

بررسی عوامل موثر بر تنوع زراعی محصولات کشاورزی با استفاده از رگرسیون شمارشی (مطالعه موردی: شهرستان خوی) بهناز ناظرانی^۱، فرزانه حسنی دیارجان

چکیده

مخاطرهاً آمیز بودن فعالیت‌های کشاورزی مجموعه‌ای شکننده و آسیب‌پذیر برای تولیدکنندگان فراهم آورده که نتیجه نهایی آن بیشبانی درآمد آنهاست. این موضوع سبب شده است که کشاورزان راه‌کارهایی برای مقابله با این شرایط به کار گیرند. ایجاد تنوع در محصولات کشاورزی عمده‌ترین راه مقابله با این مسأله می‌باشد. مطالعه حاضر به بررسی عوامل موثر بر تنوع زراعی موجود در کشاورزی شهرستان خوی با استفاده از رگرسیون شمارشی پرداخته است. نتایج مطالعه نشان داد که تعداد دفعات از بین رفتن محصولات در اثر عوامل مختلف، دارای اثری مثبت و معنادار بر تنوع زراعی است. لذا لازم است هنگام تدوین استراتژی‌های مدیریت ریسک در کنار سایر راهکارها، بیمه محصولات کشاورزی مورد توجه قرار گیرد و اقدامات لازم برای پذیرش این عامل در منطقه انجام گیرد. همچنین، تعداد نیروی کار و تعداد قطعات زمین دارای تأثیری منفی و معنادار بر تنوع زراعی است. از اینرو، تدوین برنامه‌ها و سیاست‌های مناسب به منظور طرح یکپارچه-سازی اراضی می‌تواند در گسترش تنوع کشت در منطقه موثر باشد.

کلمات کلیدی: تنوع، ریسک، مدیریت، رگرسیون شمارشی

^۱ دکتری تخصصی اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

مقدمه

کشاورزی در ایران به دلیل وجود تنوع آب و هوایی، پراکندگی و کوچکی مزارع در بیش تر نقاط کشور، فعالیتی با ریسک بسیار بالاست. بدین جهت، کشاورزان برای مقابله با این شرایط راه کارهای متفاوتی را در پیش گرفته اند. یکی از راه کارهای عمده، استفاده از تنوع زراعی است. در زمینه کشاورزی، تنوع مربوط به تخصیص مجدد برخی از منابع بهره وری مزرعه نظیر زمین، سرمایه، تجهیزات مزرعه و پرداختی به نیروی کار در رشته فعالیت های تولیدی می باشد (farhadian et al, 2013)؛ که در آن کشاورزان نوسانات درآمدی خود را بر پایه ارتباط میان محصولات مختلف و منابع و نهاده های در دسترس به کمترین مقدار می رسانند. به طور کلی، کشاورزانی که ریسک گریزتر هستند، تمایل بیشتری به طرح های زراعی متنوع دارند. از طرف دیگر، عوامل مختلفی مانند شرایط اقلیمی، پارامترهای مالی مزرعه، ویژگی های فردی و مهارت های مدیریتی، شرایط اقتصادی و سیاست های اجرایی دولت، تنوع زراعی را تحت تاثیر قرار می دهد (Patten et al, 1998). همچنین لازم به ذکر است که کلیه موارد گفته شده، تمایلات ریسکی کشاورزان را نیز تحت تاثیر قرار می دهد. در پیش گرفتن این شیوه مدیریت ریسک، می تواند افزون بر تغییر الگوی کشت در سطح مزرعه، الگوی کشت در منطقه را هم تحت تاثیر قرار دهد (Ayene band, 2006).

ماهیت و سرعت تنوع در کشاورزی را میتوان به دو دسته نیروهای طرف تقاضا و عرضه طبقه بندی کرد که شامل تغییر سیاست های دولت، عکس العمل در مقابل شوک های خارجی، تغییر اقلیم، درآمد سرانه و افزایش جمعیت شهری می باشد. همچنین شامل وضعیت بازارها و جاده ها، تکنولوژی، وجود منابعی مانند زمین، آب و نیروی کار و متغیرهای اقتصادی - اجتماعی مانند نرخ باسواد می باشد (pitgalli & rozigerent, 1992). تنوع به عنوان رهیافتی برای از بین بردن آسیب پذیری و محرومیت جامعه روستایی، نقش مهمی را ایفا می کند. تنوع سرمایه گذاری، استراتژی است که کشاورزان توسط آن خود را در مقابل خطر بیمه می کنند. از لحاظ تاریخی و سرمایه گذاری، تنوع یکی از مهمترین ویژگی های مهم کشاورزی آمریکا می باشد. همچنین تنوع برای مزارع معیشتی و حتی مزارع تجاری نیز مطلوب می باشد (Castli et al, 1987).

عوامل مختلف داخلی و خارجی بر تنوع زراعی اعمال شده توسط کشاورزان مناطق مختلف تاثیر دارد. Kasem & Thapa (2011)، عوامل موثر بر کاربرد تنوع کشت توسط کشاورزان در کشور تایلند را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که برنامه های ترویجی تاثیر کمی بر تصمیم کشاورزان به کشت متنوع داشته است. Mishra et al (2004)، به بررسی عوامل موثر بر تنوع زراعی پرداختند. نتایج نشان داد که سن، سطح سواد کشاورز، نسبت سرمایه به بدهی و قیمت محصولات کشاورزی بر تنوع زراعی در منطقه موثر است. Guvele (2001)، ترکیب بهینه محصول پنبه را در منطقه سودان مورد ارزیابی قرار داد. نتایج نشان داد که در برخی مناطق، تنوع زراعی می تواند اثرات معنی داری بر درآمد خانوار کشاورزی و کاهش بیکاری در مناطق روستایی داشته است.

شهرستان خوی در تولید اغلب عمده محصولات کشاورزی اعم از زراعی، باغی و دامی رتبه اول را در استان آذربایجان غربی به خود اختصاص داده است. بخش کشاورزی این شهرستان نقش اساسی در تولید، اشتغال و امنیت استان آذربایجان غربی ایفا می کند. لذا با توجه به اهمیت کشاورزی در شهرستان خوی و همچنین تغییرات گسترده در

تولید به ویژه در سال‌های اخیر، این مطالعه درصدد بررسی عوامل موثر بر تنوع زراعی موجود در کشاورزی شهرستان خوی بوده است.

روش تحقیق

مطالعه حاضر، یک مطالعه مشاهده‌ای و مقطعی است که روی یک نمونه تصادفی از تعداد محصول کشت شده توسط کشاورزان شهرستان خوی تحت عنوان تنوع در نیمسال اول ۱۳۹۷ انجام گرفته است. به دلیل اینکه حجم جامعه مورد نظر در مقطع زمانی بیان شده مشخص بوده، بنابراین برای تعیین حجم نمونه این مطالعه از فرمول کوکران استفاده شده است که در نهایت تعداد ۹۰ نفر به عنوان نمونه این مطالعه به دست آمده است. با توجه به اینکه متغیر تعداد محصول کشت شده توسط کشاورزان شهرستان خوی، تحت عنوان تنوع در گروه متغیرهای شمارشی قرار می‌گیرد، لذا در این مطالعه از مدل‌های رگرسیون شمارشی استفاده شده است. از جمله معروف‌ترین الگوهای رگرسیون-های شمارشی، می‌توان به الگوهای پواسن، دو جمله‌ای منفی نوع اول و نوع دوم، دو جمله‌ای منفی تعمی یافته^۱ و پواسن تعمیم یافته^۲ اشاره کرد که در زیر به شرح آنها پرداخته شده است.

الف) رگرسیون پواسن: رگرسیون پواسن نوعی از مدل‌های خطی تعمیم یافته است که برای تحلیل داده‌های حاصل از شمارش به کار می‌رود. در این مدل، متغیر پاسخ نشانگر تعداد اتفاقات در یک بازه زمانی است. تحلیل آماری داده‌های شمارشی، سابقه‌ای طولانی و غنی دارد و توزیع پواسن نقش کلیدی در تحلیل این نوع داده‌ها ایفا می‌کند (Johnson et al, 1992).

اگر Y_i یک متغیر تصادفی شمارشی به صورت $i = 1, 2, \dots, n$ و دارای توزیع پوانسن باشد، تابع چگالی احتمالی آن به صورت رابطه‌ی (۱) خواهد بود:

$$\Pr(Y_i = y_i) = \frac{\exp(-\lambda_i)\lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad y_i = 0, 1, 2, \dots \quad (1)$$

λ_i پارامتر توزیع پواسن است که برابر با امید ریاضی و واریانس $(E(Y_i|x_i) = var(Y_i|x_i) = \lambda_i) Y_i$ نیز می‌باشد که تحت تاثیر عوامل مختلفی قرار دارد. لذا می‌توان برای آن یک معادله رگرسیونی تعریف کرد. برای اطمینان از غیر منفی بودن λ_i و Y_i ، الگوی رگرسیونی یا $E(Y_i|x_i)$ به صورت یک تابع نمایی به شکل رابطه‌ی (۲) نمایش داده می‌شود (Ismaeil & jamadin, 2007):

$$E(Y_i|x_i) = \lambda_i = \exp(X_i^T \beta) \quad (2)$$

لگاریتم رابطه (۲) به صورت رابطه (۳) نمایش داده می‌شود:

$$\ln \lambda_i = X_i^T \beta \quad (3)$$

¹ Generalized Negative Binomial

² Generalized Poisson

X_i برداری از متغیرهای مستقل و β برداری از پارامترهای الگو است. تابع درست‌نمایی برای الگوی پواسن به صورت رابطه (۵) است:

$$\ln L(\beta) = \ln \left(\sum_{i=1}^n \frac{\exp(-\lambda_i) \lambda_i^{Y_i}}{Y_i!} \right) = \sum_{i=1}^n (-\lambda_i + Y_i \ln \lambda_i - \ln Y_i!) \quad (5)$$

در رابطه (۵)، λ_i پارامتر توزیع پواسن، Y_i مجموعه مقادیری است که متغیر تصادفی Y_i می‌تواند با احتمال‌های متناسبه هریک از مقادیر اختیار کند، \exp ، نشان‌دهنده عدد نپر، $!$ نشان‌دهنده علامت فاکتوریل و \ln نشان‌دهنده لگاریتم طبیعی می‌باشد. در الگوی پواسن، امید ریاضی و واریانس باید برابر باشند که این ویژگی معروف به پراکندگی یکسان است. این ویژگی باعث محدودیت الگوی پواسن می‌شود. اگر واریانس بزرگتر از امید ریاضی باشد که معروف به پراکندگی بیش از حد است، برآوردهای الگوی پواسن دارای انحراف معیار با تورش منفی هستند که ناکارآمد خواهند بود. لذا مقدار آماره آزمون هر یک از ضرایب را افزایش می‌دهد. در صورتی که واریانس کوچکتر از میانگین باشد، پراکندگی کمتر از حد ظاهر شده که باعث بیش برآوردی انحراف معیار و در نتیجه کاهش مقدار آماره آزمون ضرایب می‌شود (Pishbahar et al, 2017).

ب) الگوی پواسن تعمیم‌یافته: برتری استفاده از توزیع پواسن تعمیم‌یافته در این است که امکان برازش هر دو حالت پراکندگی بیش از حد و کمتر از حد را فراهم می‌آورد. برای توزیع پواسن تعمیم‌یافته، تابع چگالی احتمال به صورت رابطه (۶) قابل بازنویسی می‌باشد:

$$\Pr(Y_i = y_i) = \left(\frac{\mu_i}{1 + \alpha \mu_i} \right)^{y_i} \frac{(1 + \alpha y_i)^{y_i - 1}}{y_i!} \exp \left(- \frac{\mu_i (1 + \alpha y_i)}{1 + \alpha \mu_i} \right) \quad (6)$$

در رابطه (۶)، میانگین و واریانس توزیع به ترتیب به صورت $E(Y_i) = \mu_i$ و $VAR(Y_i) = \mu_i (1 + \alpha y_i)^2$ است. اگر در رابطه بالا، α برابر صفر باشد، الگوی پواسن تعمیم‌یافته به الگوی پواسن ساده تبدیل می‌شود و در نتیجه، $E(Y_i) = VAR(Y_i)$ برقرار می‌شود. اگر $\alpha > 0$ باشد، واریانس بزرگتر از میانگین شده و پراکندگی بیش از حد رخ می‌دهد. در نهایت اگر $\alpha < 0$ واریانس کوچکتر از میانگین شده و پراکندگی کمتر از حد رخ می‌دهد. برای یک الگوی پواسن تعمیم‌یافته با معادله رگرسیونی رابطه (۲)، لگاریتم درست‌نمایی به صورت رابطه (۷) بیان می‌گردد:

$$-\ln L(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \left(y_i \ln \left(\frac{\mu_i}{1 + \alpha \mu_i} \right) + (y_i - 1) \ln(1 + \alpha y_i) - \left(- \frac{\mu_i (1 + \alpha y_i)}{1 + \alpha \mu_i} \right) \right) \quad (7)$$

در رابطه (۷)، μ میانگین توزیع پواسن تعمیم‌یافته، α نشان‌دهنده پارامتر پراکندگی، Y_i مجموعه مقادیری است که متغیر تصادفی Y_i می‌تواند با احتمال‌های متناسب به هر یک از مقادیر اختیار کند. با توجه به آنچه که گفته شد، باید مشخص گردد که آیا الگو دچار مشکل پراکندگی بیش از حد یا کمتر از حد می‌باشد یا نه. در صورتی که هیچ مشکلی وجود نداشته باشد، الگوی پواسن بهترین گزینه برای برآورد الگوی رگرسیونی خواهد بود. در حالی که، در صورت وجود پراکندگی بیش از حد و یا کمتر از حد، باید الگوهای دیگر بررسی گردند و بهترین الگو با توجه به

معیارهای خوبی برازش مانند نیکویی برازش خی-دو^۱، نسبت درست‌نمایی^۲، معیار آکائیک و شوارتز بی‌زین انتخاب شوند (Ismaeil & jamadin, 2007).

ج) توزیع دوجمله‌ای منفی: با در نظر گرفتن توزیع پواسن، میانگین، باید در درون طبقات ثابت و همگن باشد. با تعریف یک توزیع خاص برای λ_i ، امکان همگن بودن درون طبقات فراهم می‌آید. برای مثال، با فرض یک توزیع گاما برای λ_i با میانگین $E(Y_i) = \mu_i$ و واریانس $VAR(\lambda_i) = \mu_i^2 v_i^{-1}$ و تعریف رابطه $Y_i | \lambda_i$ که نشان‌دهنده یک توزیع پواسن به شرط میانگین $E(Y_i | \lambda_i) = \lambda_i$ است، می‌توان نشان داد که توزیع حاشیه‌ای Y_i از یک توزیع دو جمله‌ای منفی با تابع چگالی احتمال (۸) پیروی می‌کند:

$$\Pr(Y_i = y_i) = \int \Pr(Y_i = \lambda_i | \lambda_i) f(\lambda_i) d\lambda_i = \frac{\Gamma(y_i + v_i)}{\Gamma(y_i + 1) \Gamma(v_i)} \quad (۸)$$

$$= \left(\frac{v_i}{v_i + \mu_i}\right)^{v_i} \left(\frac{\mu_i}{v_i + \mu_i}\right)^{y_i} \quad (۹)$$

میانگین و واریانس Y_i به ترتیب به صورت μ_i و $\mu_i + \mu_i^2 v_i^{-1}$ می‌باشند. با پارامترسازی‌های مختلف، می‌توان انواع متفاوتی از توزیع‌های دو جمله‌ای منفی را ایجاد کرد. برای نمونه اگر $v_i = \alpha^{-1}$ باشد، یک توزیع دو جمله‌ای منفی با میانگین μ_i و واریانس $\mu_i(1 + \alpha\mu_i)$ بدست می‌آید که α نشان‌دهنده پارامتر پراکندگی است. اگر α برابر صفر باشد، میانگین و واریانس Y_i باهم برابر شده و در نتیجه، توزیع تبدیل به یک توزیع پواسن ساده می‌شود. اگر $\alpha > 0$ باشد، واریانس بزرگتر از میانگین بوده و پراکندگی بیش از حد رخ می‌دهد. چنین توزیعی را دوجمله‌ای منفی نوع اول می‌نامند.

اگر معادله رگرسیونی رابطه (۲) در نظر گرفته شود، لگاریتم درست‌نمایی برای توزیع دوجمله‌ای منفی نوع اول بصورت (۹) بیان می‌شود:

$$\ln L(\alpha, \beta) = \sum_i \left\{ \sum_{r=1}^{y_i-1} \ln(1 + \alpha r) \right\} - y_i \ln(\alpha) - \ln y_i! + y_i \ln(\alpha \mu_i) - (y_i + \alpha^{-1}) \ln(1 + \alpha \mu_i) \quad (۹)$$

اگر $v_i = \mu_i \alpha^{-1}$ تعریف شود، نوع دیگری از توزیع دوجمله‌ای منفی به دست می‌آید که میانگین آن μ_i و واریانس آن به صورت $\mu_i(1 + \alpha)$ می‌باشد. همانند حالت قبل، اگر α برابر صفر باشد، میانگین و واریانس Y_i باهم برابر شده و در نتیجه، توزیع تبدیل به یک توزیع پواسن ساده می‌گردد. اگر $\alpha > 0$ باشد، واریانس بزرگتر از میانگین بوده و پراکندگی بیش از حد رخ می‌دهد. چنین توزیعی را دوجمله‌ای منفی نوع دوم می‌نامند.

با فرض معادله رگرسیونی رابطه (۲) تابع لگاریتم درست‌نمایی توزیع دوجمله‌ای منفی نوع دوم به صورت رابطه (۱۰) قابل بیان است:

¹ Goodness of fit Chi-squares

² Likelihood ratio

$$\ln L(\alpha, \beta) = \sum_i (\Gamma(y_i + \mu_i \alpha^{-1})) - \ln \Gamma(\mu_i \alpha^{-1}) - \ln y_i! - \mu_i \alpha^{-1} \ln(\alpha) - (y_i + \mu_i \alpha^{-1}) \ln(1 + \alpha^{-1}) \quad (10)$$

توزیع دو جمله‌ای منفی را می‌توان با یک اصلاح ساده تعمیم داد. در واقع، در توزیع دو جمله‌ای منفی تعمیم‌یافته، لگاریتم پارامتر پراکندگی یا $\ln \alpha$ دیگر ثابت نبوده و می‌تواند به صورت یک رگرسیون خطی از متغیرهای مستقل Z_i به صورت رابطه زیر تبیین شود:

$$\ln \alpha_i = z_i \gamma \quad (11)$$

نتایج و بحث

از بین ۹۰ کشاورز مورد بررسی شهرستان خوی، میانگین سطح زیرکشت آنها، ۳/۴۲ هکتار بوده است. میانگین تعداد محصولات کشت شده ۲/۷۵ محصول و میانگین تعداد قطعات کشاورزی آنها ۴/۲۴ قطعه بوده است؛ و در سطح ۵ درصد تفاوت آماری معناداری بین تعداد محصولات کشت شده و تعداد قطعات زراعی وجود دارد. ۶۸ درصد کشاورزان مورد بررسی، زمین‌های زراعی خود را حداقل به دو محصول اختصاص داده‌اند.

در الگوی پواسن، میانگین و واریانس متغیر وابسته بایستی با یکدیگر برابر باشند. بنابراین میانگین و واریانس تعداد محصولات کشت شده توسط کشاورزان که به عنوان تنوع زراعی مدنظر قرار گرفته است، برای ۹۰ کشاورز مورد بررسی به ترتیب ۲/۷۵ و ۲/۶۸ می‌باشد. لذا می‌توان گفت که توزیع تعداد محصولات کشت شده دارای پراکندگی کمتر از حد است. در نتیجه به منظور اطمینان بیشتر، انواع الگوهای رگرسیون شمارشی برآورد شده تا با بررسی پارامتر پراکندگی در انواع مختلف توزیع در مورد نوع پراکندگی تصمیم‌گیری بهتری صورت گیرد. ابتدا الگوی پواسن برآورد گردید که نتایج مربوط به آن در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱)، تعیین عوامل موثر بر تنوع زراعی با استفاده از الگوی پواسن

متغیر	ضریب برآوردی	آماره z	prob
نیروی کار	-۰/۱۱***	-۲/۷۸	۰/۰۰
تعداد دفات بیمه محصولات کشاورزی	-۰/۰۲	-۰/۳۵	۰/۷۲
تعداد دفعات اجاره ماشین آلات کشاورزی	-۰/۰۶	-۰/۹۳	۰/۳۵
تعداد دفات از بین رفت محصولات در اثر عوامل مختلف	۰/۰۶**	۱/۹۰	۰/۰۵
درآمد در هکتار	۰/۱۰	۰/۷۷	۰/۴۴
تعداد قطعات زراعی	-۰/۰۵**	-۲/۱۵	۰/۰۳
فاصله بین قطعات کشاورزی	-۰/۰۳	-۰/۵۷	۰/۵۶
عرض از مبدا	۱/۵۸***	۲/۷۶	۰/۰۰



log likelihood function = 157.57

$$\lambda_{LRT} = \text{mixed } \chi^2 = 21.41^{***}$$

$R^2: 0.06$

ماخذ: یافته‌های تحقیق (*** و ** به ترتیب معناداری را در سطح ۱ و ۵ درصد نشان می‌دهند).

در جدول (۱)، آماره نسبت راستنمایی الگوی برازش شده معنیداری کلی رگرسیون را نشان می‌دهد. آماره χ^2 برای هر سه الگو تقریباً برابر صفر بود. در نتیجه، میتوان گفت الگو دچار پراکندگی بیش از حد نبوده و الگوی پواسن در مقایسه با انواع الگوی دوجمله‌ای منفی، الگوی مناسب‌تری است. همچنین از آنجایی که پارامتر پراکندگی در این الگوها تقریباً برابر با صفر بود، نتایج به دست آمده از برآورد انواع توزیع دوجمله‌ای منفی با نتایج الگوی پواسن یکسان شد. الگوی پواسن تعمیم یافته در مقایسه با دیگر الگوها، الگوی جامع‌تری می‌باشد؛ چرا که می‌تواند هم الگوی پواسن ساده را در برگیرد و هم مشکل پراکندگی بیش از حد و کمتر از حد را حل نماید. در ادامه به منظور بررسی وجود پراکندگی کمتر از حد، الگوی پواسن تعمیم یافته برآورد شد که نتایج مربوط به آن در جدول (۲) آمده است.

جدول (۲)، تعیین عوامل موثر بر تنوع زراعی با استفاده از الگوی پواسن تعمیم یافته

متغیر	ضریب برآوردی	آماره Z	prob
نیروی کار	-۰/۱۱***	-۲/۷۸	۰/۰۰
تعداد دفعات بیمه محصولات کشاورزی	-۰/۰۲	-۰/۳۵	۰/۷۲
تعداد دفعات اجاره ماشین آلات کشاورزی	-۰/۰۶	-۰/۹۳	۰/۳۵
تعداد دفعات از بین رفت محصولات در اثر عوامل مختلف	۰/۰۶**	۱/۹۰	۰/۰۵
درآمد در هکتار	۰/۱۰	۰/۷۷	۰/۴۴
تعداد قطعات زراعی	-۰/۰۵**	-۲/۱۵	۰/۰۳
فاصله بین قطعات کشاورزی	-۰/۰۳	-۰/۵۷	۰/۵۶
عرض از مبدا	۱/۵۸***	۲/۷۶	۰/۰۰
شاخص پراکندگی	-۴۹/۰۳		

log likelihood function = 157.57

$$\lambda_{LRT} = \text{mixed } \chi^2 = 21.41^{***}$$

$R^2: 0.06$

ماخذ: یافته‌های تحقیق (*** و ** به ترتیب معناداری را در سطح ۱ و ۵ درصد نشان می‌دهند).

مطابق جدول (۲)، مقدار آماره χ^2 در آزمون LR برابر ۲۱/۴۱ است که فرض صفر بودن پارامتر پراکندگی را در سطح اطمینان یک درصد رد می‌کند. پارامتر پراکندگی برابر ۴۹/۰۳ می‌باشد. در نتیجه با توجه به منفی بودن این پارامتر، می‌توان بیان کرد که واریانس متغیر تعداد محصولات کشت شده کمتر از میانگین آن بوده و الگو دچار مشکل پراکندگی کمتر از حد است. بنابراین استفاده از الگوی پواسن ساده باعث بیش برآوردی انحراف معیار و در نتیجه کاهش مقدار آماره آزمون ضرایب می‌شود.

باتوجه به جدول (۱) و جدول (۲) مشاهده می‌شود که R^2 ساختگی با به کارگیری الگوی پواسن تعمیم یافته نسبت به الگوی پواسن معمولی اصلاً تغییری نکرده است و در هر دو الگو برابر ۰/۰۶ است. لذا می‌توان ذکر کرد که بین الگوی



پوآسن معمولی و پوآسن تعمیم یافته تفاوتی وجود ندارد. بنابراین در این مطالعه از الگوی پوآسن معمولی برای تشریح نتایج استفاده خواهد شد.

مطابق جدول (۱)، مشاهده می‌شود که تعداد دفعات از بین رفت محصولات در اثر عوامل مختلف دارای اثری مثبت و معنادار بر تنوع زراعی است. چرا که اصولاً تنوع زراعی یک راه‌حل اساسی برای مقابله با ریسک است. همچنین مطابق جدول (۱)، تعداد نیروی کار تأثیری منفی و معنادار بر تنوع زراعی دارد. تعداد قطعات زراعی دارای تأثیری منفی و معنادار بر تنوع زراعی است. لذا می‌توان گفت که با افزایش تعداد قطعات، کشت متنوع محصول افزایش پیدا می‌کند. چرا که کشاورزان در سطوح پایین زمین‌های زراعی کشت تک‌محصولی را ترجیح می‌دهند. زیرا از نظر هزینه-ای، کشت تک‌محصولی سطح هزینه پایین‌تری نسبت به کشت متنوع دارند. اما با افزایش سطح زیر کشت و یکپارچه بودن اراضی، کشت محصولات مختلف اقتصادی‌تر است و توانایی بالاتری در پوشش هزینه‌ها دارد، کشت متنوع مورد توجه کشاورزان قرار می‌گیرد. از سوی دیگر، با توجه به اینکه هر محصول رسیدگی و مراقبت‌های خاص خود را می‌طلبد، لذا با افزایش نیروی کار، تنوع زراعی کاهش می‌یابد. لذا با افزایش نیروی کار، هزینه تولید نیز افزایش یافته است و تمایل برای تنوع زراعی کاهش می‌یابد. انتظار می‌رود به ازای هر واحد افزایش در نیروی کار و تعداد قطعات زراعی، لگاریتم شمار مورد انتظار تعداد محصولات کشت‌شده به ترتیب ۰/۱۱ و ۰/۰۵ واحد کاهش یابد. همچنین انتظار می‌رود به ازای هر واحد افزایش در تعداد دفعات از بین رفت محصولات در اثر عوامل مختلف، لگاریتم شمار مورد انتظار تعداد محصولات کشت‌شده ۰/۰۶ واحد افزایش یابد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

کشاورزی در ایران به دلیل وجود تنوع آب و هوایی، پراکندگی و کوچکی مزارع در بیشتر نقاط کشور، فعالیتی با ریسک بالا است که به وسیله کشاورزان منجر به کاربرد راه‌کارهایی برای مقابله با این شرایط شده است. این امر باعث شده که کشاورزی نسبت به سایر فعالیت‌ها دارای ریسک بالایی باشد. به منظور مقابله با ریسک راه‌کارهای متفاوتی وجود دارد. ایجاد تنوع در محصولات کشاورزی از عمده‌ترین راه مقابله با این مسأله می‌باشد. مطالعه حاضر به بررسی عوامل موثر بر تنوع زراعی موجود در کشاورزی شهرستان خوی با استفاده از رگرسیون شمارشی پرداخته است. نتایج مطالعه نشان داده است که تعداد دفعات از بین رفت محصولات در اثر عوامل مختلف دارای اثری مثبت و معنادار بر تنوع زراعی است. چرا که اصولاً تنوع زراعی یک راه‌حل اساسی برای مقابله با ریسک است. همچنین، تعداد نیروی کار و تعداد قطعات زراعی دارای تأثیری منفی و معنادار بر تنوع زراعی است. همچنین انتظار می‌رود به ازای هر واحد افزایش در نیروی کار و تعداد قطعات زراعی، لگاریتم شمار مورد انتظار تعداد محصولات کشت‌شده به ترتیب ۰/۱۱ و ۰/۰۵ واحد کاهش یابد. همچنین انتظار می‌رود به ازای هر واحد افزایش در تعداد دفعات از بین رفت محصولات در اثر عوامل مختلف، لگاریتم شمار مورد انتظار تعداد محصولات کشت‌شده ۰/۰۶ واحد افزایش یابد. از بین متغیرهای فوق بیشترین تأثیرگذاری مربوط به تعداد قطعات زراعی بوده است. از اینرو، تدوین برنامه‌ها و سیاست‌های مناسب به منظور طرح یکپارچه‌سازی اراضی، می‌تواند در گسترش تنوع کشت در منطقه موثر باشد. باتوجه به این امر که تنوع کشت به عنوان یک استراتژی قدیمی مدیریت ریسک در مقابل شرایط غیرقابل پیش‌بینی جوی و محیطی و نااطمینانی از شرایط بازار برای محصولات کشاورزی مطرح است، لازم است هنگام تدوین



استراتژی‌های مدیریت ریسک در کنار سایر راهکارها، نظیر بیمه محصولات کشاورزی مورد توجه قرار گیرد و اقدامات لازم برای پذیرش این عامل در منطقه انجام گیرد.



منابع

- Ayene band, A. (2005). The effect of single-vessel patterns and crop sequences on the diversity of weed communities. *Scientific Journal of Agriculture*, N: 28, 1. In Farsi.
- Farhadian, H, Jimini, N, Ismaili Dastjerdi Pour, A. (2012). Investigating the factors affecting crop diversity in Mazandaran province with emphasis on extension components. *Iranian Agricultural Economics and Development Research*, 43-2, 2. In Farsi.
- Guvele, CA. (2001). Gains from crop diversification in the Sudan Gezira scheme. *Journal of Agricultural system*. 70(1), 319-331.
- Ismail N and Jemain A, (2007). Handling over-dispersion with negative binomial and generalized Poisson regression models. *Casualty Actuarial Society Forum*, 103-158.
- Johnson, N. L., Kotz, S. and Kemp, A. W. (1992), *Univariate Distributions*, 2nd Edt., John Wiley, New York.
- Kasem, S. & Thapa, GB. (2011). Crop diversification in Thailand: Status, determinants, and effects on income and use of inputs. *Land Use Policy*, 28(3), 618-628.
- Pishbahar, A, Hosseinzad, C, Abedi, S, Bagheri, P. (2016). Application of Multiplication Regression Patterns in Identifying Factors Affecting the Application of Integrated Pest Management Operations in Khuzestan Province. *Agricultural Economics*, 10, 3. In Farsi.
- Mishra, A.k., El-Osta, H. S. and Sandretto, C.L. 2004. Factors affectin farm enterprise diversification. *Agriculture Finance Review*, Fall,2004.
- Patten, L. H. and Hardaker, J. B. (1988). Utility-Efficient Programming for wholefarm planning. *Australian Journal of Agricultural economics*, 32: 88-97.