بررسی عوامل موثر بر تنوع زراعی محصولات کشاورزی با استفاده از رگرسیون شمارشی(مطالعه موردی: شهرستان خوی)

بهناز ناظرانی[1]*، فرزانه حسنی دیارجان

چکیده

مخاطرهآمیز بودن فعالیت‌های کشاورزی مجموعه‌ای شکننده و آسیب‌پذیر برای تولیدکنندگان فراهم آورده که نتیجه نهایی آن بیثباتی 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 تاثیری 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

[1] دکتری تخصصی اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

E mail: b.nazerani89@gmail.com

مقدمه

کشاورزی در ایران به‌دلیل وجود تنوع آب و هوایی، پراکندگی و کوچکی مزارع در بیش‌تر نقاط کشور، فعالیتی با ریسک بسیار بالاست. بدین جهت، کشاورزان برای مقابله با این شرایط راه‌کارهای متفاوتی را در پیش‌گرفته‌اند. یکی از راه‌کارهای عمده، استفاده از تنوع زراعی است. در زمینه کشاورزی، تنوع مربوط به تخصیص مجدد برخی از منابع بهره‌وری مزرعه نظیر زمین، سرمایه، تجهیزات مزرعه و پرداختی به نیروی‌کار در رشته فعالیت‌های تولیدی می‌باشد (farhadian et al, 2013)؛ که در آن کشاورزان نوسانات درآمدی خود را بر پایه ارتباط میان محصولات مختلف و منابع و نهاده‌های در دسترس به کمترین مقدار می‌رسانند. به طورکلی، کشاورزانی که ریسک‌گریزتر هستند، تمایل بیشتری به طرح‌های زراعی متنوع دارند. از طرف دیگر، عوامل مختلفی مانند شرایط اقلیمی، پارامترهای مالی مزرعه، ویژگی‌های فردی و مهارت‌های مدیریتی، شرایط اقتصادی و سیاست‌های اجرایی دولت، تنوع زراعی را تحت تاثیر قرار می‌دهد(Patten et al , 1998). همچنین لازم به‌ذکر است که کلیه موارد گفتهشده، تمایلات ریسکی کشاورزان را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد. در پیش‌گرفتن این شیوه مدیریت ریسک، می‌تواند 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 طبقه‌بندی کرد که شامل تغییر سیاست‌های دولت، عکس‌العمل در مقابل شوک‌های خارجی، تغییر اقلیم، درآمد سرانه و افزایش جمعیت شهری می‌باشد. همچنین شامل وضعیت بازارها و جاده‌ها، تکنولوژی، وجود منابعی مانند زمین، آب و نیروی‌کار و متغیرهای اقتصادی- اجتماعی مانند نرخ باسوادی می‌باشند (pitgalli & rozigerent , 1992). تنوع به‌عنوان رهیافتی برای از بین بردن آسیب پذیری و محرومیت جامعه‌ی روستایی ، نقش مهمی را ایفا می‌کند. تنوع سرمایه‌گذاری، استراتژی است که کشاورزان توسط آن خود را در مقابل خطر بیمه می‌کنند. از لحاظ تاریخی و سرمایه‌گذاری، تنوع یکی از مهمترین ویژگی‌های مهم کشاورزی آمریکا می‌باشد. همچنین تنوع برای مزارع معیشتی و حتی مزارع تجاری نیز مطلوب می‌باشد (Castli et al, 1987).

عوامل مختلف داخلی و خارجی بر تنوع زراعی اعمالشده 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 برنامه‌های 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. نتایجنشان داد که در برخی مناطق، تنوع زراعی می‌تواند اثرات معنی‌داری 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 به‌خود اختصاص داده است. بخش کشاورزی این شهرستان نقش اساسی در تولید، اشتغال و امنیت استان آذربایجان غربی ایفا می‌کند. 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 بیان‌شده 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 به‌دست آمده‌است. با توجه به اینکه متغیر تعداد محصول کشتشده توسط کشاورزان شهرستان خوی، تحت عنوان تنوع در گروه متغیرهای شمارشی قرار می-گیرد، لذا در این مطالعه از مدل‌های رگرسیون شمارشی استفاده شده است. از جمله معروف‌ترین الگوهای رگرسیون-های شمارشی، می‌توان به الگوهای پوآسن، دو جمله‌ای منفی نوع اول و نوع دوم، دوجمله‌ای منفی تعمی یافته[1] و پوآسن تعمیمیافته [2] اشاره کرد که در زیر به شرح آنها پرداخته شده است.

الف) رگرسیون پواسون: رگرسیون پواسون نوعی از مدل‌های خطی تعمیمیافته 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 پواسون 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:

$$\Pr(Y_i = y_i) = \frac{\exp(-\lambda_i)\lambda_i^{y_i}}{y_i!} \qquad y_i = 0.1.2. \dots \qquad (۱)$$

λ_i پارامتر توزیع پوآسن است که برابر با امیدریاضی و واریانس Y_i $(E(Y_i|x_i) = var(Y_i|x_i) = \lambda_i)$ 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 $E(Y_i|x_i)$ به‌صورت یک تابع نمایی به شکل رابطه‌ی (۲) نمایش داده می‌شود (Ismaeil & jamadin, 2007):

$$E(Y_i|x_i) = \lambda_i = \exp(X_i^T\beta) \qquad (۲)$$

لگاریتم رابطه (۲) به‌صورت رابطه (۳) نمایش داده می‌شود:

$$ln\lambda_i = X_i^T\beta \qquad (۳)$$

[1] Generalized Negative Binomial
[2] Generalized Poisson

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

$$ln\ L(\beta) = Ln(\sum_{i=1}^{n} \frac{\exp(-\lambda_i)\lambda_i{}^{Y_i}}{Y_i!}) = \sum_{i=1}^{n}(-\lambda_i + y_i\ ln\lambda_i - lnY_i!) \quad (۵)$$

در رابطه (۵)، λ_i، پارامتر توزیع پوآسن، Y_i، مجموعه مقادیری است که متغیر تصادفی Y_i می‌تواند با احتمال‌های منتسبه هریک از مقادیر اختیار کند، exp، نشان‌دهنده عدد نپر، ! نشان‌دهنده علامت فاکتوریل و ln نشان‌دهنده لگاریتم طبیعی می‌باشد. در الگوی پوآسن، امید ریاضی و واریانس باید برابر باشند که این ویژگی معروف به پراکندگی یکسان است. این ویژگی باعث محدودیت الگوی پوآسن می‌شود. اگر واریانس بزرگتر از امید ریاضی باشد که معروف به پراکندگی بیش از حد است، برآوردهای الگوی پوآسن دارای انحراف معیار با تورش منفی هستند که ناکارآمد خواهند بود. لذا مقدار آماره آزمون هر یک از ضرایب را افزایش می‌دهد. درصورتی 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 پوآسن تعمیم‌یافته: برتری استفاده از توزیع پوآسن تعمیم‌یافته در این است که امکان برازش هر دو حالت پراکندگی بیش از حد و کمتر از حد را فراهم می‌آورد. برای توزیع پوآسن تعمیم‌یافته، تابع چگالی احتمال به صورت رابطه (۶) قابل بازنویسی می‌باشد:

$$\Pr(Y_i = y_i) = \left(\frac{\mu_i}{1+\alpha\mu_i}\right)^{y_i} \frac{(1+\alpha y_i)^{y_i-1}}{y_i!} exp\left(-\frac{\mu_i(1+\alpha y_i)}{1+\alpha\mu_i}\right) \quad (۶)$$

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 پوآسن تعمیم‌یافته به الگوی پوآسن 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 پوآسن تعمیم‌یافته با معادله رگرسیونی رابطه (۲)، لگاریتم درست‌نمایی به صورت رابطه (۷) بیان می‌گردد:

$$-\ln L(\alpha.\beta) = \sum_{i=1}^{n}(y_i ln\left(\frac{\mu_i}{1+\alpha\mu_i}\right) + (y_i - 1)\ln(1+\alpha y_i) - \left(-\frac{\mu_i(1+\alpha y_i)}{1+\alpha\mu_i}\right) \ln y_i!) \quad (۷)$$

در رابطه(۷)، μ، میانگین توزیع پوآسن تعمیم‌یافته، α، نشان‌دهنده پارامتر پراکندگی، y_i، مجموعه مقادیری است که متغیر تصادفی Y_i می‌تواند با احتمال‌های منتسب 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 پوآسن 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[1] ، نسبت درستنمایی[2]، معیار آکائیک و شوارتز بیزین انتخاب شوند (Ismaeil & jamadin, 2007).

ج) توزیع دوجمله‌ای منفی: با درنظر گرفتن توزیع پوآسن، 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 پوآسن 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:

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

میانگین و واریانس Y_i به‌ترتیب به‌صورت μ_i و ${\mu_i}^2 {v_i}^{-1} + \mu_i$ 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 پوآسن 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:

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

اگر $v_i = \mu\alpha^{-1}$ تعریف شود، نوع دیگری از توزیع دوجمله‌ای منفی به‌دست 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 پوآسن 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 به‌صورت رابطه (۱۰) قابل بیان است:

[1] Goodness of fit Chi-squares
[2] Likelihood ratio

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

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 به‌صورت 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 کشت‌شده و تعداد قطعات زراعی وجود دارد. ۶۸ درصد کشاورزان مورد بررسی، زمین‌های زراعی خود را حداقل به دو محصول اختصاص داده‌اند.

در الگوی پوآسن، میانگین و واریانس متغیر وابسته بایستی با یکدیگر برابر باشند. بنابراین میانگین و واریانس تعداد محصولات کشت‌شده 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 کشت‌شده 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 پوآسن برآورد گردید که نتایج مربوط به آن در جدول (۱) آمده است.

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

متغیر	ضریب برآوردی	آماره z	*prob*
نیروی‌کار	-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

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

$$R^2: 0.06$$

ماخذ: یافته‌های تحقیق(*** و ** به‌ترتیب 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 تقریبا برابر صفر بود.در نتیجه، میتوان گفت الگو دچار پراکندگی بیش از حد نبوده و الگوی پوآسن در مقایسه با انواع الگوی دوجمله‌ای منفی، الگوی مناسب‌تری است. همچنین از آنجایی که پارامتر پراکندگی در این الگوها تقریبا برابر با صفر بود، نتایج به دستآمده از برآورد انواع توزیع دوجمله‌ای منفی با نتایج الگوی پوآسن یکسان شد. الگوی پوآسن تعمیمیافته در مقایسه با دیگر الگوها، الگوی جامع‌تری می‌باشد؛ چرا که می‌تواند هم الگوی پوآسن 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 پوآسن تعمیمیافته برآورد شد که نتایج مربوط به آن در جدول (۲) آمده است.

جدول(۲)، تعیین عوامل موثر بر تنوع زراعی با استفاده از الگوی پوآسن تعمیم‌یافته

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
شاخص پراکندگی	-۴۹/۰۳		

log likelihood function =157.57

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

$$R^2: 0.06$$

ماخذ: یافته‌های تحقیق(*** و ** به‌ترتیب 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 کشت‌شده کمتر از میانگین آن بوده و الگو دچار مشکل پراکندگی کمتر از حد است. بنابراین استفاده از الگوی پوآسن 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 به‌کارگیری الگوی پوآسن تعمیم یافته نسبت به الگوی پوآسن معمولی اصلا تغییری نکرده است و در هر دو الگو برابر ۰/۰۶ است. لذا می‌توان ذکر کرد که بین الگوی

پوآسن معمولی و پوآسن تعمیم‌یافته 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 اصولا تنوع زراعی یک راه‌حل اساسی برای مقابله با ریسک است. همچنین مطابق جدول(۱)، تعداد نیروی‌کار تاثیری منفی و معنادار بر تنوع زراعی دارد. تعداد قطعات زراعی دارای تاثیری 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 زیرکشت 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 می-طلبد، لذا با افزایش نیروی‌کار، تنوع زراعی کاهش می‌یابد. لذا با افزایش نیروی‌کار، 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 به‌ترتیب 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 وسیله‌ی 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 اصولا تنوع زراعی یک راه‌حل اساسی برای مقابله با ریسک است. همچنین، تعداد نیروی‌کار و تعداد قطعات زراعی دارای تاثیری 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 به‌ترتیب 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 تاثیرگذاری 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 ofAgricultural 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.