

تبیین انگیزش کشاورزان برای تغییر پوشش کاربری اراضی کشاورزی در شهرستان بابلسر

کمال عطایی سلوط، احمدعلی کیخا، محمود احمدپور، سامان ضیائی، فرهاد

حسینعلی^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۹/۰۹

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۵/۱۶

چکیده

تغییر در پوشش و کاربری اراضی، افزون بر اثرگذاری‌های اقتصادی و اجتماعی تأثیر عمده‌ای بر ویژگی‌های فیزیکی، شیمیایی و زیستی (بیولوژی) خاک، کمیت و کیفیت منابع آبی و کیفیت هوا می‌گذارد. در این بررسی و ارزیابی، در گام نخست به تبیین انگیزش‌های کشاورزان برای تغییر پوشش کاربری اراضی کشاورزی بین دو بخش زراعی و باغداری در شهرستان بابلسر در سال ۱۳۹۵ پرداخته شده است. در گام بعدی با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی توبیت و روش دو مرحله‌ای همگن مشخص شد که آیا عامل‌های مؤثر بر تصمیم بهره‌برداران به انتخاب فعالیت باغداری و یا زراعی از عامل‌های مؤثر بر میزان سطح زیر کشت متفاوت است. نتایج نشان داد که نیاز به جداسازی این عامل‌های به روش دو مرحله‌ای همگن نیست و الگوی توبیت به درستی می‌تواند شرایط موجود در منطقه را تبیین نماید. در نهایت پیشنهاد می‌شود تا دولت با اتخاذ سیاست‌های حمایتی کارآمد از زیربخش زراعت به ویژه محصول گندم و برنج؛ مانند قیمت‌های تضمینی، تسویه به هنگام مطالبات گندم‌کاران و یا مدیریت و مهار (کنترل) واردات این محصولات در زمان عرضه آنها، بر انگیزه‌های کشاورزان برای ادامه کشت تولید محصولات زراعی و تغییر ندادن کاربری اراضی از زراعی به باغی، تأثیرگذار باشد.

طبقه‌بندی JEL: R11, Q12.

واژگان کلیدی: بابلسر، تغییر پوشش کاربری اراضی (LUCC)، الگوی توبیت، روش دو مرحله‌ای همگن.

^۱ به ترتیب دانشجوی دکتری (نویسنده مسئول)، دانشیار، استادیار و استادیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه زایل و استادیار عمران

دانشگاه تربیت دبیر شهید رجایی تهران

مقدمه

در طول تاریخ، بشر حسب اقتضای نیازهای زیستی و غیر زیستی خود، استفاده و کاربری‌های پرشماری از زمین داشته و با توسعه جامعه‌ها، الگوهای کاربری خود را تغییر داده است. کاربری زمین شامل یک سری مناسبت‌ها، فعالیت‌ها و نهاده‌هایی است که توسط مردم برای تولید، تغییر یا حفظ نوع ویژه‌ای از پوشش زمین انجام می‌گیرد. پوشش زمین نیز پوشش مشاهده‌شده‌ی فیزیکی یا زیستی-فیزیکی روی سطح زمین است (دی‌گریگرو، ۲۰۰۵). مهم‌ترین عاملی که حفاظت از بوم‌نظام‌های^۱ طبیعی را متأثر می‌سازد، تغییر کاربری است (ویتوسک و همکاران، ۱۹۹۷).

از دیرباز اقتصاد ایران مبتنی بر فعالیت‌های کشاورزی و دامداری بوده و به تدریج با ایجاد تحول در ساختار اجتماعی و سیاسی، مبانی اقتصاد متحول شده و اهمیت دامداری و زراعت افزایش یافته است. از این رو حفاظت از عامل‌های تولید در این دو بخش زراعت و دامداری به ویژه عامل زمین، نه تنها برای حمایت از اقتصاد کشاورزی و منابع طبیعی بلکه برای حمایت از اقتصاد کل کشور نیز، امری ضروری است (نسیمی و اوحدی، ۱۳۸۳). تبدیل اراضی کشاورزی به دو صورت تغییر الگوی کشت و تغییر کاربری اراضی صورت می‌پذیرد. عامل‌هایی مانند گرانی نهاده‌های کشاورزی، ادوات گران‌قیمت، دستمزد بالای نیروی کار و عملکرد کم محصولات، می‌تواند منجر به تبدیل و یا تغییر کاربری اراضی در یک منطقه شود (عین‌اللهی، ۱۳۸۰). برای مثال تبدیل اراضی کشت برنج، به باغ چندسالی است که در استان مازندران روند رو به رشدی گرفته و بر اساس آمار هرساله درصد شایان توجهی از اراضی استان مازندران به باغ تبدیل می‌شود و تدبیر اصولی برای مدیریت و مهار (کنترل) این روند نگران‌کننده وجود ندارد؛ به گونه‌ای که به استناد آمار اداره کل جهاد کشاورزی، سطح زیر کشت گیاهان زراعی (اعم از آبی و دیم) در شهرستان بابلسر از ۲۷۲۱۲ هکتار در سال ۱۳۷۶ به ۱۵۶۶۱ هکتار در سال ۱۳۹۲ کاهش یافته است (سازمان جهاد کشاورزی، ۱۳۹۵).

با توجه به بحث‌ها و نگرانی‌های پیش آمده در مورد تغییرپذیری‌های محیط زیستی، تغییرپذیری‌های پوشش کاربری زمین^۲ در دهه‌های اخیر مورد توجه جدی قرار گرفته است دلایل اصلی این توجه، تهدیدهای ناشی از تغییرپذیری‌های آب و هوایی، تخریب جنگل، بیابان‌زایی و به

^۱ Ecosystem's

^۲ Land Use Cover Change (LUCC)

تبیین انگیزش کشاورزان...۴۳

طور کلی، از دست دادن تنوع زیستی بوم‌نظام است. در چنین وضعیتی، پایداری کاربری زمین به موضوع تحلیلی و سیاسی مهم مبدل شده است (فینکو و نیکامپ، ۱۹۹۷). گسترش نظام‌های تولید باغی مبین کشت متراکم و تخصصی شدن بخش کشاورزی بود که برای حفظ و افزایش سطح تولید نیازمند استفاده بیشتر از نهاده‌هایی مانند انواع کودها، سموم، آب و سرمایه است (لیچفوز، ۲۰۱۲). این امر افزون بر استفاده‌ی بیشتر از منابع آب سطحی و زیرزمینی به آلودگی بوم‌نظام‌های آبی و خشکی منجر می‌شود (مورنون و همکاران، ۲۰۱۲). اراضی کشاورزی منابع بسیار با ارزش و محدودی هستند و نیاز به این اراضی برای تأمین نیازمندی‌های جمعیت در حال رشد، اهمیت آن را بیش از پیش نمایان می‌سازد. در این راستا، لزوم حفظ و نگهداری از این گونه اراضی به دلیل اهمیت محصولات کشاورزی، از نظر اقتصادی و برطرف نمودن نیازهای معیشتی جمعیت، امری طبیعی و البته ضروری است (احمدپور و علوی، ۱۳۹۳). تغییر در پوشش و کاربری اراضی، افزون بر اثرگذاری‌های اقتصادی و اجتماعی تأثیر عمده‌ای بر ویژگی‌های فیزیکی، شیمیایی و زیستی (بیولوژیک) خاک و همچنین کمیت و کیفیت منابع آبی و کیفیت هوا می‌گذارد (محمدزاده، ۱۳۹۳).

تا کنون بررسی‌های گسترده‌ای پیرامون تغییرپذیری‌های کاربری اراضی کشاورزی صورت گرفته است که می‌توان آن‌ها را در قالب ۳ دسته کلی قرار داد. دسته اول بررسی‌هایی هستند که روند تغییر کاربری اراضی در محدوده مورد بررسی را طی چند سال یا ۲ مقطع زمانی با استفاده از تصاویر ماهواره‌ای مورد ارزیابی قرار داده‌اند؛ از این دسته از بررسی‌ها می‌توان به بررسی موسوی و همکاران (۱۳۹۵)، مرادی و همکاران (۱۳۹۵)، فریدونی و همکاران (۱۳۹۴) و ارخی (۱۳۹۴) اشاره داشت. دسته دوم مطالعاتی است که به بررسی اثرگذاری‌های مختلف تغییرپذیری‌های کاربری اراضی پرداخته‌اند که می‌توان به بررسی‌های بریمانی و همکاران (۱۳۹۵)، محمدزاده و همکاران (۱۳۹۳) و براتی و همکاران (۱۳۹۳) اشاره داشت. دسته سوم بررسی‌هایی هستند که به عامل‌های مؤثر بر تغییر کاربری اراضی با استفاده از رهیافت‌های رگرسیون خطی و یا لجستیک پرداخته‌اند. از این دسته از بررسی‌ها می‌توان به تحقیق عین‌اللهی و سلامی (۱۳۸۰)، محمدی و همکاران (۱۳۹۴) و امیرنژاد (۱۳۹۲) اشاره کرد. در بیشتر آن‌ها روند تغییر کاربری اراضی بین کاربری‌های زراع، مرتعی، جنگلداری و مسکونی مورد بررسی قرار گرفته است اما در این بررسی، نخست به

تعیین انگیزش‌های کشاورزان برای تغییر پوشش کاربری اراضی کشاورزی از زراعت به باغداری در شهرستان بابلسر پرداخته شده و آن‌گاه با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی توبیت و روش دو مرحله‌ای هکمن این امکان فراهم شده است تا مشخص شود که آیا عامل‌ها مؤثر بر تصمیم بهره‌برداران به انتخاب فعالیت باغداری و یا زراعی از عامل‌های مؤثر بر میزان سطح زیر کشت متفاوت است تا در نهایت نقش و میزان اثرگذاری هر یک از متغیرها به صورت شفاف‌تری مشخص شود.

روش تحقیق

بخشی از بررسی‌های صورت گرفته پیرامون تغییر کاربری اراضی، از رهیافت‌های رگرسیونی به طور عمده خطی و یا لاجیت و پروبیت برای بررسی عامل‌ها مؤثر بر این تغییر کاربری استفاده کردند.

الگوی لاجیت به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود (گرین، ۲۰۱۲):

$$P_i = \Pr(Y_i = 1) = F(X_i' \beta) = \frac{1}{1 + \exp(-X_i' \beta)} \quad (1)$$

که X_i' ترانهاده ماتریس متغیرهای توضیحی نمونه i ام، β ماتریس فراسنجه‌های (فراسنجه‌های) برآورد شده و P_i احتمال یک بودن (گرایش به تغییر کاربری اراضی) متغیر وابسته است. الگوی تجربی رابطه (۱) برای برآورد به صورت رابطه (۲) بوده که L_i نشان‌دهنده لگاریتم نسبت احتمالات است (همان منبع):

$$L_i = \ln \left(\frac{P_i}{1 - P_i} \right) = X_i' \beta \quad (2)$$

اما به باور هیل و همکاران (۲۰۱۱)، استفاده از الگوی لاجیت (و یا پروبیت) دچار اشکال‌هایی است و احتمال وجود دو نوع خطا در این الگوها وجود دارد. خطای نوع اول به خاطر غیر تصادفی بودن نمونه‌ها و خطای نوع دوم مربوط به یکسان فرض کردن متغیرهای مؤثر بر اقدام به تصمیم و متغیرهایی که بر میزان فعالیت پس از تصمیم اولیه اثر می‌گذارند، است. غیر تصادفی بودن نمونه‌ها یعنی آنکه به طور معمول نمونه‌های آماری تنها شامل کشاورزانی است که در زمان انجام پژوهش بخشی از زمین‌های خود را به کشت درختان و تولید محصولات باغی اختصاص داده‌اند و کشاورزان دیگر حذف می‌شوند. از آنجایی که دیگر کشاورزان، به دلیل هم‌جواری با کشاورزان گروه اول و برخورداری از شرایط اقلیمی مشابه، ممکن است پیشینه یا امکان و آمادگی فعالیت باغی را دارا

تبیین انگیزش کشاورزان...۴۵

باشند، حذف آنان از نمونه آماری و برآورد فراسنجه‌های الگو تنها بر اساس نمونه فعالیت‌های باغدار نمی‌تواند به درستی رفتار تولیدکنندگان را بازگو کند و منجر به اریب شدن فراسنجه‌های برآورد شده الگو می‌شود. خطای نوع دوم بدین معنا است که عامل‌های تأثیرگذار بر تصمیم کشاورز برای تولید یک محصول با عامل‌های تأثیرگذار بر سطح زیر کشت برای تولید آن محصول، به ناچار یکسان نیستند و می‌توانند دو مجموعه متفاوت از متغیرها باشند (آمی‌میا، ۱۹۸۵؛ توبین، ۱۹۵۸؛ هکمن، ۱۹۷۹).

از برتری‌های به‌کارگیری روش دو مرحله‌ای هکمن، مرتفع کردن نقص الگوهای لاجیت و پروبیت در تمایز بین عامل‌های مؤثر بر اقدام به یک تصمیم و عامل‌های مؤثر بر میزان فعالیت است. توبین با آگاهی از مشکلات مربوط به خطاهای نوع اول و دوم، الگوی توبیت را ارائه کرد که می‌تواند با در نظر گرفتن هر دو گروه افرادی که اقدام به تصمیم دارند و یا ندارند (یعنی کشاورزانی که تولیدکننده محصولات باغی هستند و تولیدکنندگان بالقوه آن)، خطای نوع اول یعنی غیر تصادفی بودن را برطرف سازد (توبین، ۱۹۵۸).

برای این کار فرض می‌شود، متغیر سطح زیر کشت فعالیت باغداری که توسط تولیدکننده i ام با مجموعه‌ای از امکانات و عامل‌های تولید X_i بتواند انتخاب شود با Y_i^* نشان داده شود. همچنین فرض می‌شود که در یک مقطع زمانی گروهی از بهره‌برداران تصمیم به کشت درختان و تولید محصولات باغی و گروهی دیگر تولید محصولات زراعی را در اولویت نخست خود قرار می‌دهند. برای بهره‌برداران باغدار مقادیر X_i و مقادیر مثبت Y_i^* قابل مشاهده است در حالی که در گروه بهره‌برداران زراعی تنها مقادیر عامل‌های تولید X_i قابل مشاهده بوده و برای این گروه مقادیر Y_i^* صفر است. حال اگر Y_i ، مقادیر مثبت مشاهده شده Y_i^* باشد ساختار الگو اقتصادسنجی توبیت را می‌توان به صورت رابطه (۳) نشان داد:

$$Y_i^* = B'X_i + u_i \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (۳)$$

$$Y_i = B'X_i + u_i \quad Y_i^* > 0 \quad \text{اگر}$$

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

که در این رابطه Y_i^* متغیر پنهان (مشاهده نشده)^۱، Y_i متغیر مشاهده شده، B بردار $(K \times 1)$ از فراسنجه‌هایی که بایستی پیش‌بینی و برآورد شود، X بردار متغیرهای مستقل $(N \times K)$ ، N شمار کل مشاهده‌های که شامل N_0 عدد مشاهده صفر و N_1 عدد مشاهده غیر صفر از متغیر وابسته است. همچنین، U_i جزء پسماندی (اخلال) که مستقل از متغیرهای توضیحی بوده و بر فرض داشتن توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت σ^2 به عبارتی دیگر $U_i \sim N(\mu, \sigma^2)$ استوار است. در رابطه آخر، مقدار صفر برابر با آستانه سانسور بوده که متغیر وابسته در مقادیر بیشتر از آن قابل مشاهده و در مقادیر کمتر از آن غیر قابل مشاهده است (آمی‌میا، ۱۹۸۵؛ جاج و همکاران، ۱۹۸۸).

بنابراین ساختار الگوی توبیت به صورتی است که امکان استفاده از هر دو گروه از مشاهده‌ها که در مجموع N مشاهده را تشکیل می‌دهند فراهم می‌کند؛ به عبارتی دیگر، جامعه آماری مورد استفاده در برآورد الگوی توبیت مجموعه بهره‌برداران بالقوه و بالفعل را تشکیل می‌دهد. شمار N_1 مشاهده از مجموعه مشاهده‌ها، از گروهی از بهره‌برداران به دست می‌آید که در زمان بررسی، باغدار بودند و بنابراین برای آنان Y_i^* بزرگ‌تر از صفر و شمار N_0 مشاهده مربوط به بهره‌بردارانی است که در منطقه مورد بررسی کشت گیاهان زراعی را انتخاب کردند و در نتیجه متغیر Y_i^* مقدار صفر به خود می‌گیرد (عین‌اللهی و سلامی، ۱۳۸۰).

با این توضیح‌ها، الگوی توبیت اهمیت زیادی را به عامل‌هایی که باعث عدم پیوستن گروهی از بهره‌برداران به جمع کشاورزان باغدار می‌شوند می‌دهد. نحوه به‌کارگیری الگوی توبیت از گروه مشاهده‌های صفر در چگونگی شکل‌گیری تابع درست‌نمایی (LF) ^۲ در برآورد فراسنجه‌های این الگو پنهان است. در الگوی توبیت همچون دیگر الگوهای رگرسیونی متغیر وابسته Y_i یک متغیر تصادفی دارای توزیع احتمال است که امکان محاسبه احتمال رخداد هر مشاهده، وجود دارد. برای مشاهده‌های صفر احتمال رخداد هر مشاهده، بر اساس رابطه (۳) به صورت زیر قابل محاسبه است (گرین، ۲۰۱۲):

$$P(Y_i = 0) = P(u_i < B'x_i) = 1 - F(B'x_i) \quad (۴)$$

^۱ Latent or Unobserved Variable

^۲ Likelihood Function

تبیین انگیزش کشاورزان...۴۷

که در این رابطه، P توزیع احتمال و $F(0)$ تابع چگالی تجمعی (CDF)^۱ جمله پسماند محاسبه شده در مقادیر $B'x_i$ را نشان می‌دهد. با توجه به قانون توزیع احتمال، مجموع احتمال رخداد کل مشاهده‌ها برابر یک است، بنابراین احتمال رخداد هر مشاهده از Y_i های بزرگ‌تر از صفر از رابطه (۵) به دست می‌آید:

$$P(Y_i > 0) = 1 - P(Y_i = 0) = F(B'x_i) \quad (5)$$

بنا بر تعریف، تابع توزیع احتمال (PDF) برای متغیر تصادفی بریده شده^۲ از رابطه (۶) قابل محاسبه است:

$$f(Y_i - B'x_i) = f(u_i) = P(Y_i > 0) \cdot f(Y_i | Y_i > 0) \quad (6)$$

از آنجایی که متغیر تصادفی U_i در رابطه (۱) برای مقادیر $Y_i > 0$ یک متغیر تصادفی بریده شده بوده و چون تابع توزیع Y_i همان تابع توزیع U_i است، بنابراین رابطه (۶) تابع توزیع احتمال برای مشاهده‌ها بزرگ‌تر از صفر نیز به شمار می‌آید. اگر توزیع U_i نرمال فرض شود، تابع توزیع احتمال به صورت رابطه (۷) نشان داده می‌شود:

$$f(Y_i - B'x_i) = f(u_i) = (2\pi\sigma^2)^{-1/2} \text{Exp}\left[-\frac{(Y_i - B'x_i)^2}{2\sigma^2}\right] \quad (7)$$

که σ^2 واریانس جزء پسماند ثابت است. تابع حداکثر درست‌نمایی (ML) از بدست آمده ضرب توابع توزیع احتمال هر دو مجموعه از مشاهده‌ها به صورت رابطه (۸) به دست می‌آید:

$$L = \prod_0 (1 - F(0)) \prod_1 (2\pi\sigma^2)^{-\frac{1}{2}} \text{Exp}\left[-\frac{(Y_i - B'x_i)^2}{2\sigma^2}\right] \quad (8)$$

که \prod_0 نشان‌دهنده بدست آمده‌های مشاهده‌هایی که $Y_i = 0$ و \prod_1 بدست آمده‌های مشاهده‌هایی که $Y_i > 0$ است. شکل لگاریتمی تابع (۸) برآورد سازگاری از فراسنجه‌های رابطه (۳) را فراهم می‌کند که در رابطه (۹) نشان داده شده است (مادالا، ۲۰۱۳):

$$\log(L) = \sum_0 \log(1 - F(0)) + \sum_1 \log(2\pi\sigma^2)^{-\frac{1}{2}} - \sum_1 \frac{1}{2\sigma^2} (Y_i - B'x_i)^2 \quad (9)$$

که در این رابطه، B و σ فراسنجه‌های الگو هستند که بایستی برآورد شوند و \sum_0 جمع بر روی N_0 مشاهده صفر و \sum_1 جمع بر روی N_1 مشاهده بزرگ‌تر از صفر است. به این صورت، الگوی توبیت هر دو مجموعه از مشاهده‌ها را در برآورد فراسنجه‌های الگو و تعیین اثرگذارهای متغیرهای

^۱ Cumulative Density Function

^۲ Truncated Stochastic variable

مستقل بر سطح زیر کشت لحاظ می‌کند. مقایسه فراسنجه‌های الگوی توبیت با الگوهای برآورد شده با روش حداقل مربعات معمولی که تنها از یک مجموعه از اطلاعات استفاده می‌کنند به خوبی برتری الگوی توبیت را نشان می‌دهد.

فراسنجه‌های B و σ در روش حداکثر درست‌نمایی به گونه‌ای تعیین می‌شوند که مقدار تابع (۹) به ازای آن‌ها بیشینه شود یعنی برآوردکننده‌های B و σ از طریق حداکثرسازی تابع (۹) نسبت به هر یک از این دو فراسنجه بدست آمده می‌شود. با مشتق‌گیری تابع (۹) نسبت به B رابطه‌های (۱۰) و (۱۱) به دست می‌آید (مادالا، ۲۰۱۳):

$$B_{ML} = (Z_1' Z_1)^{-1} Z_1' Y_1 - \sigma (Z_1' Z_1)^{-1} Z_1' Y_0 \quad (10)$$

$$B_{ML} = B_{OLS} - \sigma (Z_1' Z_1)^{-1} Z_1' Y_0 \quad (11)$$

که Z_1' ماتریس $K \times N_1$ از X_i برای مشاهده‌های Y_i بزرگ‌تر از صفر ($Z_1' = (X_1, X_2, \dots, X_{N_1})$)؛ Z_0' ماتریس $K \times N_0$ از X_i برای مشاهده‌های Y_i برابر با صفر ($Z_0' = (X_{N_1+1}, X_{N_1+2}, \dots, X_N)$)؛ Y_i بردار $N_1 \times 1$ از Y_i برای مشاهده‌های بزرگ‌تر از صفر ($Y_1 = (Y_1, Y_2, \dots, Y_{N_1})$) و Y_0 از رابطه $Y_0 = \left(\frac{\phi(I)}{1-\phi(I)} \right)$ به دست می‌آید که در آن ϕ تابع چگالی نرمال استاندارد و Φ تابع چگالی تجمعی نرمال استاندارد شده (CDF) است که در مقادیر $I = \frac{B'X}{\sigma}$ محاسبه می‌شود. با توجه به رابطه (۱۰)، مشخص می‌شود که الگوی توبیت در برآورد فراسنجه‌های عامل‌های مؤثر بر انتخاب فعالیت باغداری از هر دو مجموعه از اطلاعات مربوط به رفتار تولیدکنندگان بالفعل و بالقوه استفاده می‌کند. رابطه (۱۱)، نشان‌دهنده ارتباط برآوردکننده حداکثر راست‌نمایی که در برآورد فراسنجه‌های الگوی توبیت کاربرد دارد و با برآوردکننده OLS که در برآورد فراسنجه‌های الگوهای مبتنی بر مشاهده‌های $Y_i > 0$ استفاده می‌شود است. به باور آمی‌میا (۱۹۸۵) برآوردکننده حداکثر راست‌نمایی، برآوردهای سازگار و غیر اریبی از فراسنجه‌ها را در الگوی توبیت ایجاد می‌کند، بنابراین برآوردکننده OLS با برآوردکننده حداکثر راست‌نمایی متفاوت بوده و برآوردهای اریب و نادرستی را از عکس‌العمل بهره-برداران در برابر عامل‌های برون‌زا ارائه می‌کند. افزون بر آن، توبین (۱۹۵۸) نشان داد که مقادیر مورد انتظار Y در الگوی توبیت در رابطه (۳) از رابطه (۱۲) به دست می‌آید:

$$E(Y_i) = X_i B \Phi(I) + \sigma \phi(I) \quad (12)$$

تبیین انگیزش کشاورزان...۴۹

رابطه‌ی بالا برای مشاهده‌های $Y_i > 0$ نیز به صورت رابطه (۱۳) تعریف می‌شود:

$$E(Y_i | Y_i > 0) = X_i B + \sigma \frac{\phi(I)}{\Phi(I)} \quad (13)$$

در حالی که مقادیر قابل انتظار Y_i در روش OLS تنها برابر XB فرض می‌شود که نشان می‌دهد استفاده از روش OLS برآورد آریبی را ارائه می‌کند. شایان یادآوری است که در الگوی توبیت، اثرگذاری‌های تغییر در هر یک از متغیرهای برون‌زا بر روی متغیر وابسته به دو اثر تغییر در احتمال پیوستن تولیدکنندگان بالقوه به جمع تولیدکنندگان بالفعل و اثر تغییر در مقدار فعالیت تولیدکنندگان حاضر قابل جداسازی است. برای محاسبه اثر کل تغییر در یک متغیر (X_i) بر مقدار مورد انتظار متغیر وابسته می‌توان از رابطه (۱۴) استفاده کرد (مک‌دونالد و موفیت، ۱۹۸۲):

$$\frac{\partial E(Y_i)}{\partial X_j} = B_j \cdot \Phi(I) \quad (14)$$

که B_j ضریب‌های برآورد شده متغیر X_j و $\Phi(I)$ احتمال حضور در جمع بهره‌برداران بالفعل است. همچنین اثرات کل منعکس‌شده در رابطه (۱۴) به صورت رابطه (۱۵) قابل جداسازی است:

$$\frac{\partial E(Y_i)}{\partial X_j} = \Phi(I) \cdot \left(\frac{\partial E(Y_i | Y_i > 0)}{\partial X_j} \right) + E(Y_i | Y_i > 0) \cdot \left(\frac{\partial \Phi(I)}{\partial X_j} \right) \quad (15)$$

که در جز اول رابطه (۱۵)، اثر تغییر در متغیر X_j را بر میزان سطح زیر کشت گیاه برای بهره‌بردارانی که تصمیم به تولید محصول مورد نظر را گرفته‌اند در احتمال قرار گرفتن این گروه از بهره‌برداران در جمع تولیدکنندگان محصول نشان می‌دهد. جزء دوم، تأثیر تغییر در متغیر X_j را بر احتمال پیوستن بهره‌برداران به جمع بهره‌برداران محصول مورد نظر در میانگین سطح زیر کشت محصول توسط تولیدکنندگان بالفعل، نشان می‌دهد. همچنین مشتقات جزئی از رابطه (۱۵)، عبارت‌اند از (مک‌دونالد و موفیت، ۱۹۸۲):

$$\frac{\partial \Phi(I)}{\partial X_j} = \Phi(I) \cdot \frac{B_j}{\sigma} \quad (16)$$

$$\frac{\partial E(Y_i | Y_i > 0)}{\partial X_j} = B_j \cdot \left[1 - \left(I \cdot \frac{\phi(I)}{\Phi(I)} \right) - \left(\frac{\phi^2(I)}{\Phi(I)^2} \right) \right] \quad (17)$$

رابطه (۱۶) به خوبی نشان می‌دهد که با استفاده از فراسنجه‌های B و σ برآورد شده در الگوی توبیت، می‌توان اثر تغییر در هر یک از متغیرها را بر تغییر در احتمال اینکه یک بهره‌بردار در جمع تولیدکنندگان محصول مورد نظر قرار گیرد محاسبه کرد. همچنین رابطه (۱۷) نشان می‌دهد که با

تعدیل فراسنجه‌های برآورد شده الگوی توبیت، می‌توان تأثیر تغییر در هر یک از متغیرهای مستقل را بر سطح زیر کشت محصول مورد نظر به دست آورد. همچنین رابطه (۱۴)، نشان می‌دهد که برای تعیین اثر تغییر در هر یک از متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در الگوی توبیت، می‌بایست ضریب‌های برآورد شده الگو با درصد احتمال قرار گرفتن بهره‌بردار در جمع بهره‌برداران محصول مورد نظر $(\Phi(I))$ تعدیل شود که گویای برتری الگوی توبیت نسبت به الگوهای ساده مبتنی بر روش OLS (که متکی بر مشاهده‌های بزرگ‌تر از صفر هستند) است (عین‌اللهی و سلامی، ۱۳۸۰).

با توجه به آنچه تشریح شد، الگوی توبیت می‌تواند تا با لحاظ کردن هر دو گروه مشاهده‌ها، مشکل ناشی از انتخاب نادرست نمونه را بر طرف سازد؛ اما به دلیل عدم تمایز بین گروه‌ها، خطای نوع دوم همچنان باقی است. در این راستا، هکمن (۱۹۷۹) یک روش دو مرحله‌ای برای این مشکل ارائه کرد. به باور وی، یک مجموعه از متغیرها بر تصمیم بهره‌بردار برای انجام فعالیت تأثیرگذار بوده و مجموعه‌ی دیگری از متغیرها می‌تواند بر میزان انجام فعالیت مورد نظر پس از گرفتن تصمیم اولیه، تأثیرگذار باشد. (امیرنژاد و اژدری، ۱۳۹۰). در این روش، برای تعیین عامل‌های مؤثر در هر یک از این دو مجموعه، الگوی توبیت به دو الگوی پروبیت و الگوی رگرسیون خطی شکسته می‌شود. عامل‌هایی که می‌توانند بر تصمیم بهره‌برداران برای انتخاب فعالیت باغداری تأثیرگذارند به صورت متغیرهای مستقل در الگوی پروبیت وارد شده و عامل‌هایی که می‌توانند بر میزان سطح زیر کشت فعالیت باغداری مؤثر باشند در مجموعه متغیرهای مستقل در الگوی رگرسیون خطی قرار می‌گیرند. الگوی دوم با اضافه شدن متغیر جدیدی به نام عکس نسبت میل (IMR)^۱ که با استفاده از فراسنجه‌های برآورد شده الگوی اول ساخته می‌شود، به مجموعه متغیرهای مستقل آن به مرحله اول مرتبط می‌گردد. متغیر وابسته در الگوی پروبیت شامل یک متغیر دوجمله‌ای با مقادیر یک و صفر است، یعنی متغیر وابسته برداری از صفر و یک است که در آن عدد یک به منزله تصمیم به انجام فعالیت باغداری و صفر به مفهوم تصمیم به انجام نشدن آن است. این متغیر، با توجه به متغیر وابسته در الگوی توبیت ساخته می‌شود به این صورت که برای $Y_i > 0$ مقدار آن یک و برای $Y_i = 0$ مقدار آن همان صفر باقی می‌ماند. با این توضیح‌ها، دو الگوی بدست آمده از جداسازی الگوی توبیت به صورت رابطه‌های (۱۸) و (۱۹) نشان داده می‌شود (عین‌اللهی و سلامی، ۱۳۸۰):

^۱ Inverse Mills Ration

تبیین انگیزش کشاورزان... ۵۱

$$Z_i = B'X_i + V_i \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (۱۸) \text{ الگوی پروبیت}$$

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

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

$$Y_i = B'X_i + \sigma\lambda_i + e_i \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (۱۹) \text{ الگوی رگرسیون خطی}$$

که در این دو الگو، B و σ فراسنجه‌های الگو و e_i و V_i جمله‌های پسماند در الگوی توبیت هستند که مستقل از متغیرهای توضیحی و بر فرض توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت σ^2 هستند. λ_i نیز معکوس نسبت میل است که از رابطه (۲۰) با استفاده از فراسنجه‌های برآورد شده الگوی پروبیت برای همه‌ی مشاهده‌های $Y_i > 0$ ساخته می‌شود:

$$\lambda_i = \frac{\phi\left(\frac{B'X_i}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{B'X_i}{\sigma}\right)} \quad (۲۰)$$

که در رابطه بالا، صورت کسر تابع چگالی و مخرج کسر تابع توزیع تجمعی جمله تصادفی را نشان می‌دهد. برای برآورد روش دو مرحله‌ای حکمن، در آغاز الگوی پروبیت با استفاده از روش حداکثر تابع راستنمایی (ML) برآورد می‌شود. الگوی پروبیت از توابع توزیع تجمعی نرمال استفاده می‌کند. برای مثال، تابع توزیع تجمعی جمله تصادفی $\left(\Phi\left(\frac{B'X_i}{\sigma}\right)\right)$ الگوی پروبیت دارای توزیع نرمال است. بنابراین، احتمال (p_i) انتخاب گزینه یک در مقابل گزینه صفر به صورت رابطه (۱۹) بیان می‌شود (گرین، ۲۰۱۲):

$$p_i = \text{prob}[Y_i = 1|X] = \int_{-\infty}^{B'X} \phi(t)dt = \int_{-\infty}^{B'X} (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt = \Phi(B'X) \quad (۲۱)$$

در این مرحله نقش عامل‌های مؤثر بر تصمیم کشاورزان به فعالیت باغداری و میزان تأثیرگذاری هر کدام با محاسبه تغییر در احتمال ورود به فعالیت باغداری مشخص می‌شود. در مرحله دوم از روش دو مرحله‌ای حکمن، الگوی رگرسیون خطی در رابطه (۱۹) برای مشاهده‌های $Y_i > 0$ ، با اضافه شدن متغیر معکوس نسبت میل (λ_i) به مجموعه متغیرهای مستقل برآورد می‌شود که ضریب این متغیر خطای ناشی از انتخاب نمونه را نشان می‌دهد. اگر ضریب این متغیر از لحاظ آماری بزرگ‌تر از صفر باشد حذف مشاهده‌های صفر از مجموعه مشاهده‌ها باعث اریبی فراسنجه‌های برآورد شده خواهد شد. اگر ضریب این متغیر از لحاظ آماری برابر صفر باشد، حذف مشاهده‌های صفر منجر به

اریبی فراسنجه‌های برآورد شده نخواهد شد اما کارا نخواهد بود (چنگ و کاپس، ۱۹۸۸). همچنین حضور متغیر عکس نسبت میل در الگوی رگرسیون خطی، وجود واریانس ناهمسانی الگو اولیه را رفع می‌کند و استفاده از برآوردکننده *OLS* را ممکن می‌سازد (گرین، ۲۰۱۲).

منطقه مورد بررسی در این پژوهش، شهرستان بابلسر واقع در استان مازندران است. بابلسر با پهنا ۱۳۵۰ هکتار در مصب رودخانه بابلرود و در کرانه جنوبی دریای خزر قرار دارد. در سال زراعی ۱۳۹۳، گستره اراضی زراعی ۵۲۰۹ و اراضی باغی ۳۳۷۰ هکتار و میزان تولید محصولات زراعی ۲۰۳۹۵۹ و محصولات باغی ۴۹۵۳۰ تن بوده است (سازمان جهاد کشاورزی مازندران، ۱۳۹۵). در این پژوهش، به منظور تبیین انگیزش‌های کشاورزان برای تغییر پوشش کاربری اراضی کشاورزی از زراعی به باغی در شهرستان بابلسر، در آغاز با استفاده از روش دلفی و مشورت با کارشناسان اداره کل جهاد کشاورزی استان مازندران و اداره جهاد کشاورزی شهرستان بابلسر و نیز مرور نتایج بررسی‌های گذشته پیرامون تغییر کاربری اراضی، مهم‌ترین عامل‌های تأثیرگذار احتمالی شناسایی شدند و با طراحی یک پرسشنامه، نظرها و دیدگاه‌های بهره‌برداران پیرامون میزان تأثیرگذاری هر یک از این متغیرها بر انتخاب فعالیت باغداری مانند تولید مرکبات در مقابل فعالیت زراعی مانند برنج، گندم، جو و سویا و نیز اطلاعات فنی کشت انجام شده از سوی بهره‌برداران منطقه با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده در سال ۱۳۹۵ گردآوری شد که نتایج آن در بخش بعدی اشاره خواهد شد. همچنین در پرسشنامه‌ی طراحی شده، اطلاعات اقتصادی-اجتماعی بهره‌برداران منطقه گردآوری شد تا با استفاده از الگوی توبیت و روش برآورد دو مرحله‌ای هکمن، عامل‌های مؤثر بر انتخاب فعالیت باغداری و یا زراعی در شهرستان بابلسر مورد ارزیابی قرار گیرد. در این پژوهش از نرم‌افزارهای SPSS برای تحلیل توصیفی و SHAZAM برای تحلیل استنباطی الگوهای رگرسیونی توبیت، پروبیت و خطی استفاده شده است.

نتایج و بحث

در جدول (۱) نتایج بدست آمده از نظرسنجی از ۳۴۲ بهره‌بردار محصولات کشاورزی که با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده پیرامون علل گرایش کشاورزان در سال‌های اخیر به فعالیت درزمینه‌ی محصولات باغی نسبت به محصولات زراعی در شهرستان بابلسر نشان داده شده است. برای این کار در هر یک از گویه‌ها، پاسخ‌ها به صورت ۵ نقطه‌ای در قالب طیف لیکرت که گزینه‌ها

تبیین انگیزش کشاورزان...۵۳

شامل «بسیار مخالف، مخالف، نظری ندارم، موافق و بسیار موافق» مطرح شده که به ترتیب ارزش-های یک الی ۵ را به خود اختصاص می‌دهند. در گویه‌های طراحی شده، مقدار ضریب آلفای کرونباخ به دست آمده از نرم‌افزار SPSS برابر با ۰/۹۷ بوده که نشان از روایی بالای پاسخ به گویه‌ها بوده و نیاز به حذف هیچ‌یک از آن‌ها نیست.

با توجه به نتایج نظرهای بهره‌برداران شهرستان بابلسر در جدول (۱)، گویه‌های «سودآوری بیشتر کشت زمین و تولید محصولات باغی نسبت به زراعی، هزینه کمتر نیروی کار در فعالیت باغداری در مقایسه با زراعی، برداشت آسان محصولات باغی در مقایسه با محصولات زراعی و آسانی عملیات کشاورزی باغداری (کاشت، داشت و برداشت) در مقایسه با فعالیت زراعی» با میانگین‌های ۳/۸۷، ۳/۸۱ و ۳/۸۱ مؤثرترین عوامل‌ها در گرایش آنان به فعالیت‌های باغداری است. گویه‌های «وجود امکانات نگهداری محصولات باغی (مانند سردخانه) در مقایسه با محصولات زراعی»، «سرکشی و مراجعه بیشتر کارشناسان ترویج اداره جهاد کشاورزی و مهندسان ناظر به باغ‌ها در مقایسه با زراعت‌ها» و «وجود برنامه تبلیغی برای محصولات باغی در رسانه‌های ارتباط جمعی مانند رادیو، تلویزیون و غیره» با میانگین‌های ۲/۴۶، ۲/۴۴ و ۲/۴۱ کم‌ارزش‌ترین عامل‌ها از نظر کشاورزان در انتخاب فعالیت باغداری نسبت به فعالیت زراعی هستند.

جدول (۱) گویه‌های پیشنهادی برای بررسی علل گرایش کشاورزان شهرستان بابلسر از فعالیت زراعی به فعالیت باغی در سال ۱۳۹۵.

گویه	اولویت	میانگین	ضریب تغییرات
سودآوری بیشتر کشت زمین و تولید محصولات باغی نسبت به زراعی	۱	۳/۹۷	۰/۳۶
هزینه کمتر نیروی کار در فعالیت باغداری در مقایسه با زراعی	۲	۳/۸۷	۰/۲۹
برداشت آسان‌تر محصولات باغی در مقایسه با محصولات زراعی	۳	۳/۸۱	۰/۲۶
آسانی عملیات کشاورزی باغداری (کاشت، داشت و برداشت) در مقایسه با زراعی	۴	۳/۸۱	۰/۲۷
قیمت مناسب‌تر محصولات باغی در مقایسه با محصولات زراعی	۵	۳/۷۷	۰/۳۰
وجود فرهنگ مناسب مصرف محصولات باغی در مقایسه با محصولات زراعی	۶	۳/۷۴	۰/۲۸
اشباع بودن بازار تولید محصولات زراعی در منطقه به دلیل گسترش بیش از حد کشتزارها	۷	۳/۷۰	۰/۳۱

ادامه جدول (۱) گویه‌های پیشنهادی برای بررسی علل گرایش کشاورزان شهرستان بابلسر از فعالیت زراعی به فعالیت باغی در سال ۱۳۹۵.

ضریب تغییرات	میانگین	اولویت	گویه
۰/۲۹	۳/۶۹	۸	مدیریت آسان‌تر آبیاری در فعالیت باغداری در مقایسه با زراعی
۰/۲۹	۳/۶۷	۹	نیاز کمتر فعالیت باغداری به نیروی کار خانوادگی در مقایسه با زراعی
۰/۳۰	۳/۶۴	۱۰	نبود محصولات رقیب برای محصولات باغی کنونی در منطقه
۰/۳۱	۳/۶۳	۱۱	نیاز کمتر باغ به آبیاری در مقایسه با محصولات زراعی
۰/۳۰	۳/۶۱	۱۲	فراهم بودن بهتر تسهیلات بانکی برای فعالیت باغداری در مقایسه با زراعی
۰/۴۰	۲/۵۶	۱۳	بازدهی و سودآوری سریع‌تر محصولات باغی در مقایسه با محصولات زراعی
۰/۴۱	۲/۵۶	۱۴	نیاز کمتر به مبارزه با علف‌های هرز در باغداری در مقایسه با زراعت
۰/۳۷	۲/۵۶	۱۵	خدمات بیشتر امکانات فرآوری و تبدیل محصولات باغی در مقایسه با محصولات زراعی
۰/۴۴	۲/۵۴	۱۶	وابستگی کمتر کشت محصولات باغی به شرایط آب و هوایی در مقایسه با محصولات زراعی
۰/۴۰	۲/۵۳	۱۷	خطر کمتر باغداری در مقایسه با زراعت
۰/۴۲	۲/۴۹	۱۸	نیاز کمتر باغ به کوددهی در مقایسه با زراعت
۰/۴۰	۲/۴۶	۱۹	وجود امکانات نگهداری محصولات باغی (مانند سردخانه) در مقایسه با محصولات زراعی
۰/۴۰	۲/۴۴	۲۰	سرکشی و مراجعه بیشتر کارشناسان ترویج اداره جهاد کشاورزی و مهندسان ناظر به باغ‌ها در مقایسه با زراعت‌ها
۰/۴۲	۲/۴۱	۲۱	وجود برنامه تبلیغی برای محصولات باغی در رسانه‌های ارتباط جمعی مانند رادیو، تلویزیون و غیره.

منبع: یافته‌های محقق

در جدول (۲)، نتایج بدست آمده از برآورد روش دو مرحله‌ای هکمن که شامل برآورد یک الگوی پروبیت به منظور تعیین عامل‌های مؤثر بر انتخاب فعالیت باغداری و یک الگوی رگرسیون خطی برای برآورد عامل‌های مؤثر بر سطح زیر کشت فعالیت باغداری است، نشان داده شده است. متغیرهای سن، شمار نیروی کار خانوادگی، نسبت درآمد کشاورز از کل درآمد او، پیشینه‌ی آسیب و زیان‌دیدگی (صفر نبود آسیب و زیان‌دیدگی و یک آسیب و زیان‌دیدگی) و نوع مالکیت (صفر استیجاری و یک ملک شخصی) در نمونه‌های مورد بررسی به ترتیب در سطوح معنی‌داری ۹۹، ۹۵، ۹۹ و ۹۵ درصد بر انتخاب فعالیت باغداری از سوی کشاورزان تأثیرگذار هستند. با توجه به آماره‌ی کشش در میانگین با افزایش یک درصد در متغیرهای سن و نیز نسبت درآمد کشاورز از کل

تبیین انگیزش کشاورزان... ۵۵

درآمد او، احتمال انتخاب فعالیت باغداری از سوی کشاورز به ترتیب ۲ و ۲/۱ درصد افزایش می‌یابد. همچنین بنا بر آماره کشش در میانگین متغیر شمار نیروی کار خانوادگی، با یک درصد افزایش در این متغیر، احتمال انتخاب فعالیت باغداری ۰/۵۹ درصد کاهش می‌یابد، به عبارتی دیگر، کشاورزان دارای نیروی کار خانوادگی بیشتر، گرایش بیشتری برای انتخاب فعالیت زراعی داشتند.

جدول (۲) نتایج بدست آمده از برآورد روش دو مرحله‌ای همگن

الگوی رگرسیون خطی		الگوی پروبیت				نام متغیر
آماره t	ضریب برآورد شده	آماره اثر نهایی	آماره کشش در میانگین	آماره t	ضریب برآورد شده	
-	-	۰/۰۲۴	۲/۰۰۶	۳/۰۴	۰/۰۵۹**	سن
-	-	۰/۰۱۲۸	۰/۱۵۵	۰/۷۱	۰/۰۳۲	تحصیلات
۲/۴۴	۰/۸۸*	-	-	-	-	دسترسی به ماشین‌های کشاورزی
-	-	۰/۰۷۲	۰/۰۷۳۴	۰/۵۵	۰/۱۸	شرکت در کلاس ترویجی
-	-	-۰/۱۴۵	-۰/۵۹۱	-۲/۰۱	-۰/۳۶*	شمار نیروی کار خانوادگی
۲/۰۶	۰/۷۵۴*	-	-	-	-	استفاده از روش نوین آبیاری
-	-	۰/۰۱۶	۲/۱۰۳	۳/۳۹	۰/۰۴۲**	نسبت درآمد کشاورزی از کل درآمد
۲/۰۳	۰/۷۲۷*	-	-	-	-	بهره‌مندی از تسهیلات
-	-	۰/۵۳۱	۰/۶۵۱	۳/۴۹	۱/۳۳۲**	پیشینه متحمل شدن آسیب و زیان
-	-	۰/۲۷۶	۰/۲۸۶	۲/۱۶	۰/۶۹۲*	نوع مالکیت
۰/۵۲	۰/۰۱۲	-	-	-	-	تجربه
-۰/۱۶	-۰/۰۶۳۷	-	-	-	-	معکوس نسبت میل
۳/۶۷	۱/۷۸۶**	-۰/۰۲۳۸	-۴/۶۷	-۴/۳۵۵	-۵/۹۴۷**	ضریب ثابت
R-Square= 0.37		Scale Factor = 0.39887				آماره‌های خوبی برازش
		Likelihood Ratio Test= 72.36 with 7 D.F. P-Value=0.00				
		Estrella R-Square= 0.57		Maddala R-Square= 0.46		
		Cragg-Uhler R-Square= 0.62		Mcfadden R-Square= 0.45		
		Percentage of Right Predictions= 0.80702				

منبع: یافته‌های محقق

با توجه به صفر و یک بودن متغیرهای پیشینه‌ی آسیب و زیان‌دیدن و نوع مالکیت، آماره کشش در میانگین قابل تفسیر نبوده اما با توجه به آماره اثر نهایی، کشاورزانی که در دوره‌های گذشته، از رویدادهای طبیعی و آفات و بیماری‌ها در فعالیت خود آسیب و زیان دیده‌اند ۰/۵۳ واحد گرایش

بیشتری به انتخاب فعالیت باغداری در مقابل زراعی داشتند. همچنین با توجه آماره اثر نهایی برای متغیر مالکیت، مالکان زمین کشاورزی ۰/۲۷ واحد گرایش بیشتری برای تخصیص زمین خود به فعالیت باغداری داشتند.

آزمون نسبت درست‌نمایی نشان از معنی‌داری کل الگو در سطح معنی‌داری ۹۹ درصد است و ضریب تعیین کراگ-اوهرلر نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل لحاظ شده در الگو توانستند ۶۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. مقدار آماره درصد پیش‌بینی درست در الگوی برآورد شده ۸۰ درصد است، بنابراین الگوی برآورد شده توانسته است درصد قابل قبولی از متغیر وابسته را با توجه به متغیرهای توضیحی پیش‌بینی کند، به عبارتی دیگر، ۸۰ درصد پاسخگویان گرایش به انتخاب فعالیت باغی یا زراعی را با ارائه نسبتی بسیار مناسب با اطلاعات، به درستی اختصاص دادند. در بخش دوم از جدول (۲)، نتایج بدست آمده از عامل‌های مؤثر بر سطح زیر کشت فعالیت‌های باغداری ($Y_i > 0$) نشان داده شده است. با توجه به این نتایج، متغیرهای دسترسی به ماشین‌های کشاورزی استفاده از روش نوین آبیاری و تسهیلات تأثیر مستقیم و معنی‌داری در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد بر میزان سطح زیر کشت دارند به طوری که کشاورزانی که دسترسی به ماشین‌های کشاورزی داشتند ۰/۸۸ هکتار، دسترسی به روش‌های نوین آبیاری داشتند ۰/۷۵ هکتار و کشاورزانی که توانسته بودند از تسهیلات استفاده کنند ۰/۷۲ هکتار بیشتر از دیگر کشاورزان، زمین خود را به کشت زمین و تولید محصولات باغی اختصاص دادند. متغیر معکوس نسبت میل، در الگوی رگرسیون خطی معنی‌دار نبوده که نشان می‌دهد حذف کشاورزان فعال درزمینه‌ی تولید محصولات زراعی (کشاورزان بالقوه) از جامعه آماری در نمونه‌های گردآوری شده در این پژوهش، باعث تورش‌دار شدن فراسنجه‌های برآورد شده در الگوی رگرسیون خطی نمی‌شود.

ضریب تعیین الگو نشان می‌دهد که متغیرهای لحاظ شده در الگو ۳۷ درصد از تغییرات سطح زیر کشت را توضیح می‌دهند که با توجه به مقطع عرضی بودن داده‌ها، میزان خوبی است. نتایج آزمون هم خطی نشان داد که متغیرهای مستقل موجود در الگو، مشکل هم خطی نداشتند. همچنین نتایج آزمون ناهمسانی واریانس، نیز نشان از عدم وجود ناهمسانی واریانس در مشاهده‌های گردآوری شده است. جدول (۳) نتایج بدست آمده از برآورد الگوی توبیت را نشان می‌دهد. متغیرهای سن کشاورز و نوع مالکیت در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد و متغیرهای نسبت درآمد کشاورزی از کل درآمد

تبیین انگیزش کشاورزان... ۵۷

کشاورز، دسترسی به ماشین‌های کشاورزی، استفاده از روش نوین آبیاری و پیشینه متحمل شدن آسیب و زیان در سطح معنی‌داری ۹۹ درصد معنی‌دار هستند. همانند دیگر الگوهای رگرسیونی با متغیر وابسته صفر و یک، ضریب‌های الگو تفسیر مستقیمی ندارند اما تصریح الگوی توبیت، این امکان را فراهم می‌آورد که تصمیم‌گیری‌های مرتبط با گرایش به انتخاب فعالیت باغی در گروه‌هایی که گرایش به آن دارند و گروه‌هایی که گرایش به آن ندارند، بررسی شود. برای مثال، در صورتی که سن کشاورز ۱۰ درصد افزایش یابد، میانگین گرایش به انتخاب فعالیت باغداری ۲۲/۱ درصد افزایش می‌یابد که از این مقدار ۱۰/۷۷ درصد افزایش در میانگین گرایش مربوط به کشاورزانی است که از پیش گرایش به این کار داشته‌اند و ۱۱/۳۶ درصد مربوط به افرادی است که از پیش گرایش به فعالیت باغداری نداشتند ولی پیش‌بینی می‌شود که با افزایش سن، گرایش پیدا می‌کنند.

جدول (۳) نتایج بدست آمده از برآورد الگوی توبیت به منظور بررسی عامل‌های مؤثر بر سطح زیر کشت محصولات باغی در سال ۱۳۹۵.

نام متغیر	ضریب‌های نرمال شده	آماره t	کشش انتظاری	کشش تحقق‌یافته	کشش کل
سن	۰/۰۲۵۶*	۲/۱	۱/۱۳۶	۱/۰۷۸	۲/۲۱۴
تجربه	۰/۰۲۵	۱/۳۴	۰/۳۳۸	۰/۳۲۱	۰/۶۵۹
تحصیلات	۰/۰۲۴۱	۰/۷۶	۰/۱۵۳	۰/۱۴۶	۰/۲۹۹
شرکت در کلاس ترویجی	۰/۱۶۰۵	۰/۶۹	۰/۰۸۶	۰/۰۸۲	۰/۱۶۸
بهره‌مندی از تسهیلات	۰/۴۱۷۲	۱/۷۱	۰/۲۳۹	۰/۲۲۷	۰/۴۶۶
شمار نیروی کار خانوادگی	-۰/۰۹۵۳	-۰/۸۵	-۰/۲۰۵	-۰/۱۹۴	-۰/۳۹۹
نسبت درآمد کشاورزی از کل درآمد	۰/۰۳۵۸**	۴/۱۸	۲/۳۵۳	۲/۲۳۱	۴/۵۸۴
دسترسی به ماشین‌های کشاورزی	-۰/۷۱۲۹**	-۲/۹	-۰/۴۰۹	-۰/۳۸۸	-۰/۷۹۶
استفاده از روش نوین آبیاری	۱/۱۷۵**	۴/۶۵	۰/۴۷۱	۰/۴۴۶	۰/۹۱۷
پیشینه متحمل شدن آسیب و زیان	۰/۷۸۹۷**	۳/۱۷	۰/۵۱	۰/۴۸۴	۰/۹۹۴
نوع مالکیت	۰/۵۱۵۳*	۲/۱	۰/۲۸۱	۰/۲۶۷	۰/۵۴۸
ضریب ثابت	-۴/۳۷۲۲***	-۴/۹۶	-	-	-

Log-Likelihood Function= -67.797

Squared Correlation between Observed and Expected Values= 0.56

منبع: یافته‌های محقق

همچنین با افزایش ۱۰ درصدی نسبت درآمد کشاورزی از کل درآمد کشاورز، میانگین گرایش به انتخاب فعالیت باغداری ۴۵/۸ درصد افزایش می‌یابد که از این مقدار ۲۲/۳ درصد افزایش در میانگین گرایش مربوط به کشاورزانی است که از پیش گرایش به این کار داشته‌اند و ۲۳/۵۲ درصد مربوط به کشاورزانی است که از پیش گرایش به فعالیت باغداری نداشتند ولی پیش‌بینی می‌شود که با افزایش این نسبت، گرایش پیدا می‌کنند. با توجه به آماره تابع درستنمایی، الگوی برآورد شده معنی‌دار است به عبارتی دیگر فرضیه صفر بودن همزمان فراسنجه‌های برآورد شده متغیرهای مستقل الگو، در سطح معنی‌داری ۹۹ درصد رد می‌شود. همچنین ضریب تعیین بین مقادیر مشاهده‌های و مقادیر مورد انتظار متغیر وابسته ۰/۵۶ بوده که در مشاهده‌های مقطع عرضی مقدار مناسبی است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش در گام نخست مهم‌ترین عامل‌های مؤثر بر انتخاب بین فعالیت زراعی و باغی توسط کشاورزان شهرستان بابلسر شناسایی شد، که سودآوری بیشتر کشت زمین و تولید محصولات باغی، هزینه کمتر نیروی کار، برداشت آسان‌تر و آسانی عملیات باغداری (کاشت، داشت و برداشت) در مقایسه با فعالیت زراعی به عنوان مهم‌ترین عامل‌های مؤثر بر انتخاب کشاورزان برای تخصیص زمین‌های خود به کشت محصولات باغی در مقابل محصولات زراعی است؛ بنابراین کشاورزان به متغیرهای اقتصادی به خوبی عکس‌العمل نشان می‌دهند. با توجه به رابطه معکوس شمار نیروی کار خانوادگی با گرایش کشاورزان به انتخاب فعالیت باغداری، می‌توان ادعان داشت خواسته یا ناخواسته در دهه‌های آتی نسبت اراضی باغی به زراعی در شهرستان بابلسر افزایش خواهد یافت چراکه با ادامه مهاجرت ساکنان روستا به شهرها و کاهش شمار فرزندان خانوارهای ایرانی و نیز به دلیل کاربرد بودن فعالیت‌های زراعی در مقابل فعالیت‌های باغی، بیش از پیش کشاورزان گرایش برای انتخاب فعالیت باغداری پیدا خواهند کرد. بنابراین پیشنهاد می‌شود تا دولت با اتخاذ سیاست‌های حمایتی کارآمد از زیربخش زراعت به ویژه محصول گندم و برنج؛ مانند قیمت‌های تضمینی، تسویه مطالبات گندم‌کاران و یا کنترل واردات این محصولات در زمان عرضه آن‌ها، بر انگیزه‌های کشاورزان برای ادامه تولید این محصولات و خودداری از تغییر پوشش اراضی از زراعی به باغی تأثیرگذار باشد،

تبیین انگیزش کشاورزان... ۵۹

چراکه اعلام نشدن نرخ خرید تضمینی محصولات کشاورزی باعث می‌شود کشاورزان در انتخاب نوع کشت با بلا تکلیفی روبرو باشند، ضمن اینکه ممکن است طبق قانون عرضه و تقاضا، به سمت کشت‌های جایگزین مانند کشت یونجه بروند که این محصول در هر هکتار ۱۶ هزار مترمکعب آب مصرف می‌کند در حالی که گندم در همین میزان مساحت ۶ هزار مترمکعب آب نیاز دارد که هم به زیان کشاورز و هم به زیان اجتماع است.

نتایج برآورد الگوی توبیت به روش دو مرحله‌ای هکمن نشان داد، در نمونه‌های مورد بررسی کشاورزان، عامل‌های مؤثر بر انتخاب بین فعالیت‌های زراعی و باغی با عامل‌های مؤثر بر سطح زیر کشت این فعالیت‌ها تفاوتی ندارند و برآورد الگوی توبیت به خوبی می‌تواند شرایط موجود در منطقه را تبیین کند. با توجه به نتایج الگوی برآورد شده، کشاورزان با افزایش سن، گرایش بیشتری به انتخاب فعالیت‌های باغی پیدا می‌کنند که می‌تواند به نیاز بیشتر فعالیت باغداری به سرمایه و یا بلندمدت بودن سرمایه‌گذاری در این بخش اشاره کرد که معنی‌داری متغیر تسهیلات بانکی نیز این مهم را تأیید می‌کند، بنابراین تأکید بر این است تا دولت با افزایش تسهیلات اعطایی به زیر بخش باغبانی در اراضی کم‌بازده، برای افزایش تولید این نوع از محصولات گام مؤثرتری بردارد، زیرا افزون بر ایجاد اشتغال پایدار، امکان صادرات به بازارهای هدف محصولات باغی مانند کشورهای عراق و روسیه و ...، ارزآوری ایجاد خواهد کرد.

منابع

- احمدپور، ا. و علوی، ا. (۱۳۹۳) شناسایی و تحلیل مؤثر در تغییر کاربری اراضی کشاورزی روستایی (مطالعه موردی: شهرستان ساری). مجله پژوهش و برنامه‌ریزی روستایی، ۳ (۵): ۱۰۹-۱۲۰.
- ارخی، ص. (۱۳۹۴) آشکارسازی تغییرات پوشش کاربری اراضی با پردازش شیء‌گرای تصاویر ماهواره‌ای با استفاده از نرم‌افزار Idrisi selvi (مطالعه موردی: منطقه آبدانان). فصلنامه اطلاعات جغرافیایی، ۲۲ (۹۵): ۶۲-۵۱.
- امیرنژاد، ح. (۱۳۹۲) بررسی عوامل مؤثر بر تمایل کشاورزان جهت تغییر کاربری اراضی در استان مازندران. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۵ (۴): ۱۰۶-۸۷.

- امیرنژاد، ح. و اژدری، س. (۱۳۹۰) مقایسه کاربرد لاجیت، پروبیت و توبیت در ارزش‌گذاری اقتصادی منابع زیست‌محیطی: مطالعه موردی برآورد ارزش گردشی منطقه بهشت گم‌شده‌ی استان فارس. مجله اقتصاد کشاورزی، ۵ (۳): ۹۵-۱۱۹.
- براتی، ع.ا.، اسدی، ع.، کلانتری، خ.، آزادی، ح. و مأموریان، م. (۱۳۹۳) تحلیل آثار تغییر کاربری اراضی کشاورزی از دیدگاه کارشناسان سازمان امور اراضی کشاورزی در ایران. تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، ۴۵ (۴): ۶۵۰-۶۳۹.
- بریمانی، ف.، تبریزی، ن. و کریمی رستگار، م. (۱۳۹۵) اثرات زیست‌محیطی تغییر کاربری اراضی ناشی از فعالیت‌های گردشگری، مطالعه موردی: نواحی روستایی بخش مرکزی شهرستان تنکابن. مجله جغرافیا، ۱۴ (۴۹): ۲۰-۵.
- سازمان جهاد کشاورزی مازندران، (۱۳۹۵) آمارنامه کشاورزی استان مازندران.
- عین‌اللهی، م. (۱۳۸۰) تعیین و شناسایی عوامل قیمتی و غیر قیمتی مؤثر بر توسعه کشت چغندر قند در استان خراسان، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران.
- فریدونی، م.، ولی، ع.ع.، پناهی، ف.، موسوی، ح. و خسروی، ح. (۱۳۹۴) بررسی نقش تغییرات کاربری اراضی بر بیابان‌زایی اراضی محدوده دریاچه نمک با استفاده از داده‌های دورسنجی. مجله مدیریت بیابان، ۵: ۴۱-۵۳.
- محمدزاده، ش.، صدیقی، ح.، پزشکی راد، غ.ر.، مخدوم، م. و شریفی کیا، م. (۱۳۹۳) تحلیل پیامدهای تغییر کاربری اراضی زراعی به باغی از دیدگاه باغداران در غرب حوضه آبریز دریاچه ارومیه. مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، ۴۵ (۴): ۷۷۵-۷۸۵.
- محمدی، م.، امیری، م. و دستورانی، ج. (۱۳۹۴) مدل‌سازی تغییرات کاربری اراضی شهرستان رامیان در استان گلستان. مجله برنامه‌ریزی و آمایش فضا، ۱۹ (۴): ۱۴۱-۱۵۸.
- موسوی، ح.، رنجبر، ا. و بدست آمده‌ی، م. (۱۳۹۵) پایش و روندیابی تغییرات کاربری اراضی حوضه ابرکوه با استفاده از تصاویر ماهواره‌ای (۲۰۱۴-۱۹۷۶). مجله اطلاعات جغرافیایی، ۲۵ (۹۷): ۱۴۶-۱۲۹.
- نسیمی، ا. و اوحدی، م. (۱۳۸۳) مطالعات بنیادی و دفاتر حقوقی نظرسنجی در مورد لایحه اصلاح استفاده از زمین کشاورزی، مجله جنگل‌ها و مراتع، ۷: ۶۴-۱.

تبیین انگیزش کشاورزان... ۶۱

- Amemiya, T. (1985) *Advanced Econometrics*. Cambridge: Harvard University Press.
- Cheng, H.T. and Capps, O.J., (1988), Demand Analysis of fresh frozen Finish and Shellfish in the United States. *American Journal of Agricultural Economics*, 70: 533-542.
- Di Gregorio, A. (2005) *Land Cover Classification System: Classification Concepts and User Manual: LCCS*. FAO
- Finco, A. and Nijkamp, V. (1997) *Sustainable land use: methodology and application*, research Memorandum, Dep. of Economics, Free University, Amsterdam, 170p.
- Greene, W.H. (2012) *Econometric Analysis*, 7 th Edition, New York: Macmillan.
- Heckman, J. (1979) The common structure of statistical of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *Journal of Economic and Social Measurement*, 5: 475-492.
- Hill, R.C., Griffiths, E.G. and Lim, G.C. (2011). *Principles of Econometrics*, 4th edition, John Wiley and Sons, 784p.
- Judge, G.G., Hill, R.C., Griffiths, W.E., Lutkepohl, h. and Lee, T.C. (1988) *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd edition, New York: Wiley.
- Lichtfouse, E. (2012) *Sustainable agriculture reviews*. Springer, 270p.
- Maddala, G.S. (2013) *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Online publication date: 2013, New York: Cambridge University Press, Cambridge.
- McDonal, J.F. and Moffitt, R.A. (1982) The Uses of Tobit Analysis. *Journal of Review of Economic and Statistic*. 62: 318-321.
- Mouron, P., Heijne, B., Naef, A., Strassemeyer, J., Hayer, F., Avilla, J., Alaphilippe, A., Höhn, H., Hernandez, J., Mack, G. (2012) Sustainability assessment of crop protection systems: Sustains methodology and its application for apple orchards. *Journal of Agricultural Systems*, 113: 1-15.
- Tobin, J. (1958) Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. *Journal of Econometrica*, 26 (1): 24-36.
- Vitousek P.M., Mooney H.A., Lubchenko J., and Melillo J.M. (1997). *Human Domination of Earth's Ecosystems*, *Science*, 277. 494-499.