اما احتمال بروز خطای نوع دوم (عدم تمایز عوامل مؤثر بر اقدام به تغییر کاربری و عوامل مؤثر بر میزان تغییر کاربری) همچنان به قوت خود باقی است، زیرا تمایزی بین دو گروه عوامل مؤثر بر اقدام به تغییر کاربری اراضی و عوامل مؤثر بر میزان تغییر کاربری صورت نگرفته است (۱۴). یک روش دو مرحله‌ای را برای برآورد الگوی توبیت و به منظور رفع مشکل دوم پیشنهاد نمود. روش دو مرحله‌ای هکمن بر این فرض استوار است که یک مجموعه از متغیرها می‌تواند بر تصمیم به شرکت در فعالیتی خاص تأثیر بگذارد و مجموعه دیگری از متغیرها می‌توانند پس از اتخاذ تصمیم اولیه حجم فعالیت موردنظر را تحت تأثیر قرار دهد که دو گروه متغیرها در صورت لزوم مشابه نمی‌باشند (۴ و ۷).

در روش هکمن، برای تعیین عوامل مؤثر در هر یک از دو مجموعه متغیرهای یادشده، الگوی توبیت به دو الگوی پربویت و الگوی رگرسیون خطی تبدیل می‌شود. عواملی که می‌توانند بر تصمیم کشاورزان اراضی کشاورزی ارجاع داشته باشند، به صورت متغیرهای مستقل در الگوی پربویت وارد می‌شوند و عواملی که می‌توانند بر میزان تغییر کاربری اراضی کشاورز مؤثر باشند، در مجموعه متغیرهای مستقل الگوی رگرسیون خطی قرار می‌گیرند. الگوی دوم با اضافه شدن متغیر جدیدی تحت عنوان معکوس نسبت میلز^۳ (IMR)، که با استفاده از پارامترهای برآورد شده الگوی اول ساخته می‌شود، به مجموعه متغیرهای مستقل آن به مرحله اول مرتبط خواهد شد. متغیر وابسته در الگوی پربویت شامل یک متغیر دو جمله‌ای با مقادیر ۱ و صفر می‌باشد. بر این اساس، متغیر وابسته، برداری از مقادیر صفر و ۱ است که در آن عدد «۱» به منزله تصمیم به انجام فعالیت است و عدد «۰» به مفهوم تصمیم به انجام نشدن آن فعالیت می‌باشد. این متغیر بر مبنای متغیر وابسته در الگوی توبیت ساخته می‌شود. از این‌رو، برای Y_i هایی که مقدار آن‌ها بزرگ‌تر از صفر است، عدد ۱ منظور می‌شود و برای Y_i هایی که مقدار آن‌ها صفر است، صفر باقی می‌ماند. با این شیوه، متغیر مستقل الگوی پربویت برای تمام مشاهده‌ها ساخته می‌شود. با توجه به توضیحات بالا، دو الگو به دست آمده از تفکیک الگوی توبیت به صورت معادله‌های ۸ و ۹ نشان داده می‌شوند:

$$(8) \text{ الگوی پربویت}$$

$$Z_i = \beta' X_i + V_i \quad ; i=1,2,3,\dots,N$$

$$Z_i = 1 \quad \text{اگر} \quad Y_i^* > 0$$

$$Z_i = 0 \quad \text{اگر} \quad Y_i^* \leq 0$$

(۹) الگوی رگرسیون خطی

$$Y_i = \beta' X_i + \alpha IMR_i + e_i$$

مصالحه حضوری و تکمیل ۶۰ پرسشنامه از باغداران و برنج کاران شهرستان تنکابن که تمام یا قسمتی از کاربری اراضی خود را تغییر داده‌اند، در سال ۱۳۹۱ جمع‌آوری شده است. با توجه به نامشخص بودن حجم جامعه آماری، از رابطه کوکران به صورت مقابل $n = \frac{60}{\epsilon^2}$ استفاده شد که با انتخاب حجم نمونه برابر با ۶۰ و با در نظر گرفتن خطای مجاز 0.025 و $\epsilon = 0.96$ ، واریانس سطح زیر کشت تغییر کاربری پیدا کرده نسبت به کل سطح زیر کشت، معادل 0.098 برآورد گردید. برای بررسی عوامل مؤثر بر تغییر کاربری اراضی کشاورزی، از الگوی توبیت^۱ به روش دو مرحله‌ای هکمن^۲ استفاده شد. دلیل اصلی بهره‌گیری از الگوی توبیت، نقص الگوهای لاجیت و پربویت^۳ بین عوامل مؤثر بر اقدام به تصمیم و عوامل مؤثر بر میزان فعالیت است (۴، ۷ و ۳۴). در این مقاله، ارتباط بین تصمیم به تغییر کاربری اراضی و عوامل تأثیرگذار به صورت زیر بررسی شده است.

$$(1) Y_i^* = \beta' X_i + \epsilon_i$$

$$(2) Y_i = Y^* \quad \text{if} \quad Y_i^* > 0$$

$$(3) Y_i = 0 \quad \text{if} \quad Y_i^* \leq 0$$

که در آن β' بردار پارامترهای الگو و X_i متغیرهای مستقل الگو می‌باشند. برای کشاورزانی که سرمایه‌گذاری انجام داده‌اند، Y_i میزان تغییر کاربری (متربع) می‌باشد. برای کشاورزانی که تمایلی به تغییر در اراضی کاربری خود نداشتند، Y_i صفر در نظر گرفته می‌شود؛ به عبارت دیگر، آستانه برش، صفر در نظر گرفته شده است.

بر این اساس، برای مشاهده‌های صفر، احتمال وقوع هر مشاهده از روابط بالا به شکل معادله ۴ تعریف می‌شود:

$$(4) P_{(Y_i=0)} = P_{(Y_i < \beta' X_i)} = 1 - f(\beta' X_i)$$

که در آن P بیانگر توزیع احتمال و f تابع چگالی جمله خطای ارزیابی شده در مقادیر $\beta' X_i$ می‌باشد. بنابراین احتمال وقوع هر مشاهده از Y_i های بزرگ‌تر از صفر معادله ۵ به دست می‌آید:

$$(5) P_{(Y_i>0)} = 1 - P_{(Y_i=0)} = f(\beta' X_i)$$

تobین (۳۱) نشان داد که مقادیر مورد نظر Y در این الگو، از معادله زیر حاصل می‌شود:

$$(6) E(Y_i) = \sum_{I=1,2,3,\dots,N} X_i B(I) + \delta \frac{\partial I}{\partial B(I)}$$

معادله ۶ برای مشاهده‌های بزرگ‌تر از صفر ($Y_i > 0$) به صورت معادله ۷ است.

$$(7) E(Y_i | Y_i > 0) = X_i \beta + \delta \frac{\partial I}{\partial B(I)}$$

الگوی توبیت با بهره‌گیری از هر دو گروه کشاورزان

خانواده، سطح سواد، تجربه کشاورز، تعداد قطعات زمین باگی، سطح زیر کشت مرکبات، سطح زیر کشت کیوی، قیمت هر مترمربع زمین باگی، قیمت هر کیلو محصول باگی (مرکبات)، قیمت هر کیلو محصول باگی (کیوی)، تعداد قطعات زمین زراعی، سطح زیر کشت زراعی، قیمت هر کیلو محصول زراعی، قیمت هر مترمربع زمین زراعی، رضایت از نهادهای حمایتی، بیمه باگی و زراعی و درآمد غیرکشاورزی مدنظر قرارگرفته است. به منظور تصريح گوهای رگرسیون پروبیت و حدائق مربعات معمولی، کلیه متغیرهای تأثیرگذار در گوها وارد شده و جهت بررسی وجود یا عدم وجود همخطی از آزمون همخطی مرکب استفاده گردید. نتایج حاصل از این آزمون نشان داد که بین متغیرهای سن با تجربه بهره‌بردار و درآمد غیر کشاورزی با قیمت زمین زراعی همخطی وجود دارد که بدین منظور متغیرهای سن و درآمد غیر کشاورزی در گوی نهایی وارد نشدند. دیوید سن و مک‌کینون^۵ (۱۹۸۴) آمارهای تحت عنوان LM2 برای آزمون ناهمسانی واریانس در مدل‌های لاجیت و پروبیت ارائه کردند. مقدار آماره LM2 در گوی برازش شده ۱۴/۲ برآورد گردید و آزنجائی که ارزش احتمال این آماره ۰/۵۶ می‌باشد، فرض وجود واریانس همسان در مدل پذیرفته می‌شود (۳۳). در این پژوهش از نرم‌افزار SHAZAM برای تخمین مدل استفاده شد.

نتایج و بحث

توصیف نمونه: از نظر سطح تحصیلات، ۳/۵ درصد از کشاورزان بی‌سواد، ۵۷/۹۱ درصد زیر دیپلم و بقیه دارای تحصیلات بالاتر از دیپلم بوده‌اند که خود بیان کننده سطح نسبتاً پایین سواد کشاورزان منطقه هست. به لحاظ سنی، ۶۲/۰۶ درصد از کشاورزان در گروه سنی ۳۵ تا ۶۰ سال، ۶/۸۹ درصد کمتر از ۳۵ سال و ۳۱/۰۵ درصد از گروه سنی ۳۵ تا ۶۰ سال قرار دارند. از بعد تجربه کار کشاورزی ۶/۹ درصد کمتر از ۱۰ سال، ۲۷/۵۸ درصد بین ۱۰ تا ۲۰ سال، ۱۲/۰۶ درصد بین ۲۱ تا ۳۰ سال و ۵۳/۴۶ درصد از کشاورزان، بیش از ۳۰ سال تجربه کار کشاورزی دارند.

متوسط تحصیلات، سن و تجربه کشاورزان نمونه مورد مطالعه به ترتیب برابر ۱۱/۸۴، ۵۴/۱۸ و ۳۱/۷ سال می‌باشد. متوسط تعداد قطعات زمین باگی ۲ قطعه بود که از این تعداد ۶۷/۲۴ درصد به کشت مرکبات و ۶۷/۲۴ درصد نیز به کشت کیوی مشغول بودند.

متوسط تعداد قطعات زمین زراعی نیز ۱ قطعه بوده است. متوسط سطح زیر کشت مرکبات و کیوی به ترتیب برابر با ۷۰۰/۵ و ۶۸۰/۹/۵ ۷۴۵۸/۳ مترمربع و متوسط سطح زیر کشت زمین زراعی به ترتیب برابر با ۴۴۳۲۶۰ و ۴۷۰۰۰ ریال بوده است. متوسط قیمت هر

در گوهای بالا، β و σ ضرایب پارامترهای گوی IMR معکوس نسبت می‌لز، e و V جمله‌های خطای خطا می‌باشند. در مرحله اول از روش هکمن، گوی پروبیت با استفاده از روش حداقل راستنمایی^۱ برآورد می‌گردد. در این مرحله، نقش عوامل مؤثر بر تصمیم کشاورزان به تغییر در کاربری اراضی و میزان تأثیر هر یک با محاسبه تغییر در احتمال ورود به فعالیت تغییر در کاربری اراضی مشخص می‌شود. علاوه بر این، متغیر معکوس نسبت می‌لز که به صورت $IMR_i = \frac{\Phi(\beta'X_i / \sigma)}{\Phi(\beta'X / \sigma)}$ تعریف می‌شود، با استفاده از پارامترهای برآورد شده گوی پروبیت برای کلیه مشاهده‌ها یا $Y > 0$ محاسبه و استخراج می‌شود. در مرحله دوم از روش هکمن، گوی رگرسیون خطی (معادله ۹) برای مشاهده‌هایی که Y آن‌ها بزرگ‌تر از صفر است، برآورد می‌شود. همان‌گونه که معادله ۹ نشان می‌دهد، در این مرحله متغیر نسبت معکوس می‌لز IMR به مجموعه متغیرهای مستقل در گوی رگرسیونی اضافه می‌شود.

ضریب این متغیر، خطای ناشی از انتخاب نمونه را بیان می‌کند. چنان‌چه ضریب این متغیر از لحاظ آماری بزرگ‌تر از صفر باشد، حذف مشاهده‌های صفر از مجموعه مشاهده‌ها، باعث اریب^۲ پارامترهای برآورد شده گو خواهد شد و اگر ضریب این متغیر معنی‌دار نباشد، حذف مشاهدات صفر، اگرچه منجر به اریب شدن پارامترهای برآورد شده نمی‌گردد، اما منجر به از بین رفتن کارایی برآوردگر خواهد شد.

علاوه بر این، به طوری که گرین (۱۳) نشان داده است، حضور متغیر نسبت معکوس می‌لز در گوی رگرسیون خطی یادشده، وجود ناهمسانی واریانس^۳ گوی اولیه را رفع می‌کند و استفاده از برآوردگر حدائق مربعات معمولی (OLS)^۴ را بلامانع می‌سازد. بنابراین با دو مرحله‌ای کردن برآورد پارامترهای گوی توبیت، می‌توان عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری به تغییر در کاربری اراضی کشاورزی را از عوامل مؤثر بر میزان تغییر در کاربری اراضی تفکیک کرد و درنتیجه نقش و میزان اثرگذاری هر یک از این عوامل در گروه‌های دوگانه بهتر مشخص می‌شود. در برآورد گوی توبیت، R^2 (ضریب تعیین) نمی‌تواند معیار قابل اعتمادی برای نیکویی برازش باشد. آماره مورداستفاده در این گو^۵ (توان دوم ضریب همبستگی بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی شده Y) است (۱۳ و ۳۰). هرچه به عدد ۱ نزدیک‌تر شود، نیکویی برازش بیشتر خواهد بود.

باتوجه به پیشینه مطالعات صورت گرفته در حوزه‌ی پژوهش حاضر، امکان دست‌یابی به داده‌های درست و برخی از متغیرهای احتمالی تأثیرگذار بر تغییر کاربری اراضی زراعی به باگی، متغیرهای مورد نظر مطالعه انتخاب شدند. براین اساس متغیرهای سن، اندازه

1- Maximum Likelihood (ML)

2- Bias

3- Heteroscedasticity

4- Ordinary Least Squares (OLS)

مرحله دوم هکمن؛ عوامل مؤثر بر میزان تغییر کاربری اراضی کشاورزی

بر اساس اطلاعات جدول ۱، اولین متغیر واردشده در الگوی رگرسیون خطی، اندازه خانوار می‌باشد. ضریب این متغیر، منفی است که نشان دهنده تأثیر منفی افزایش بعد خانوار بر اقدام به تغییر کاربری اراضی از زراعی به باغی می‌باشد. مقدار عددی پارامتر نرمال شده برای این متغیر بیان می‌کند که با افزایش یک نفر به اعضای خانواده و با ثابت بودن سایر عوامل، اقدام به تغییر کاربری اراضی به طور متوسط، $1/1839$ واحد کاهش خواهد یافت. در واقع با افزایش اندازه خانوار و افزایش درجه ریسک گریزی در کشاورزان تمایل به هرگونه تغییری در آن‌ها کاهش یافته و به شرایط فعلی خود راضی می‌شوند. ضرایب برآورد شده برای متغیرهای تعداد قطعات زمین باغی، سطح زیر کشت مرکبات و کیوی، قیمت هر کیلو محصول باغی (مرکبات)، تعداد قطعات زمین زراعی، سطح زیر کشت زراعی، قیمت هر مترمربع زمین زراعی و بیمه باغی و زراعی با تأثیر مثبت و متغیرهای تحصیلات، تجربه، قیمت هر مترمربع زمین باغی، قیمت هر کیلو محصول باغی (کیوی)، قیمت هر کیلو محصول زراعی و رضایت از نهادهای حمایتی با تأثیر منفی بر میزان اقدام به تغییر کاربری اراضی از زراعی به باغی مؤثر است. ازین‌رو با افزایش تعداد قطعات زمین باغی و سطح زیر کشت محصولات باغی (مرکبات و کیوی)، ریسک‌پذیری کشاورزان برای اقدام به تغییر کاربری اراضی کاهش یافته که مورد انتظار است.

با افزایش قیمت هر کیلو محصولات باغی (مرکبات)، تمایل بهره‌برداران برای دستیابی به سود بیشتر و اقدام به تغییر کاربری در اراضی افزایش می‌یابد. متغیرهای سطح زیر کشت و تعداد قطعات زمین زراعی بر میزان اقدام به تغییر کاربری اراضی تأثیر مثبت داشته که دلیل آن را می‌توان تمایل به ایجاد تنوع و کسب منافع و تجربه بیشتر در بخش‌های مختلف کشاورزی دانست.

همچنین قیمت هر مترمربع زمین زراعی بر اقدام به تغییر کاربری اراضی از زراعی به باغی اثر مثبت دارد. به عبارتی با افزایش قیمت زمین‌های زراعی، اقدام به تغییر کاربری اراضی از زراعی به باغی افزایش خواهد یافت.

با توجه به نقدینگی پایین بهره‌برداران زراعی نسبت به بهره‌برداران باغی، تمایل کشاورزان به کسب درآمد بیشتر در زمان حال بیشتر از آینده می‌باشد که درنتیجه با بالا رفتن قیمت زمین‌های زراعی تمایل بهره‌برداران زراعی به تغییر در کاربری زمین‌های خود و سرمایه‌گذاری در زمین‌های باغی بیشتر می‌شود.

متغیر بعدی بیمه باغی و زراعی است که علامت آن مثبت می‌باشد. در تفسیر علامت این متغیر می‌توان چنین استدلال کرد که با توجه به این نکته که پوشش بیمه‌ای محصولات باغی نسبت به محصولات زراعی، کامل‌تر بوده و با پرداخت درآمدهای بالاتر نسبت

کیلو محصول باغی (مرکبات) و کیوی و محصول زراعی به ترتیب برابر با ۵۲۰۰ ، ۴۴۰۰ و ۲۶۴۵۰ ریال برآورده است.

مرحله اول هکمن؛ عوامل مؤثر بر اقدام به اخذ تصمیم در تغییر کاربری اراضی کشاورزی

بر اساس اطلاعات درج شده در جدول ۱، اثر نهایی برآورده شده در الگوی پروبیت برای متغیرهای سطح زیر کشت مرکبات و کیوی به ترتیب، $0/00007$ و $0/00000$ و معنی‌دار می‌باشد. علامت مثبت دلالت بر تأثیر مثبت سطح زیر کشت محصولات باغی (کیوی و مرکبات) بر اخذ تصمیم به انجام تغییر کاربری اراضی از زراعی به باغی دارد. به طوری با افزایش یک واحد (یک هکtar) به سطح زیر کشت محصولات باغی (مرکبات و کیوی)، با ثابت بودن سایر شرایط احتمال اقدام به تغییر کاربری از زراعی به باغی به ترتیب، $0/00006$ و $0/00007$ واحد افزایش خواهد یافت. در الگوی برآورده شده، اثرات نهایی مربوط به متغیرهای تحصیلات، تجربه، تعداد قطعات زمین باغی، قیمت هر کیلو محصول باغی (کیوی)، سطح زیر کشت زراعی و قیمت هر مترمربع زمین زراعی بهره‌بردار دارای علامت مثبت بوده که بیان کننده تأثیر مثبت این متغیرها بر اخذ تصمیم به انجام تغییر کاربری اراضی دارد؛ به طوری که با افزایش این متغیرها به اندازه یک واحد (یک سال، یک هکtar، یک تومان، یک هکtar و یک تومان) احتمال تصمیم به انجام تغییر کاربری از زراعی به باغی، به ترتیب $0/00005$ ، $0/00004$ ، $0/00003$ و $0/00002$ واحد افزایش خواهد یافت.

علامت ضرایب برآورده مربوط به متغیرهای اندازه خانوار، قیمت هر مترمربع زمین باغی، قیمت هر کیلو محصول باغی (مرکبات)، تعداد قطعات زمین زراعی و قیمت هر کیلو محصول زراعی، منفی بوده که بیانگر تأثیر منفی بر احتمال اخذ تصمیم به تغییر کاربری اراضی می‌باشد. به طوری که با افزایش این متغیرها به اندازه یک واحد (یک نفر، یک تومان، یک هکtar و یک تومان) احتمال اخذ تصمیم به تغییر کاربری اراضی از زراعی به باغی به ترتیب $0/00007$ ، $0/00006$ ، $0/00005$ و $0/00004$ واحد کاهش می‌یابد. در گروه با دسترسی به بیمه باغی و زراعی، میزان احتمال تغییر در کاربری اراضی کشاورزی در گروه بیمه‌شده‌گان باغی و زراعی به اندازه $0/0458$ واحد کمتر از گروه دیگر می‌باشد که خود بیان کننده آن است که کشاورزانی که اقدام به بیمه زمین‌های خود نموده‌اند، تمایل کمتری به تغییر کاربری اراضی خود دارند. همچنین گروه‌هایی که از نهادهای حمایتی دولتی رضایت نسبی دارند، نسبت به گروهی که رضایت نسبی از این نهادها ندارند، احتمال اخذ تصمیم بر تغییر کاربری اراضی در آن‌ها به میزان $0/0226$ واحد کمتر است.

به محصولات زراعی درجه ریسک ناشی از فعالیت‌های کشاورزی را کاهش می‌دهد.

جدول ۱ - عوامل مؤثر بر تغییر کاربری اراضی از زراعی به باغی

Table 1 - Factors Affecting the Change in Land Use from Agricultural to Horticultural

Elasticity	کشش	مرحله دوم (OLS)		مرحله اول (ML)		متغیرها			
		ضرایب	Coefficients	کشش	ضرایب				
Second Step									
		اثر نهایی	Marginal Effect	کشش وزنی	Weighted Aggregate Elasticity	کشش در میانگین	Elasticity at Means		
-0.0741	0.000	-	-0.99291	-1.3423	-2.5910				
-0.3304	-0.1839	-0.0735	-0.30056	-0.40536	-0.20273***				
-0.1666	-0.0327	0.60414	0.64142	0.88667	1.7727***	آماره خانواده	Family size		
-0.0499	-0.0236	0.0142	0.46116	0.65723	0.04**	تجربه سواد	Literacy		
0.2289	0.1175	0.12187	0.20618	0.31272	0.34325**	تعداد قطعات زمین باغی	Number of garden plots		
0.4833	0.6321*	0.000006	0.028	0.0463	0.000019	سرچشمه کشت مرکبات	Citrus cultivation		
0.4311	0.4551*	0.000007	0.0416	0.056	0.000021	سرچشمه کشت کیوی	Kiwi cultivation		
-0.2746	-0.2132	-0.000006	-0.3421	-0.4391	-0.000018**	قیمت هر مترمربع زمین باغی (مرکبات)	The price per square meter of garden land		
0.8615	0.2744**	-0.00007	-0.0417	-0.0581	-0.0002	قیمت هر کیلو محصول باغی (کیوی)	The price per kilo of horticultural crops (citrus)		
-0.5187	-0.0842	0.001	0.5185	0.7015	0.003	تعداد قطعات زمین زراعی	The price per kilo of agricultural products (Kiwi)		
0.0168	0.0278	-0.1337	-0.0821	-0.1144	-0.3767	تعداد قطعات زمین زراعی	The price per kilo of agricultural land		
0.1172	0.2034	0.00005	0.1841	0.227	0.00015***	سرچشمه کشت زراعی	Level cultivated		
-0.1953	-0.3107	-0.0002	-0.2783	-0.3619	-0.0006*	قیمت هر کیلو محصول زراعی	The price per kilo of crop		
0.1996	0.4348***	0.000003	0.0826	0.1083	0.00001	قیمت هر مترمربع زمین زراعی	The price per square meter of agricultural land		
-0.0747	-0.1350***	-0.0226	-0.0091	-0.0108	-0.0637	رضایت از نهادهای حماشی	Satisfaction of supporting institutions		
0.0432	0.1155	-0.0458	-0.0114	-0.0138	-0.1292	بیمه باغی و زراعی	Garden and agricultural insurance		
-	0.3484	-	-	-	-	مکون نسبت میزان	The inverse Mills ratio		
First Step									
LM2 Test = 14.02	Significant= 0.52	0.70	0.40	0.35	0.47	ADJUSTED R-SQUARE			
ESTRELLA R-SQUARE									
MADDALA R-SQUARE									
CRAGG-UHLER R-SQUARE									
MCFADDEN R-SQUARE									
0.33 درصد = (PERCENTAGE OF RIGHT PREDICTIONS) - درصد صحبت پیش‌بینی									
63 = (NAIVE MODEL PERCENTAGE OF RIGHT PREDICTIONS) NAIVE درصد صحبت پیش‌بینی الگوی									
0.52 معنی‌داری LM2 = معنی‌داری LM2									

* Significant at the 1% level, ** Significant at 5% level, *** Significant at 25% level.
 # معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد، *** معنی‌داری در سطح ۲۵ درصد، مأخذ: پژوهش‌های تحقیق، Source: Research Finding.

حذف مشاهدات صفر از مجموعه مشاهدات، سبب اریب پارامترهای برآورد شده الگو خواهد شد. همچنین نشان می‌دهد که متغیرهای مؤثر بر تصمیم کشاورز برای اقدام به تغییر کاربری اراضی از زراعی به باگی و متغیرهای مؤثر بر میزان تغییر کاربری اراضی، مشابه می‌باشند. با توجه به ضرایب متغیرهای کمی معنی دار تأثیرگذار بر میزان تغییر کاربری اراضی، سطح زیر کشت مرکبات بیشترین تأثیر مثبت را به خود اختصاص داده است. به همین ترتیب، رضایت از نهادهای حمایتی نیز بیشترین نقش منفی را به عنوان متغیر مجازی (کیفی) دارای می‌باشد. درصد پیش‌بینی‌های صحیح (۷۹ درصد)، معیاری برای نیکویی برآش الگوی پرویت می‌باشد که نشان‌دهنده برآش خوب مدل می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به یافته‌ها، به نظر می‌رسد پیشنهادهای زیر در قالب بسته‌های سیاستی مبتنی بر ثابتیت در بخش فعالیت‌های کشاورزی (اراضی زراعی)، بتواند به افزایش ثبات و بهره‌وری حاصل از فعالیت‌های کشاورزی زراعی و باگی منجر شود:

ایجاد شبکه پوشش بیمه‌ای گسترده و به صورت متمرکز با در نظر گرفتن کشاورزان خردپا در بخش فعالیت‌های کشاورزی زراعی و حمایت بیشتر برای کاهش درجه ریسک‌گریزی بهره‌برداران و عدم تغییر اراضی از زراعی به باگی.

حفظ ثبات در قیمت‌های محصولات باگی و زراعی و ارائه قیمت تضمینی مناسب در موقع لزوم برای حفظ و رضایت خاطر بهره‌برداران به کشت و تولید محصول و عدم انتقال نابجا بین بخش‌های مذکور.

با توجه به این که محصولات زراعی از جمله برنج از تولیدات استراتژیک هر کشوری محسوب می‌شود و حتی در شرایط عدم برخورداری مزیت نسبی نیز تولید پیشنهاد می‌شود، توجه جدی دولت و سازمان‌های زیربسط جهت حمایت از تولیدکنندگان این بخش می‌تواند مانع از تحرك بیشتر بهره‌برداران زراعی به فعالیت دیگر برای دستیابی به سود بالاتر شود.

در گروه با امکان دسترسی به بیمه باگی و زراعی، میزان اقدام به تغییر کاربری اراضی کشاورزی از زراعی به باگی، ۱/۲۳۵ مترمربع بیشتر از گروهی است که اقدام به بیمه محصولات زراعی و باگی خود نکرده‌اند. همچنین با افزایش سطح تحصیلات و تجربه بهره‌برداران به دلیل افزایش آگاهی آن‌ها به عواقب تغییر کاربری‌های نادرست و غیر کارشناسانه، اقدام به تغییر کاربری کاهش خواهد یافت. افزایش قیمت هر مترمربع زمین باگی تأثیر منفی بر اقدام به تغییر کاربری اراضی از زراعی به باگی دارد که مطابق انتظار است.

متغیر بعدی قیمت هر کیلو محصول باگی (کیوی) می‌باشد که تأثیر منفی بر اقدام به تغییر کاربری دارد که دلیل آن را چنین می‌توان استدلال کرد که با توجه به توان پایین بهره‌برداران زراعی در تأمین نقدینگی کافی برای تغییر در کاربری اراضی و احتمال کاهش قیمت محصول باگی (کیوی) در سال‌های آینده، اقدام به تغییر کاربری اراضی از کاربری زراعی به باگی، کاهش خواهد یافت. قیمت هر کیلو محصول زراعی نیز اثر منفی بر اقدام به تغییر کاربری اراضی از کاربری زراعی به باگی دارد بهنحوی که با افزایش در قیمت محصولات زراعی تمایل بهره‌برداران به ماندگاری در حرفه فعلی برای کسب سود بیشتر افزایش یافته و هرگونه تمایل به تغییری از جمله اقدام به تغییر کاربری اراضی از زراعی به باگی کاهش خواهد یافت. متغیر مجازی رضایت از نهادهای حمایتی اثر منفی بر اقدام به تغییر کاربری اراضی از کاربری زراعی به باگی دارد. به عبارتی، اقدام به تغییر کاربری اراضی از کاربری زراعی به کاربری باگی در گروهی که رضایت نسبی از نهادهای حمایتی دارند، نسبت به گروهی که رضایت نسبی از این نهادها ندارند، کمتر است.

آخرین متغیر واردشده در الگوی رگرسیون خطی، معکوس نسبت میلز می‌باشد. در الگوی فعلی نسبت معکوس میلز معنی دار نمی‌باشد که بیانگر این مطلب است که بین متغیر مؤثر بر تصمیم به تغییر کاربری اراضی از کاربری زراعی به کاربری باگی و متغیرهای مؤثر بر اقدام به تغییر کاربری اراضی از کاربری زراعی به کاربری باگی تفاوتی وجود ندارد. قابل ذکر است که معنی دار بودن این ضریب، بیان کننده خطای ناشی از انتخاب نمونه (خطای نوع اول) است؛ به طوری که

منابع

- 1- Ahmadi R. 1996. The Role of Land Use in the Creation and Intensification of Forest Mass Movements, Master's thesis, Faculty of Science, Tarbiat Modarres University. (in Persian with English Abstract).
- 2- Al Amin M., Rashford B.S., Bastin C.T., and Aadland D.M. 2013. Agricultural Land-Use in a Changing Climate: Implications for Waterfowl Habitat in Prairie Canada.
- 3- Amirnezhad H. 2013. Investigation Factors Affecting the Willingness of Farmers to Change Land Use in the Mazandaran Province. Agricultural Economics Research, 5 (4): 87-106. (In Persian)
- 4- Darijani A. 1999. Evaluation of Depositor's Characteristics and Factors Affecting Household's Bank Deposits. Master's Thesis. Tehran University. (in Persian with English Abstract).
- 5- Emadi M., Baghernezhad M., and Memarian H.R. 2008. Effect of Use Changes on the Characteristics of Soil Fertility in the Soil Aggregates Water Stability of Two-Cultivation Soil in the North of Iran. Journal of Applied Sciences, 8(3): 496-502. (in Persian).
- 6- Eteraf H. 2001. Effects of Clay Land Use on Fertility and Erosion of the Soil in the Region Moraveh Tappeh. Master's thesis. Gorgan University. (in Persian with English Abstract).

- 7- Eynollahi M. 1998. Determination of Price and Non-Price Factors on Sugar Beet in Iran (Khorasan). Master's Thesis. Tehran University. (in Persian with English Abstract).
- 8- Feyzizadeh B., and Haji Mirrahimi M. 2008. Detection of Land Use Changes Using Object-Oriented Method, (Case Study: Andisheh Settlements), Geomatics Conference, the Mapping Organization of the Country. (in Persian).
- 9- Food Agriculture Organization World, <http://www.fao.org>.
- 10- Geist H.J., and Lambin E.F. 2002. Proximate Causes and Underlying Driving Forces of Tropical Deforestation. BIOSCIENCE, 52(2), 143-150.
- 11- Ghaffari A. 1994. Effects of Land Use on Alaa River's Erosion in Marvdashat, a National Seminar Reviewing Policies and Methods to Optimal Productivity of the Land. (in Persian).
- 12- Ghaffari G., Ghodousi J., and Ahmadi H. 2009. Investigating the Hydrological Effects of Land Use Change in Catchment (Case Study: Zanjanrood Basin). Journal of Water and Soil Conservation, 16(1): 163-180. (in Persian with English Abstract).
- 13- Greene W.H. 1993. Econometric Analysis, 2nd Edition. New York: Macmillan, 791.
- 14- Heckman J. 1979. The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models. Journal of Economic and Social Measurement, 5: 475-492.
- 15- Houghton R.A., DeFries R.S., Asner G.P., and (Eds.). 2004. Ecosystems and Land Use Change. Geophysical Monograph Series, 153: 344.
- 16- Land Affairs Organization. 2003. Collection of the laws, regulations, bylaws, and operating procedures. Volume II.
- 17- Li K.Y., Coe M.T., Ramankutty N., and De Jong R. 2007. Modeling the Hydrological Impact of Land-Change in West Africa. Journal of Hydrology, 337: 258-268.
- 18- Lubowski R.N., Bucholtz Sh., Claassen R., Roberts M.J., Cooper J. C., Gueorguieva A., and Johansson R. 2006. Environmental Effects of Agricultural Land-Use Change. Economic Research Service United State Department of Agricultural, Economic Research Report, 25.
- 19- Mehrabi A., Mohammadi M., Mohseni Saravi M., Jafari M., and Ghorbani M. 2013. Evaluation of Human Stimulus forces Affecting Land Use Change (Case Study: Seyed Mahalleh and Drasra-Tonekabon Villages). Journal of Range and Watershed. Iranian Journal of Natural Resources, 66(2): 307-320. (in Persian).
- 20- Nabi Peylashgarian S. 2001. Study the Effects of Land Use on Soil Erosion and Sediment Production in the Watershed Masoule of Gilan, Master's Thesis, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources. (in Persian with English Abstract).
- 21- Najafinejad A., Mardian M., Varvani J., and Sheikh V.B. 2011. Evaluation and Comparison of Representative Hill Slope and Raster based Hill Slope Methods for Computation of Topography Factor in USLE. Journal of Soil Management and Sustainable Production, 1(1): 99-114. (in Persian with English Abstract).
- 22- Niknahad Gharmakher H., and Maramaei M. 2011. Effects of Land Use Changes on Soil Properties (Case Study: the Kechik Catchment). Journal of Soil Management and Sustainable Production, 1(2). 81-96. (in Persian with English Abstract).
- 23- Rajesh B., and Yuji M. 2006. Land Use Change Analysis Using Remote Sensing and GIS: A Case Study of Kathmandu Metropolitan, Nepal, P 22.
- 24- Saadati H., Gholami Sh.A., Sharifi F., and Ayoubzadeh S.A. 2006. An Investigation of The Effects of Land Use Change on Simulating Surface Runoff Using SWAT Mathematical Model (Case Study: Kasilian Catchment Area).Iranian Journal Natural Resources, 59(2): 298-313. (in Persian with English Abstract).
- 25- Salehi Taleshi F., and Mahboubi M.R. 2012. Factors Affecting the Agricultural Land Use Change to Garden. The first National Conference on Strategies for Achieving Sustainable Development. 20th March, Tehran. (In Persian).
- 26- Sali G. 2012. Agricultural Land Consumption in Developed Countries. International Association of Agricultural Economists Triennial Conference, Brazil, 18-24.
- 27- Shachery A., Shojaei M., Emami A., and Baghban R. 2002. Collection of Laws and Regulations to Preserve Agricultural Land Use and the Gardens, the Land Affairs Organization. (in Persian)
- 28- Srivastava S.K., and Gupta D. 2003. Monitoring of Changes in Land Use/Land Cover Using Multi – Sensor Satellite Data. Map India conference.
- 29- Tiessen H., Sampaio E.V.S.B., and Salcedo I.H. 2001. Organic Matter Turnover and Anagement in Low Input Agriculture of NE Brazil. Nutr. Cycl.Agroecosys, 61: 99-103.
- 30- Tobin J. 1958. Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. Econometrica, 26: 29-36.
- 31- Vitousek P.M., Mooney H.A., Lubchenko J., and Melillo J.M. 1997. Human Domination of Earth's Ecosystems, Science, 277. 494-499.
- 32- Wang S., Shaozhong K., Lu Z., and Fusheng L. 2008. Modelling Hydrological Response to Different Land-Use Andclimate Change Scenarios in the Zamu River Basin of Northwest China, J. Hydro. Proc., 22: 2502-2510.
- 33- Whister D. 1999. An Introductory Guide to SHAZAM, www.Shazam.Econ.ubc.Ca.Logit Test for Heteroskedasticity.
- 34- Yeo I., Gordon S.I., and Guldmann J. 2004. Optimizing Patterns of Land Use to Reduce Peak Runoff Flow and Non Point Source Pollution With an Integrated Hydrological and LandUse Model.AMS Online Journals Access Control, 6: 1–20.
- 35- Yousefifard M., Khademi H., and Jalalian A. 2007. Decline in Soil Quality as a Result of Land Use Change in Cheshmeh Ali region, Chaharmahal Bakhtiari Province. Journal of Agricultural Sciences and Natural Resources, 14(1). (in Persian with English Abstract).