نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۲۹، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۴، ص. ۱۱۵-۱۰۷

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 29, No. 2, Summer 2015, p. 107-115

عوامل مؤثر بر شکل‌گیری 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 ۶۰ بهره‌بردار کشاورزی شهرستان تنکابن و بهره‌گیری از الگوی دومرحله‌ای توبیت- هکمن در سال ۱۳۹۱ بررسی شد. نتایج برآورد الگوی پروبیت نشان داد که سطح سواد، تجربه، تعداد قطعات زمین باغی، سطح زیر کشت مرکبات و کیوی، قیمت محصول باغی (کیوی)، سطح زیر کشت زراعی و قیمت زمین زراعی با اثر مثبت و متغیرهای اندازه خانوار، قیمت زمین باغی، قیمت محصول باغی (مرکبات)، تعداد قطعات زمین زراعی، قیمت محصول زراعی، رضایت از نهادهای حمایتی و بیمه باغی و زراعی با اثر منفی بر اخذ تصمیم به تغییر کاربری اراضی از زراعی به باغی، نقش دارند. همچنین نتایج برازش الگوی مرحله دوم توبیت بیانگر تأثیر مثبت تعداد قطعات زمین باغی، سطح زیر کشت مرکبات و کیوی، قیمت محصول باغی (مرکبات)، تعداد قطعات زمین زراعی، سطح زیر کشت زمین زراعی، قیمت زمین زراعی و بیمه باغی و زراعی و تأثیر منفی متغیرهای اندازه خانواده، سطح سواد، تجربه، قیمت زمین باغی، قیمت محصول باغی (کیوی)، قیمت محصول زراعی و رضایت از نهادهای حمایتی بر میزان اقدام به تغییر کاربری اراضی می‌باشد. با توجه به یافته‌ها، ایجاد شبکه بیمه‌ای گسترده برای پوشش کشاورزان خرده‌پا، جلوگیری از ایجاد نوسان‌های قیمتی محصولات باغی و زراعی، توجه جدی به تولیدات زراعی به‌عنوان محصولات استراتژیک و حمایت از بهره‌برداران در این بخش در قالب بسته سیاستی به برنامه ریزان این عرصه پیشنهاد شد.

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

مقدمه

کاربری اراضی در مفهوم کلی آن به نوع استفاده از زمین در وضعیت موجود گفته می‌شود که دربرگیرندهٔ تمامی کاربری در بخش‌های مختلف کشاورزی، منابع طبیعی و صنعت می‌شود. به‌عبارت‌دیگر 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 متصرفین آن، درصورتی‌که تغییر کاربری آن‌ها آثار منفی طبیعی، اقتصادی، سیاسی، علمی یا فرهنگی به دنبال داشته باشد (۱۶). بااین‌حال در اکثر کشورهای دنیا، معمولاً زمین‌های کشاورزی، جنگل‌ها، مراتع، اراضی باتلاقی و سایر اراضی طبیعی مورد محافظت قرار می‌گیرند. با توجه به این واقعیت که شیوه تعامل با خاک، به‌عنوان یکی از ارکان 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 درپی خواهد داشت (۲۷). فرسایش خاک پدیده‌ای اجتناب‌ناپذیر است که به‌صورت تشدید شونده منجر به تخریب خاک می‌شود. نوع و شدت فرسایش خاک در یک منطقه، تابع عوامل مختلفی ازجمله 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 تدوین‌شده و شیوه‌های تشویقی و بازدارنده نیز استفاده می‌شوند (۲۱).

۱و۳- دانشجوی کارشناسی ارشد و استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد
(*-نویسنده مسئول: Email: jamalim@ymail.com)
۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

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). به‌عنوان نمونه تبدیل اراضی شالیزاری به باغ چند سالی است که در استان مازندران روند رو به رشدی گرفته و بر اساس آمار هرساله درصد قابل‌توجهی از اراضی شالیزاری استان مازندران به باغات مرکبات (پرتقال و کیوی) تبدیل می‌شود و تدبیر اصولی برای کنترل این روند نگران‌کننده، وجود ندارد. تغییر کاربری اراضی در مناطق شمالی ایران معمولاً 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 ازجمله کشورهایی دانسته که اراضی کشاورزی و عرصه‌های منابع طبیعی آن به‌شدت تحت تأثیر فرسایش و تخریب هستند (۹).

تغییرات کاربری اراضی به‌طور عمده از عوامل بزرگ‌مقیاسی مانند مباحث اقتصاد جهانی و اقلیم تأثیر می‌پذیرد و مسائلی مانند تغییرات جمعیتی و سیاست های محلی، در کنار عوامل یاد شده نقش تعیین کننده‌ای را دارند (۱۰). تغییر کاربری اکوسیستم‌های طبیعی به اکوسیستم‌های مدیریت شده، اثرات زیانباری بر خصوصیات خاک داشته و به‌عنوان 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 هوازی 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 نحوهٔ تغییرات آن درگذر زمان یکی از مهم‌ترین موارد در برنامه‌ریزی‌ها می‌باشد. بااطلاع از نسبت تغییرات کاربری‌ها درگذر زمان می‌توان تغییرات آتی را پیش‌بینی نموده و اقدامات مقتضی را انجام داد (۸). تغییرات کاربری اراضی به‌طور عمده از عوامل بزرگ‌مقیاسی مانند مباحث اقتصاد جهانی و اقلیم تأثیر می‌پذیرد و مسائلی مانند تغییرات جمعیتی و سیاست‌های محلی، در کنار عوامل یادشده نقش تعیین‌کننده‌ای را دارند (۱۰). دلایل اصلی پراهمیت بودن این موضوع، تهدیدهای ناشی از تغییرات آب و هوایی، جنگل‌زدایی، بیابان‌زایی و به‌طورکلی، از دست دادن تنوع زیستی است. 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 زمینهٔ 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 اشباع بودن بازار تولید محصولات زراعی در منطقه به دلیل گسترش بیش‌ازحد مزارع بوده است.

نتایج مطالعهٔ مهرابی و همکاران (۱۹)، نشان داد که در منطقهٔ موردمطالعه درصد زیادی از جنگل‌ها تخریب‌شده 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 به‌صرفه نبودن فعالیت کشاورزی عنوان‌شده است. امیرنژاد (۳) در مطالعه‌ای به بررسی و تعیین عوامل مؤثر بر تمایل کشاورزان به تغییرات کاربری اراضی در استان مازندران پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان داد که بیشترین میزان تمایل به‌منظور 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 سابقهٔ 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 رسوب به میزان ۱۵ درصد گردیده است. نبی پی لشکریان (۲۰) اقدام به بررسی اثرات تغییر کاربری اراضی بر میزان فرسایش و رسوب نمود. نامبرده با کاربرد مدل‌های EPM[1] و MPSIAC[2]، رسوب‌دهی 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

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، درحالی‌که بهره‌برداری از این اراضی به‌صورت مرتع 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 SWAT[1] 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 قابل‌توجه میزان رواناب سالانه و ماهانه در اثر تبدیل اراضی جنگلی به دیم‌زار می‌باشد.

سری واستاوا و گوپتا (۲۸) در هند بیان نمودند که در فاصلهٔ سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۰ نواحی مسکونی حدود ۸ کیلومترمربع افزایش داشتند. درحالی‌که اراضی کشاورزی ۲/۵ کیلومترمربع در طول این سال کاهش سطح داشتند. راجش و یوجی (۲۳) در نپال نشان دادند که سطح اراضی کشاورزی از ۳۶ درصد کل حوزه در سال ۱۹۸۹ به ۲۲ درصد کاهش‌یافته است. سالی (۲۶)، در مطالعه‌ای عواملی ازجمله سطح بالای تولید ناخالص داخلی، افزایش در اندازهٔ مناطق شهری و شبکه‌های حمل‌ونقل 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 ارائه‌ی 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 به‌صورت افزایش در حجم روان آب سطحی، کاهش تغذیه منابع آب زیرزمینی و آب‌پایه رودخانه‌ها و تغییر در مقدار و شدت فرسایش و رسوب می‌باشد.

وانگ و همکاران (۳۲)، با مدل‌سازی اثر گزینه‌های مختلف تغییر کاربری اراضی در حوضه‌ای در چین به این نتیجه رسیدند که کاربری‌های اراضی مختلف دارای اثرات مختلفی بر مقدار رواناب و آب زیرزمینی حوضه می‌باشد و تبدیل اراضی مرتعی به اراضی جنگلی در حوضه منجر به افزایش میزان رواناب سالانه و کاهش آب زیرزمینی 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 برنج در سطح استان و کشور محسوب می‌شود. از نظر سطح زیر کشت محصولات باغی رتبه اول را در استان مازندران دارا می‌باشد. بر اساس آمار سال ۱۳۸۲، از نظر توزیع اراضی زیر کشت و نسبت آن به‌کل مساحت استان مازندران، شهرستان تنکابن با ۳۵/۱۶ درصد از کاربری اراضی زراعی و باغی رتبه‌ی یازدهم را به خودش اختصاص داده است (یافته‌های تحقیق). با توجه به درصد بالای سطح زیر کشت محصولات باغی در این شهرستان و سودآوری بیشتر تولیدات باغی نسبت به تولیدات زراعی از جمله برنج و مشکلاتی که در سال‌های اخیر برنج‌کاران منطقه و استان را با کاهش در درآمدها نسبت به هزینه‌های پیش رو مواجه کرده است، روند تغییر کاربری اراضی کشاورزی، از زراعی به باغی در سال‌های اخیر، شدت گرفته به‌نحوی‌که تعداد زیادی از کشاورزان به تولیدات باغی روی آورده‌اند. این در حالی است که اقلیم شهرستان تنکابن با ارتفاع ۲۰ متری از سطح دریا و میانگین بارش سالیانه ۱۱۰۰ تا ۱۵۰۰ میلی‌متر نشان‌دهنده شرایط مساعد محیطی برای کشت محصولات زراعی، بخصوص برنج می‌باشد. همچنین منطقه 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 نه‌تنها مسئله مهمی است، بلکه به چالشی بزرگ در سال‌های اخیر تبدیل‌شده است. تغییر کاربری اراضی کشاورزی موجب مرگ تدریجی کشاورزی، کاهش تولید محصولات کشاورزی، تهدید امنیت غذایی و وابستگی 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 تغییراتی که در این حوزه ایجاد می‌شود، لازم است عوامل مؤثر بر شکل‌گیری تغییر کاربری اراضی موردتوجه 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

1- Soil and Water Assessment Tool

مصاحبه حضوری و تکمیل ۶۰ پرسشنامه از باغداران و برنج‌کاران شهرستان تنکابن که تمام یا قسمتی از کاربری اراضی خود را تغییر داده‌اند، در سال ۱۳۹۱ جمع‌آوری‌شده است. باتوجه به نامشخص بودن حجم جامعه آماری، از رابطه کوکران به‌صورت مقابل $n = \frac{t^2 s^2}{d^2}$ استفاده شد که با انتخاب حجم نمونه برابر با ۶۰ و با در نظر گرفتن خطای مجاز ۰/۰۲۵ و t=۱/۹۶، واریانس سطح زیر کشت تغییر کاربری پیدا کرده نسبت به کل سطح زیر کشت، معادل ۰/۰۹۸ برآورد گردید. برای بررسی عوامل مؤثر بر تغییر کاربری اراضی کشاورزی، از الگوی توبیت[1] به روش دو مرحله‌ای هکمن[2] استفاده شد. دلیل اصلی بهره‌گیری از الگوی توبیت، نقص الگوهای لاجیت و پروبیت[3] در تمایز 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 به‌صورت زیر بررسی شده است.

$$Y_i^* = \beta' X_i + \varepsilon_i \quad (۱)$$

$$Y_i = Y^* \quad if \quad Y_i^* > 0 \quad (۲)$$

$$Y_i = 0 \quad if \quad Y_i^* \leq 0 \quad (۳)$$

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 (مترمربع) می‌باشد. برای کشاورزانی که تمایلی به تغییر در اراضی کاربری خود نداشتند، Y_i^* صفر در نظر گرفته می‌شود؛ به‌عبارت‌دیگر، آستانه برش، صفر در نظر گرفته‌شده است.

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

$$P_{(Y_i=0)} = P_{(u<\beta' X_i)} = 1 - f(\beta' X_i) \quad (۴)$$

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

$$P_{(Y_i>0)} = 1 - P_{(Y_i=0)} = f(\beta' X_i) \quad (۵)$$

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

$$E(Y_i) = X_i \beta \Phi(I) + \delta \Phi(I) \; ; \; I=1,2,3,\ldots,N \quad (۶)$$

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

$$E(Y_i | Y_i > 0) = X_i \beta + \delta \frac{\phi(I)}{\Phi(I)} \quad (۷)$$

الگوی توبیت با بهره‌گیری از هر دو گروه کشاورزان (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 دومرحله‌ای را برای برآورد الگوی توبیت و به‌منظور رفع مشکل دوم پیشنهاد نمود. روش دومرحله‌ای 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 می‌تواند 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).

درروش هکمن، برای تعیین عوامل مؤثر در هر یک از دو مجموعه متغیرهای یادشده، الگوی توبیت به دو الگوی پروبیت و الگوی رگرسیون خطی تبدیل می‌شود. عواملی که می‌توانند بر تصمیم کشاورزان به اقدام به تغییر کاربری اراضی کشاورزی تأثیر بگذارند، به‌صورت متغیرهای مستقل در الگوی پروبیت 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[4] (*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 پروبیت شامل یک متغیر دوجمله‌ای با مقادیر ۱ و صفر می‌باشد. بر این اساس، متغیر وابسته، برداری از مقادیر صفر و ۱ است که در آن عدد «۱» به‌منزله 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. ازاین‌رو، برای Y_iهایی که مقدار آن‌ها بزرگ‌تر از صفر است، عدد ۱ منظور می‌شود و برای Y_iهایی که مقدار آن‌ها صفر است، صفر باقی می‌ماند. با این شیوه، متغیر مستقل الگوی پروبیت برای تمام مشاهده‌ها ساخته می‌شود. با توجه به توضیحات بالا، دو الگو به‌دست‌آمده از تفکیک الگوی توبیت به‌صورت معادله‌های ۸ و ۹ نشان داده می‌شوند:

(۸) الگوی پروبیت

$$Z_i = \beta' X_i + V_i \quad ; i=1,2,3,\ldots,N$$
$$Z_i = 1 \quad اگر \quad Y_i^* > 0$$
$$Z_i = 0 \quad اگر \quad Y_i^* < 0$$

(۹) الگوی رگرسیون خطی

$$Y_i = \beta' X_i + \sigma \, IMR_i + e_i$$

1- Tobit Model
2- Heckman's Two-Stage Method
3- Logit and Probit
4- Inverse Mill´s Ratio (IMR)

در الگوهای بالا، β و σ ضرایب پارامترهای الگو، IMR معکوس نسبت میلز، e_i و V_i جمله‌های خطا می‌باشند. در مرحله اول از روش هکمن، الگوی پروبیت با استفاده از روش حداکثر راستنمایی[1] 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 به‌صورت $IMR_i = \frac{\phi(\beta' X_i / \sigma)}{\Phi(\beta' X / \sigma)}$ تعریف می‌شود، با استفاده از پارامترهای برآورد شده‌ی الگوی پروبیت برای کلیه مشاهده‌ها یا $Y_i > 0$ محاسبه و استخراج می‌شود. در مرحله دوم از روش هکمن، الگوی رگرسیون خطی (معادله ۹) برای مشاهده‌هایی که Y_i آن‌ها بزرگ‌تر از صفر است، برآورد می‌شود. همان‌گونه که معادله ۹ نشان می‌دهد، در این مرحله متغیر نسبت معکوس میلز IMR_i به مجموعه متغیرهای مستقل در الگوی رگرسیونی اضافه می‌شود.

ضریب این متغیر، خطای ناشی از انتخاب نمونه را بیان می‌کند. چنانچه ضریب این متغیر ازلحاظ آماری بزرگ‌تر از صفر باشد، حذف مشاهده‌های صفر از مجموعه مشاهده‌ها، باعث اریب[2] پارامترهای برآورد شده الگو 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، به‌طوری‌که گرین (۱۳) نشان داده است، حضور متغیر نسبت معکوس میلز در الگوی رگرسیون خطی یادشده، وجود ناهمسانی واریانس[3] الگوی اولیه را رفع می‌کند و استفاده از برآوردگر حداقل مربعات معمولی (OLS)[4] را بلامانع می‌سازد. بنابراین با دومرحله‌ای کردن برآورد پارامترهای الگوی 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 الگوی توبیت، R^2 (ضریب تعیین) نمی‌تواند معیار قابل‌اعتمادی برای نیکویی برازش باشد. آماره مورداستفاده در این الگو r^2 (توان دوم ضریب همبستگی بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی‌شده Y_i) 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 داده های درست و برخی از متغیرهای احتمالی تأثیرگذار بر تغییر کاربری اراضی زراعی به باغی، متغیرهای مورد نظر مطالعه انتخاب شدند. براین اساس متغیرهای سن، اندازه خانواده، سطح سواد، تجربه کشاورز، تعداد قطعات زمین باغی، سطح زیر کشت مرکبات، سطح زیر کشت کیوی، قیمت هر مترمربع زمین باغی، قیمت هر کیلو محصول باغی (مرکبات)، قیمت هر کیلو محصول باغی (کیوی)، تعداد قطعات زمین زراعی، سطح زیر کشت زراعی، قیمت هر کیلو محصول زراعی، قیمت هر مترمربع زمین زراعی، رضایت از نهادهای حمایتی، بیمه باغی و زراعی و درآمد غیرکشاورزی مدنظر قرارگرفته است. به‌منظور تصریح الگوهای رگرسیون پروبیت و حداقل مربعات معمولی، کلیه متغیرهای تأثیرگذار در الگوها واردشده 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 باتجربه بهره‌بردار و درآمد غیر کشاورزی با قیمت زمین زراعی هم‌خطی وجود دارد که بدین منظور متغیرهای سن و درآمد غیر کشاورزی در الگوی نهایی وارد نشدند. دیوید سن و مک کینون[5] (۱۹۸۴) آماره‌ای تحت عنوان LM2 برای آزمون ناهمسانی واریانس در مدل‌های لاجیت و پروبیت ارائه کردند. مقدار آماره LM2 در الگوی برازش شده ۱۴/۲ برآورد گردید و آز آنجائی‌که 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 بیان‌کننده 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 کشاورزان در گروه سنی بالاتر از ۶۰ سال قرار دارند. از بعد تجربه‌کار 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 باغی 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 ۷۰۰۸/۵ و ۷۴۵۸/۳ مترمربع و متوسط سطح زیر کشت زمین زراعی ۶۸۰۹/۵ مترمربع بوده است. قیمت متوسط هر مترمربع زمین باغی و زراعی به ترتیب برابر با ۴۷۰۰۰۰ و ۴۴۳۲۶۰ریال بوده است. متوسط قیمت هر

1- Maximum Likelihood (ML)
2- Bias
3- Heteroscedasticity
4- Ordinary Least Squares (OLS)
5- Daivid Sen and Mackinon

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

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

بر اساس اطلاعات درج‌شده در جدول ۱، اثر نهایی برآورده شده در الگوی پروبیت برای متغیرهای سطح زیر کشت مرکبات و کیوی به ترتیب، ۰/۰۰۰۰۰۶ و ۰/۰۰۰۰۰۷و 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. به‌طوری با افزایش یک واحد (یک هکتار) 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، ۰/۰۰۰۰۰۶ و ۰/۰۰۰۰۰۷ واحد افزایش خواهد یافت. در الگوی برآورد 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 بیان‌کننده تأثیر مثبت این متغیرها بر اخذ تصمیم به انجام تغییر کاربری اراضی دارد؛ به‌طوری‌که با افزایش این متغیرها به‌اندازه یک واحد (یک سال، یک سال، یک هکتار، یک تومان، یک هکتار و یک تومان) احتمال تصمیم به انجام تغییر کاربری از زراعی به باغی، به ترتیب، ۰/۶۰۴۱۴، ۰/۰۱۴۲، ۰/۱۲۱۸۷، ۰/۰۰۱، ۰/۰۰۰۰۵ و ۰/۰۰۰۰۰۳ واحد افزایش خواهد یافت.

علامت ضرایب برآورد شده 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. به‌طوری‌که با افزایش این متغیرها به‌اندازه یک واحد (یک نفر، یک تومان، یک هکتار و یک تومان) احتمال اخذ تصمیم به تغییر کاربری اراضی از زراعی به باغی به ترتیب به‌اندازه، ۰/۰۷۳۵، ۰/۰۰۰۰۰۶، ۰/۰۰۰۷، ۰/۱۳۳۷، ۰/۰۰۰۲ واحد کاهش می‌یابد. در گروه با دسترسی به بیمه باغی و زراعی، میزان احتمال تغییر در کاربری اراضی کشاورزی در گروه بیمه‌شدگان باغی و زراعی به‌اندازه ۰/۰۴۵۸ واحد کمتر از گروه دیگر می‌باشد که خود بیان‌کننده آن است که کشاورزانی که اقدام به بیمه زمین‌های خود نموده‌اند، تمایل کمتری به تصمیم بر تغییر کاربری اراضی خوددارند. 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 ۰/۰۲۲۶ واحد کمتر است.

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 نشان‌دهنده 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 به‌طور متوسط، ۰/۱۸۳۹ واحد کاهش خواهد یافت. در واقع با افزایش اندازه خانوار و افزایش درجه ریسک گریزی در کشاورزان تمایل به هرگونه تغییری در آن‌ها کاهش‌یافته 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. ازاین‌رو با افزایش تعداد قطعات زمین باغی و سطح زیر کشت محصولات باغی (مرکبات و کیوی)، ریسک‌پذیری کشاورزان برای اقدام به تغییر کاربری اراضی کاهش‌یافته 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

به محصولات زراعی درجه ریسک ناشی از فعالیت‌هـای کـشاورزی را کاهش می‌دهد.

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

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

مرحله دوم (OLS) Second Step			مرحله اول (ML) First Step			متغیرها Variables
کشش Elasticity	ضرایب Coefficients	اثر نهایی Marginal Effect	کشش وزنی Weighted Aggregate Elasticity	کشش در میانگین Elasticity at Means	ضرایب Coefficients	
-0.0741	0.000	-	-0.99291	-1.3423	-2.5910	مقدار ثابت Constant
-0.3304	-0.1839	-0.0735	-0.30056	-0.40536	-0.20273***	اندازه خانواده Family size
-0.1666	-0.0327	0.60414	0.64142	0.88667	1.7727***	سطح سواد Literacy
-0.0499	-0.0236	0.0142	0.46116	0.65723	0.04**	تجربه Experience
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	سطح زیر کشت مرکبات Citrus cultivation
0.4311	0.4551*	0.000007	0.0416	0.056	0.000021	سطح زیر کشت کیوی Kiwi cultivation
-0.2746	-0.2132	-0.000006	-0.3421	-0.4391	-0.000018**	قیمت هر مترمربع زمین باغی 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(مرکبات) The price per kilo of horticultural crops (citrus)
-0.5187	-0.0842	0.001	0.5185	0.7015	0.003	قیمت هر کیلو محصول باغی(کیوی) The price per kilo of horticultural products (Kiwi)
0.0168	0.0278	-0.1337	-0.0821	-0.1144	-0.3767	تعداد قطعات زمین زراعی Number of pieces of agricultural land
0.1172	0.2034	0.00005	0.1841	0.227	0.00015***	سطح زیر 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	0.0836	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 حمایتی 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	-	-	-	-	معکوس نسبت میلز The inverse Mills ratio
0.70			0.40		-	ADJUSTED R-SQUARE
			0.35			ESTRELLA R-SQUARE
				0.47		MADDALA R-SQUARE
						CRAGG-UHLER R-SQUARE
			0.33			MCFADDEN R-SQUARE
			79 درصد			درصد صحت پیش‌بینی - (PERCENTAGE OF RIGHT PREDICTIONS) =
						درصد صحت پیش‌بینی الگوی NAIVE (NAIVE MODEL PERCENTAGE OF RIGHT PREDICTIONS) = 63 درصد
LM2 Test = 14.02	Significant= 0.52					آزمون LM2 = 14.02 معنی‌داری = 0.52

#معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ##معنی‌داری در سطح ۵ درصد، ###معنی‌داری در سطح ۲۵ درصد ، مأخذ: یافته های تحقیق.

*Significant at the 1% level, ** Significant at 5% level, *** Significant at 25% level , Source: Research Finding.

در گروه با امکان دسترسی به بیمه باغی و زراعی، میزان اقدام به تغییر کاربری اراضی کشاورزی از زراعی به باغی، ۱/۲۳۵ مترمربع بیشتر از گروهی است که اقدام به بیمه محصولات زراعی و باغی خود نکرده‌اند. همچنین با افزایش سطح تحصیلات و تجربهٔ 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 باغی تأثیر منفی بر اقدام به تغییر کاربری اراضی از زراعی به باغی دارد که مطابق انتظار است.

متغیر بعدی قیمت هر کیلو محصول باغی (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 باغی (کیوی) در سال‌های آینده، اقدام به تغییر کاربری اراضی از کاربری زراعی به باغی، کاهش خواهد یافت. قیمت هر کیلو محصول زراعی نیز اثر منفی بر اقدام به تغییر کاربری اراضی از کاربری زراعی به باغی دارد به‌نحوی‌که با افزایش در قیمت محصولات زراعی تمایل بهره‌برداران به ماندگاری در حرفهٔ فعلی برای کسب سود بیشتر افزایش یافته و هرگونه تمایل به تغییری ازجمله اقدام به تغییر کاربری اراضی از زراعی به باغی کاهش خواهد یافت. متغیر مجازی رضایت از نهادهای حمایتی اثر منفی بر اقدام به تغییر کاربری اراضی از کاربری زراعی به باغی دارد. به عبارتی، اقدام به تغییر کاربری اراضی از کاربری زراعی به کاربری باغی در گروهی که رضایت نسبی از نهاده‌های 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 معنی‌دار نمی‌باشد که بیانگر این مطلب است که بین متغیر مؤثر بر تصمیم به تغییر کاربری اراضی از کاربری زراعی به کاربری باغی و متغیرهای مؤثر بر اقدام به تغییر کاربری اراضی از کاربری زراعی به کاربری باغی تفاوتی وجود ندارد. قابل‌ذکر است که معنی‌دار بودن این ضریب، بیان‌کننده خطای ناشی از انتخاب نمونه (خطای نوع اول) است؛ به‌طوری‌که 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 باغی و متغیرهای مؤثر بر میزان تغییر کاربری اراضی، مشابه می‌باشند.

با توجه به ضرایب متغیرهای کمی معنی‌دار 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 به‌عنوان متغیر مجازی (کیفی) دارا می‌باشد. درصد پیش‌بینی‌های صحیح (۷۹ درصد)، معیاری برای نیکویی برازش الگوی پروبیت می‌باشد که نشان‌دهنده برازش خوب مدل می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

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

ایجاد شبکه پوشش بیمه‌ای گسترده و به‌صورت متمرکز با در نظر گرفتن کشاورزان خرده‌پا در بخش فعالیت‌های کشاورزی زراعی و حمایت بیشتر برای کاهش درجه ریسک‌گریزی بهره‌برداران و عدم‌تغییر اراضی از زراعی به باغی.

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

با توجه به این‌که محصولات زراعی ازجمله 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 زیربط جهت حمایت از تولیدکنندگان این بخش می‌تواند مانع از تحرک بیشتر بهره‌برداران زراعی به فعالیت دیگر برای دستیابی به سود بالاتر شود.

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: Imp;ications 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).