بررسی تاثیر تنوع زیستی زراعی بر ریسک تولیدی کشاورزان شهرستان مشهد، مطالعه‌ی موردی تولیدکنندگان گندم

سمانه سادات همراز[۱]، محمدرضا کهنسال[*۲] و محمد قربانی[۲]

تاریخ دریافت: ۸۹/۸/۱۰ تاریخ پذیرش: ۲۵ /۸۹/۱۰

چکیده

در این مطالعه سعی بر آنست تا با بهره‌گیری از تابع تولید تعمیم یافته، نقش عوامل تولید، بویژه وجود تنوع زیستی زراعی، بر ریسک و میانگین تولید گندم‌کاران شهرستان مشهد مورد بررسی قرار گیرد. داده‌های مورد نیاز از راه تکمیل ۱۰۲ پرسشنامه از گندم‌کاران بدست آمده است. نتایج این بررسی نشان داد که مصرف بیش‌تر نهاده‌های آب،کود میکرو، کود فسفاته، کود پتاسه، نیروی‌کار، ماشین‌آلات، سطح زیرکشت و کود دامی میزان ریسک تولیدی را افزایش می‌دهند. از میان این متغیرها تنها تاثیر متغیرهای کود دامی، سطح زیرکشت، میزان استفاده از ماشین‌آلات و آب مصرفی معنی‌دار می‌باشند. هم‌چنین، تاثیرگذاری نهاده‌های سطح زیرکشت، میزان کود پتاسه‌ی مصرفی، میزان کود میکرو مصرفی، آب مصرفی و تنوع زیستی زراعی بر میانگین تولید و ریسک تولیدی مشابه است. سایر نهاده‌ها در دو الگو دارای تاثیرگذاری عکس می‌باشند.

طبقه‌بندی JEL: $B_{21}, C_{52}, D_{81}, Q_{57}$

واژه‌های کلیدی: ریسک، میانگین تولید، گندم، مشهد، تابع تولید کاب-داگلاس.

پیشگفتار

افزایش جمعیت جهان و نیاز روزافزون به غذا از مهم‌ترین مشکلات عصر کنونی است و لذا، بخش کشاورزی به عنوان تأمین‌کننده‌ی اصلی نیازهای غذایی، همواره در جستجوی راههایی برای

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.

۲- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.

*- نویسنده‌ی مسئول مقاله: kohansal1@yahoo.com

برطرف کردن این مشکل بوده است. از سوی دیگر، شواهد بسیار حکایت از وجود ریسک یا مخاطره در کشاورزی دارند. مطالعات متعددی نشان داده‌اند که بهره‌برداران کشاورزی به دلایل گوناگونی هم‌چون: نداشتن کنترل بر عوامل جوی، آفات و بیماری‌ها و وضعیت بازارهای عرضه و تقاضای محصولات و نهاده‌ها با ریسک روبه‌رو هستند (ترکمانی، ۱۳۷۵). از ریسک به عنوان عاملی مهم، مستمر و موثر بر رفتار کشاورزان در رفع عدم تعادل از کشاورزی سنتی ذکر شده است (اسچولتز، ۱۹۷۵). ریسک و نبود حتمیت موجب می‌شوند که کشاورزان در فرآیند تولید افزون بر بیشینه‌کردن سود، هدف‌هایی چون کمینه‌کردن واریانس‌های درآمد و کسب سود مطمئن را نیز در نظر بگیرند. فعالیت کشاورزی با مخاطرات گوناگونی همراه است و نگرش بهره‌برداران کشاورزی به این خطرها متفاوت است. بر این اساس، می‌توان بهره‌برداران کشاورزی را به سه گروه ریسک‌گریز، ریسک‌پذیر و بی‌اعتنا به ریسک تقسیم کرد (دیلین و هارداکر،۱۹۸۶؛ رانادهیر، ۱۹۹۱). تا کنون در داخل و خارج از کشور مطالعات متعددی در خصوص ریسک کشاورزی انجام شده است که از آن جمله می‌توان به مطالعه‌ی مقدسی و یزدانی (۱۳۷۵) در بررسی اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید سیب‌زمینی‌کاران شهرستان فریدن اشاره کرد. آن‌ها در این مطالعه به این نتیجه رسیدند که کود و بذر مصرفی اثر فزاینده‌ای بر ریسک ندارند و تنها نهاده‌ای که اثر مثبت بر ریسک تولیدی دارد، نیروی‌کار است. ترکمانی و قربانی(۱۳۷۶) اثر نهاده‌های گوناگون را بر ریسک تولید گندم‌کاران شهرستان ساری به کمک توابع تولید تصادفی تعمیم یافته بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که تنها نهاده‌های بذر و نیروی‌کار اثر مثبت بر ریسک تولید دارند. موسی‌نژاد و همکاران (۱۳۷۸) میزان کارایی و ریسک تولید سیب‌زمینی‌کاران شهرستان‌های شیراز و کازرون را تعیین کردند و نتیجه گرفتند که در شیراز تعداد دفعات آبیاری و شخم اثر منفی و نیروی کار و کود اثر مثبت بر ریسک دارند و مکانیزه کردن فرایند تولید سیب‌زمینی در شیراز تا حد زیادی می‌تواند ریسک تولید را کاهش دهد. در کازرون علف‌کش و تعداد شخم اثر منفی و دفعات آبیاری و مقدار کود اثر مثبت بر ریسک تولید دارند. عبدشاهی و سلطانی (۱۳۷۹) ریسک‌گریزی زارعان منطقه‌ی همایجان از توابع شهرستان سپیدان استان فارس را با استفاده از مدل‌های تجربی، اقتصادسنجی و برنامه‌ریزی ریسکی بررسی کردند. نتایج بدست آمده از برآورد تابع تولید تصادفی تعمیم یافته نشان داد که مصرف نهاده‌های نوین باعث کاهش ریسک می‌شود. موسوی و همکاران (۱۳۸۶) در مطالعه ای تأثیر نهاده‌های تولید را در ریسک و میانگین تولید پسته‌کاران استان فارس بررسی کردند. نتایج برآورد جزء تصادفی تابع در مرحله ی دوم رگرسیون نشان داد که آب مصرفی، کود شیمیایی و سن درخت پسته رابطه‌ی غیرمستقیم با ریسک تولید دارند. هم‌چنین، بررسی جزء قطعی تابع نشان داد که آب مصرفی، کود حیوانی و شیمیایی و نیروی‌کار بیش‌ترین تأثیر را در میانگین تولید دارند.

ضمن این‌که سن درخت تأثیر منفی در تولید دارد. فیض آبادی و یزدانی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به تعیین اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید در صنعت مرغداری شهرستان سبزوار پرداخته‌اند. در این پژوهش بمنظور تعیین اثر چهار نهاده‌ی دان، دارو ، سوخت و نیروی کار بر روی میانگین و ریسک تولید، از روش"مبنی بر گشتاور" استفاده شده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که هر چهار نهاده اثری مثبت و معنی‌دار روی میانگین تولید دارند، ولی از میان این چهار نهاده، دو نهاده‌ی دان و نیروی‌کار تاثیر مثبت و نهاده‌های دارو و سوخت تاثیری منفی و معنی‌دار روی ریسک تولید دارند. ترکمانی (۱۳۸۸) به بررسی اثرات بیمه‌ی محصولات کشاورزی در کاهش ریسک و نابرابری درآمدی بهره‌برداران استان فارس پرداخته است. برآورد درجه‌ی ریسک‌گریزی بهره‌برداران عضو نمونه‌ی مورد مطالعه نشان داد که بیمه بر چگونگی نگرش کشاورزان به مخاطره تأثیر گذاشته و موجب کاهش سطح ریسک‌گریزی آن‌ها شده است. افزون بر این، محاسبه و مقایسه‌ی ضرایب جینی نمایانگر تأثیر مثبت بیمه‌ی محصولات کشاورزی بر کاهش نابرابری بهره‌برداران کشاورزی است. برآورد تابع تقاضا نشان داد که سطح زیرکشت گندم، نسبت غرامت به حق بیمه، درجه‌ی ریسک‌گریزی، تحصیلات، تجربه، سن و مالکیت مزرعه بر تقاضای بیمه تأثیر مثبت دارد. در نهایت، بررسی عامل‌های مؤثر بر گرایش بهره‌برداران به مخاطره، در نمونه‌ی مورد مطالعه نشان داد که کار تمام وقت افراد خانوار، روش آبیاری مورد استفاده، بیمه‌ی محصولات کشاورزی، اعتبارات و مالکیت زمین بر گرایش آنان به مخاطره تأثیر مثبت دارد. ساها (۲۰۰۱) بمنظور بررسی اثر نهاده‌ها بر میانگین و ریسک تولید دو نوع رقم پر بازده و بومی برنج در بنگال غربی، تابع تولید پیشنهادی جاست و پاپ را بکار برد و به این نتیجه رسید که به طور میانگین رقم پر بازده محصول بیش‌تری نسبت به رقم بومی تولید می‌کند، ولی ریسک تولید را افزایش می‌دهد. هم‌چنین، مصرف کود شیمیایی باعث افزایش ریسک تولید نمی‌شود. نتیجه‌ی مطالعه‌ی علیمی و وال (۲۰۰۵) نشان داد که مهم‌ترین منابع ریسک از نقطه نظر کشاورزان نیجریه قیمت ستاده و پس از آن قیمت نهاده است. سایر منابع ریسک به ترتیب اهمیت عبارتند از: خشکسالی، آفات و بیماری‌ها، عدم دسترسی به سرمایه و سرقت. هم‌چنین، این مطالعه نشان داد که کشاورزان در بکارگیری راهبردهای مدیریت ریسک ضعیف عمل می‌کنند زیرا بسیاری از این راهبردها در دسترس کشاورز نمی‌باشند. مطالعه‌ی انجام شده در مورد ذرت‌کاران نیجریه نشان داد که آن‌ها چهار دسته از ریسک‌ها شامل ریسک بلایای طبیعی، ریسک‌های اجتماعی، ریسک‌های اقتصادی و ریسک‌های فناوری مواجه می‌باشند. در این مطالعه نیز سعی بر آنست تا با بهره‌گیری از روش ارایه شده به وسیله‌ی جاست و پاپ و تابع تولید تعیم‌یافته تاثیر تنوع زیستی زراعی به عنوان یک نهاده‌ی تولیدی بر میانگین و ریسک تولید گندم کشاورزان شهرستان مشهد مورد بررسی و ارزیابی قرار بگیرد.

مواد و روش‌ها

داده‌های اصلی این مطالعه به روش پیمایشی و از راه تکمیل ۱۰۲ پرسشنامه از کشاورزان گندم‌کار شهرستان مشهد بدست آمده است. با توجه به این‌که حجم جامعه‌ی مورد بررسی (تعداد گندم‌کاران شهرستان مشهد) معین نمی‌باشد، برای نمونه‌گیری از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده استفاده شده است. تعداد افراد نمونه با استفاده از فرمول کوکران به صورت زیر محاسبه شده است:

$$n = \frac{Z^2 \delta^2}{d^2}$$

که در آن d مقدار اشتباه مجاز (خطای مجاز)، Z مقدار متغیر نرمال واحد متناظر با سطح اطمینان $1-\alpha$ و δ^2 واریانس متغیر مورد مطالعه است. در این مطالعه اندازه‌ی z با سطح اطمینان ۹۵ درصد تعیین شده است. متغیر مورد مطالعه در این بررسی سطح زیر کشت با واریانس ۷۲۵/۰۳ و کران خطا معادل ۱۴ در نظر گرفته شده است. بر اساس نتایج برآورد رابطه‌ی بالا میزان حجم نمونه ۱۰۲ نفر بدست آمده است. که این تعداد از میان کشاورزان گندمکار شهرستان مشهد به صورت تصادفی انتخاب و پرسشنامه طراحی شده از آن‌ها تکمیل گردیده است. در این مطالعه، بمنظور بررسی تاثیر تنوع زیستی زراعی بر ریسک تولیدی از مدل ارایه شده به وسیله‌ی جاست و پاپ استفاده شده است. با توجه به این فرض که اثر یک نهاده بر ریسک تولید (واریانس تولید) ممکن است صعودی، نزولی و یا ثابت باشد، این دو پژوهشگر نشان دادند که توابع تولید کاب داگلاس، ترانسدنتال و غیره با فرم متداول، فرض بالا را برآورده نمی‌سازند. در صورت کابرد این توابع، اثر یک نهاده بر واریانس تولید عیناً مشابه اثر آن بر میانگین تولید است و این دو اثر به یکدیگر وابسته‌اند. از آن‌جایی که تاثیر نهاده‌ها در واریانس تولید در عمل با تاثیر آن‌ها بر میانگین تولید تفاوت دارد، بمنظور بر طرف کردن مشکل یاد شده، جاست و پاپ نتیجه گرفتند که فرم ساده و منطقی تابع تولید باید دارای دو جزء باشد. یک جزء اثر نهاده‌ها را بر مقدار تولید انتظاری (عملکرد) توضیح می‌دهد و جزء دیگر اثر نهاده‌ها را روی واریانس تولید تشریح می‌کند. بنابراین، یک تابع مناسب، تابعی مانند $h(x)$ است که در آن جزء اخلال به صورت جمع‌پذیر وارد شود و این بر خلاف توابع متداول است که اجزای اخلال آن به صورت حاصل ضرب وارد می‌شوند (آنتی و کریسمن، ۱۹۹۰). یکی از انواع این توابع به فرم زیر است:

$$Y = f(x) + h^{1/2}(x)\varepsilon \qquad E(\varepsilon) = 0 \qquad V(\varepsilon) = 1 \qquad (۱)$$

که در آن Y میزان تولید، f(X) میانگین تولید، X بردار نهاده‌ها، h(X) واریانس تولید و ε جمله پسماند با میانگین صفر و واریانس یک است. بنابراین، تابع تولید تصادفی دارای دو جز قطعی و تصادفی است. جز قطعی یا f(X) آثار نهاده‌ها را بر میانگین تولید و جز تصادفی یا $h^{1/2}(X)$ این

آثار را روی واریانس تولید نشان می‌دهد. f و h می‌تواند به فرم کاب داگلاس، ترانسندتال، ترانسلوگ و غیره باشند. البته، برای استفاده از این توابع باید شرط لازم (جمع‌پذیر بودن اجزای اخلال) برقرار باشد. جاست و پاپ در مقاله‌ی خود ثابت کردند که فرض مورد نظر به وسیله‌ی کاب داگلاس برآورده می‌شود (آنتی و کریسمن،۱۹۹۰). هم‌چنین، همان گونه که بیان شده است، در این رابطه h(X) بیانگر واریانس متغیر وابسته است زیرا:

$$\begin{aligned} Var(Y) &= E\left[Y - E(Y)\right]^2 \\ &= E\left[f(X) + h^{1/2}(X)\varepsilon - f(X) \right]^2 \\ &= E\left[h^{1/2}(X)\varepsilon \right]^2 \\ &= h(X)E(\varepsilon^2) \end{aligned} \qquad (۲)$$

اثر نهاده‌ی i ام بر واریانس تولید برابر خواهد بود با:

$$\delta Var Y / \delta X_i = h_i(X) \qquad (۳)$$

بنابراین، اثر نهاده‌ی i ام بر واریانس تولید ممکن است مثبت، منفی و یا خنثی باشد. با توجه به این‌که h(X) مبین واریانس Y است، لازم است که به صورت $h^{1/2}(X)$ در تابع منظور شود. حال آن‌که h(X) خود تابعی از متغیرهای توضیحی است؛ لذا، واریانس Y، یعنی h(X) با مشکل واریانس ناهمسانی مواجه بوده و این مسئله در برآورد تابع مورد توجه قرار می‌گیرد. بمنظور برآورد تابع یادشده و دستیابی به برآوردگرهای سازگار با ویژگی‌های مطلوب، جاست و پاپ یک روش سه مرحله‌ای برآورد را برای بررسی اثر ریسک روی مصرف نهاده‌ها بدین صورت بکار برده‌اند. در مرحله‌ی نخست تابع مورد نشر به صورت زیر در نظر گرفته شده است و برآورد می‌گردد.

$$\begin{aligned} &Y = f(X_i,\alpha) + \varepsilon^*, \varepsilon = h^{1/2}(X,\beta) \\ &Y = \alpha_0 X_1^{\alpha_1} X_2^{\alpha_2} .....X_n^{\alpha_n} + \varepsilon^* \end{aligned} \qquad (۴)$$

در مرحله‌ی دوم اجزای اخلال از رابطه‌ی $\varepsilon^* = Y - f(X_i,\alpha)$ محاسبه گردیده و به کمک روش حداقل مربعات معمولی رابطه‌ی زیر برآورد شده است.

$$Ln\left|\varepsilon^*\right| = \beta_0 + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + ...\beta_n \ln X_n + e \qquad (۵)$$

که در این رابطه e جمله‌ی اخلال و شرایط بیانگر تاثیر نهاده‌ها در ریسک تولیدی هستند. بخش سوم یا مرحله‌ی سوم از رگرسیون سه مرحله‌ای برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس و بررسی تاثیر نهاده‌ها بر میانگین تولید اجرا می‌شود. در این مرحله برای برطرف ساختن مشکل ناهمسانی

واریانس از روش حداقل مربعات غیر خطی وزنی استفاده می‌شود که در آن ابتدا متغیرهای اولیه با وزن $h^{1/2}(x,\beta)$ به متغیرهای وزنی تبدیل می‌شوند (بر جمله اخلال بدست آمده از مرحله‌ی دوم رگرسیون تقسیم می‌شوند) و سپس با کمک روش حداقل مربعات غیرخطی، متغیر وابسته وزنی بر متغیرهای توضیحی وزنی رگرس و ضرایب برآورد می‌شوند که در آن ضرایب β بیانگر نوع اثر نهاده‌ها بر میانگین تولید می‌باشد.

نتایج و بحث

معرفی نمونه- در این بخش برخی از خصوصیات اقتصادی و اجتماعی نمونه مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش خصوصیات اجتماعی، سن، میزان تحصیلات، تعداد افراد خانوار، تعداد افراد مرد خانوار، تعداد افراد شاغل خانوار و سابقه‌ی کشاورزی بررسی و در بخش خصوصیات اقتصادی درآمد سالانه از بخش غیر کشاورزی و درآمد سالانه از بخش‌های گوناگون کشاورزی نمونه مورد بحث، قرار گرفته است. شرح کلی بررسی آماری خصوصیات اقتصادی و اجتماعی نمونه‌ی مورد نظر در جدول ۱ درج شده است. بر اساس داده‌های جدول یاد شده، میانگین سن و میزان تحصیلات به ترتیب، ۴۵/۶۲ و ۹/۴۵ سال و میانگین تعداد افراد خانوار، تعداد افراد مرد خانوار و تعداد افراد شاغل در خانوار به ترتیب، ۵/۴۱ ، ۲/۷ و ۲/۵ نفر می‌باشد. بیش‌ترین فراوانی در سن افراد، سن ۵۰ سال، بیش‌ترین فراوانی در خصوص تحصیلات، تحصیلات دیپلم (معادل ۱۲ سال تحصیل)، بیش‌ترین فراوانی در تعداد افراد خانوار، تعداد افراد مرد خانوار و تعداد افراد شاغل خانوار به ترتیب ۵ ، ۲ و ۲ نفر می‌باشد. در خصوص سابقه‌ی کشاورزی افراد نیز آماره مد یا بیش‌ترین فراوانی افراد مربوط به سال است. بیش‌ترین انحراف معیار یا پراکنش در خصوص متغیر سن وجود داشته است که با توجه به دامنه‌ی تغییرات وسیعی که این متغیر داراست، بدیهی می‌باشد.

برآورد تاثیر تنوع زیستی زراعی بر ریسک تولیدی گندم‌کاران شهرستان مشهد

در این بخش به بررسی تاثیر تنوع زیستی زراعی بر ریسک تولیدی گندمکاران دشت مشهد با کاربرد تابع تولید تصادفی تعمیم یافته پرداخته شده است. این تابع نخستین‌بار به وسیله‌ی جاست و پاپ ارایه شده است. این پژوهشگران نشان دادند که یک تابع تولید مناسب برای بررسی عوامل موثر بر ریسک باید هشت فرض اساسی را برآورده سازد. یکی از این فرض‌ها این است که اثر یک نهاده بر ریسک تولیدی (واریانس تولید) ممکن است صعودی، نزولی یا ثابت باشد. با توجه به این فرض، ثابت کردند که توابع تولید معمولی با فرم‌های کاب – داگلاس، ترانسندنتال و غیره، فرض بالا را برآورده نمی‌سازند و در صورت کاربرد این توابع، اثر یک نهاده بر واریانس تولید، مشابه اثر آن بر میانگین تولید بوده و این دو اثر به یک‌دیگر وابسته‌اند زیرا تاثیر نهاده‌ها بر واریانس تولید، در عمل با اثر آن‌ها

بر میانگین تولید تفاوت دارد. همان‌گونه که در فصل پیش اشاره شد، برآورد این تابع شامل سه مرحله است. جهت انجام مرحله اول رگرسیون، یا برآورد جزء قطعی ($F(x)$) جزء مشخصه‌ی تابع، از تابع کاب- داگلاس که بر اساس نظر جاست و پوپ، دارای شرایط لازم برای تفکیک اثر نهاده‌ها بر میانگین و واریانس تولیداند، استفاده شده است. در این بحث، ابتدا لازم است تا تابع تولید گندم محاسبه شود. بدین منظور فرم‌های تابعی کاب- داگلاس، ترانسندنتال، ترانسلوگ و درجه‌ی دوم برای داده‌های بدست آمده از پیماش انجام شده محاسبه شد و در نهایت تابع کاب- داگلاس به عنوان سازگارترین الگو در نظر گرفته و محاسبه شد. نتایج بدست آمده از برآورد این تابع به شرح جدول (۲) می‌باشد. بر اساس نتایج ارایه شده در جدول ۲، متغیرهای کود میکرو، کود دامی، تعداد نیروی کار، میزان استفاده از ماشین‌آلات و متغیر تنوع زیستی دارای تاثیرگذاری منفی بر میزان تولید می‌باشند. عوامل دیگری که منجر به کاهش میزان تولید شده است، مصرف مقادیر بیش‌تر کودهای میکرو و کودهای دامی است. بررسی بیانگر این مهم است که با افزایش اندازه‌ی این نهادها، تولید کاهش یافته است. استفاده از ماشن‌آلات در تولید گندم نیز تاثیر منفی بر میزان تولید داشته است. روی هم رفته، می‌توان این‌گونه استنتاج کرد که این سه نهاده‌ی تولیدی در ناحیه‌ی سوم تولید قرار دارند، یعنی با افزایش آن‌ها تولید نهایی منفی شده و میزان تولید کل کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، متغیر مجازی تنوع زیستی که به صورت یک متغیر دو حالتی (دارا بودن تنوع زیستی و نبود تنوع زیستی) در مدل وارد شده است نیز دارای تاثیرگذاری منفی بر میزان تولید است، یعنی افرادی که فاقد تنوع زیستی زراعی بوده‌اند، دارای سطوح بالاتری از تولید هستند. این مهم را می‌توان در اثر واکنش متقابل کشت چند واریته بر هم دانست. در کشت واریته‌های گوناگون به گونه‌ی هم‌زمان نیاز است که کشاورزان در خصوص نیازهای هر واریته و خصوصیات آن دارای آگاهی‌های بیش‌تر باشند. این در حالی است که بیش‌تر کشاورزان این اطلاع را دارا نبوده و با میانگین‌گیری بین نیاز واریته‌ها آن‌ها را کشت می کنند. این مسئله کاهش میزان تولید این نوع کشت می‌انجامد. سایر متغیرها دارای تاثیرگذاری مثبت بر میزان تولید هستند. در خصوص نهاده‌های فیزیکی مورد استفاده که دارای تاثیرگذاری مثبت بر میان تولید بوده‌اند، این گونه استنباط می‌شود که آن‌ها در ناحیه‌ی دوم یا اول تولید قرار دارند که با افزایش آن‌ها میزان تولید افزایش می‌یابد. میزان R^2 بالا بیانگر توانایی زیاد مدل برای توضیح و برازش متغیر وابسته است. به بیان دیگر، ۹۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله‌ی متغیرهای توضیحی وارد شده در الگو (متغیرهای معنی‌دار) توضیح داده می‌شود و تنها ۱۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته در اثر عوامل وارد نشده در الگو ایجاد شده است. هم‌چنین، با توجه به مقدار آماره‌ی F محاسبه شده که به لحاظ آماری نیز در سطح یک درصد معنی‌دار است، می‌توان نتیجه گرفت که تمام متغیرهای لحاظ شده در مدل به گونه‌ی درست بکار رفته‌اند و توانایی توضیح متغیر وابسته را

دارند. مقدار آماره‌ی دوربین- واتسون محاسباتی بیانگر نبود خود همبستگی میان عوامل اخلال در الگوست. به لحاظ معنی‌داری ضرایب نیز متغیرهای میزان کود دامی مصرفی، میزان آب مصرفی و تنوع زیستی دارای معنی‌داری در سطح ۵ درصد هستند و متغیر سطح زیرکشت دارای معنی داری در سطح ۱ درصد است. درباره‌ی نتایج مرحله‌ی نخست رگرسیون ذکر این نکته ضروری است که برای مقایسه‌ی اثر نهاده‌ها بر میانگین تولید با اثر آن‌ها بر ریسک تولید، از حذف متغیرهای غیر معنی‌دار در رگرسیون فوق خودداری شده است. پس از استخراج جمله‌ی اخلال رگرسیون نخست، بر اساس روش گفته شده در فصل پیش، به برآورد مرحله‌ی دوم از رگرسیون سه مرحله‌ای (برآورد جزء تصادفی تولید) پرداخته شد است. ضرایب برآورد شده در این مرحله بیانگر نوع اثر نهاده‌ها بر ریسک تولیدی خواهند بود. نتایج بدست آمده از برآورد رگرسیون مرحله‌ی دوم به شرح جدول ۳ می‌باشد. همان‌گونه که نشان داده شده است، میزان آماره‌ی R^2 و دیگر شاخص‌های نیکویی برازش پایین هستند که این مسئله دور از انتظار نیست. در ادبیات این مدل نیز نتایج مشابهی بدست آمده است. نتایج این مرحله بیانگر این مهم هستند که کاربرد بیش‌تر نهاده‌های آب، کود میکرو، کود فسفاته، کود پتاسه، نیروی‌کار، ماشین‌آلات، سطح زیرکشت و کود دامی میزان ریسک تولیدی را افزایش می‌دهد. از میان این متغیرها تنها تاثیر متغیرهای کود دامی، سطح زیرکشت، میزان استفاده از ماشین‌آلات و آب مصرفی معنی‌دارند. هم‌چنین، اثر متغیرهای تنوع زیستی زراعی و کود ازته بر افزایش ریسک تولیدی منفی است. با توجه به کمبود آب در منطقه‌ی دشت و آگاه بودن از این مسئله که این دشت از جمله دشت‌های ممنوعه‌ی استان بشمار می‌رود، نهاده‌ی مصرفی آب می‌تواند از ریسکی‌ترین نهاده‌ها بشمار آید. در مورد کودهای شیمیایی و سموم دفع آفات به راحتی نمی‌توان اظهار نظر کرد. آنتی و کریسمن (۱۹۹۰) در توجیه این مطلب بیان کرده‌اند که در کوتاه مدت ممکن است بهره برداران در کاربرد نهاده‌های مدرن مانند کود به صورت ناکارا عمل کنند، اما در طول زمان و به موازات کسب تجربه و آشنایی بیش‌تر با خصوصیات این فناوری‌ها، کارایی بهره برداران افزایش می‌یابد و در نتیجه نهاده‌ای که در مراحل ابتدایی اثری فزاینده و مثبت بر ریسک داشت، ممکن است در نهایت نسبت به ریسک اثر کاهنده یا خنثی پیدا کند. نهاده‌ی کود حیوانی اثر مثبت بر ریسک تولید دارد؛ به بیان دیگر، با افزایش بکارگیری این نهاده ریسک تولید افزایش خواهد یافت. در خصوص این نهاده می‌توان گفت، از آن‌جایی که استفاده از کودهای حیوانی از زمان گذشته در میان کشاورزان مرسوم بوده و به وفور نیز در منطقه یافت می‌شود، لذا، این نهاده می‌تواند ریسک تولیدی را افزایش دهد. یکی از عامل‌های اساسی در این مطالعه وجود تنوع زیستی است که منجر به کاهش ریسک تولیدی شده است. افرادی که به لحاظ تولیدی تنوع زیستی زراعی را در بعد ژنتیکی رعایت کرده و چند واریته‌ی گوناگون از گندم را کشت نموده‌اند، ریسک تولیدی کم‌تری داشته‌اند. علت این

مهم را می‌توان در خصوصیات این نوع کشت دانست. با کشت چند واریته به گونه‌ی هم‌زمان، در صورت بروز مشکل و نقصان در یک واریته، تولید واریته‌ی دیگر می‌تواند جایگزین باشد. هم‌چنین، از آن‌جایی که واریته‌های گوناگون عملکردهای متفاوتی دارند، می‌توانند یک هم‌پوشانی ایجاد کنند. در خصوص استفاده از ماشین آلات که داری تاثیرگذاری مثبتی بر ریسک تولیدی هستند، می‌توان چنین اظهار نظر نمود که کاربرد ماشین‌آلات هم نیاز به تخصص و هم نیاز به به سرمایه دارد. داشتن سرمایه و تخصص تفاوت زیادی را بین کشاورزان ایجاد می‌کند؛ هم‌چنین، تخصص لازم در خصوص استفاده از ماشین آلات نیز به عنوان یک فناوری نوین ایجاد ریسک تولیدی عمل می‌کند و نیروی کار هم افزایش دهنده‌ی ریسک تولیدی است. علت این مسئله را می‌توان در اثر بکارگیری نیروی کار ناماهر در فرآیند تولید دانست که منجر به افزایش ریسک تولیدی می‌شود. سطح زیرکشت نیز منجر به افزایش ریسک تولیدی شده است. علت آن را نیز می‌توان در اثر مسایل مدیریتی ایجاد شده در خصوص فرآیند تولید در مزارع بزرگ مقیاس دانست. مرحله‌ی سوم این رگرسیون برای رفع مشکل واریانس ناهمسانی و بررسی تاثیر نهاده‌ها در میانگین تولیدی اجرا می‌شود. در این مرحله، برای برطرف ساختن ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات غیرخطی وزنی استفاده می‌شود. بمنظور محاسبه‌ی این رگرسیون نخست لازم است که کلیه‌ی متغیرها به متغیرهای وزنی تبدیل شوند که برای این تبدیل آن‌ها بر جز اخلال بدست آمده از مرحله‌ی دوم رگرسیون تقسیم می‌شود. سپس با کمک روش حداقل مربعات غیر خطی، متغیر وابسته وزنی بر متغیرهای توضیحی رگرس شده و ضرایب برآورد می‌گردند. این ضرایب بیانگر نوع اثر نهاده‌ها بر میانگین تولید هستند. نتایج بدست آمده از این برآورد در جدول ۴ درج شده است. نتایج این مطالعه بیانگر این مهم است که تاثیرگذاری نهاده‌های سطح زیرکشت، میزان کود پتاسه مصرفی، میزان کود میکرو مصرفی، آب مصرفی و تنوع زیستی زراعی بر میانگین تولید و ریسک تولیدی مشابه است. سایر نهاده‌ها در دو الگو دارای تاثیرگذاری عکس می‌باشند، یعنی در حالتی که میانگین تولید را افزایش می‌دهند، ریسک تولیدی را کاهش خواهند داد. هم‌چنین، متغیرهای ماشین‌آلات، کود میکرو، کود دامی، کود فسفاته، تنوع زیستی زراعی و تعداد نیروی کار دارای تاثیرگذاری منفی بر میانگین تولید هستند. در خصوص متغیر ماشین آلات می‌توان این‌گونه اظهارنظر کرد که استفاده‌ی بیش‌تر از ماشین‌آلات تاثیرگذاری منفی بر میزان تولید دارد و تاثیر آن در این مطالعه مشاهده شده است. کود فسفاته و کود دامی نیز از آن‌جایی که نهاده‌های در دسترس هستند و به میزان بیش‌تری از آن‌ها استفاده می‌شود، با افزایش خود منجر به کاهش میانگین تولید خواهند شد. در خصوص نیروی کار نیز افزایش این نهاده منجر به کاهش میانگین تولیدی می‌شود که علت آن را می‌توان در تاثیر استفاده از نیروی کار ناماهر دانست. زمانی که کشاورزان بیش‌تر به این نهاده نیاز داشته و کم‌تر از ماشین‌آلات استفاده کنند، احتمال

استفاده از نیروی کار ناماهر و کم مهارت افزایش یافته که منجر به کاهش میانگین تولید می‌شود. متغیر مجازی تنوع زیستی زراعی نیز دارای تاثیرگذاری منفی بر میانگین تولید بوده است، یعنی افرادی که دارای تنوع زیستی زراعی در بعد ژنتیکی بوده‌اند، میانگین تولید کم‌تری داشته‌اند. علت آن را می‌توان در نداشتن داده‌های کافی کشاورزان در خصوص کشت چند واریته به گونه‌ی هم‌زمان، نیازها و بر هم کنش آن‌ها دانست که در تابع تولید اولیه نیز به چشم می‌خورد. بر اساس آماره‌های ارایه شده، این الگو دارای نیکویی برازش بسیار بالایی است. مقایسه‌ی نتایج بدست آمده از این مطالعه با مطالعات انجام شده به وسیله‌ی قربانی، ترکمانی و سایر مطالعات انجام شده تطبیق داشته و تفاوت‌های ایجاد شده ناشی از تفاوت نمونه‌ها و ساختار جامعه‌ی آماری مورد بررسی است.

نتیجه‌گیری

براساس نتایج و یافته‌های مطالعه می‌توان به نکات زیر اشاره نمود:

میزان آب مصرفی دارای تاثیرگذاری منفی بر ریسک تولیدی کشاورزان است. با توجه به وقوع خشکسالی‌ها و کمبود آب موجود، مدیریت تقاضای آب برای حل این مشکل پیشنهاد می‌گردد. استفاده از روش‌های نوین آبیاری هم‌چون آبیاری تحت فشار می‌تواند یکی از روش‌های موثر مدیریت تقاضای آب در بخش کشاورزی باشد. نتایج این مطالعه بیانگر این موضوع است که وجود تنوع زیستی زراعی منجر به کاهش ریسک تولیدی کشاورزان می‌شود. لذا، ترویج کشت چند واریته به گونه‌ی هم‌زمان بمنظور ایجاد تنوع زیستی زراعی در بعد ژنتیکی منجر به کاهش ریسک تولیدی کشاورزان خواهد شد. هم‌چنین، این متغیر منجر به کاهش میزان میانگین تولید نیز می‌شود. لذا، باید در خصوص کاربرد چند واریته به گونه‌ی هم‌زمان داده‌های بیش‌تری در اختیار کشاورزان قرار گیرد. این مسئله مستلزم برگذاری کلاس‌های ترویجی و ارتباط هر چه بیش‌تر و مستمرتر بین کشاورزان و مهندسین ناظر است. بر اساس نتایج این بررسی، استفاده از کودهای شیمیایی روی هم رفته، افزایش دهنده‌ی ریسک تولیدی است. علت آن را می توان در ناآشنایی کشاورزان با این نهاده دانست. گرچه مدت‌هاست این نهاده در اختیار کشاورزان قرار گرفته، ولی هنوز روش استفاده‌ی درست از آن به کشاورزان آموزش داده نشده؛ لذا، در این خصوص نیز نقش ترویج بسیار مهم خواهد بود.

پرتال جامع علوم انسانی

References

1- Abdolshahi, A. and Soltani, Gh. 2000. surveying about farmers risk awareness with utilized empirical, econometrical and risky programming methods. *Journal of natural resources*. No1(4). Pages 11-21.

2- Alimi, T. and Wall, A. 2005. Risk and risk management strategies in onion production in Kebbi state of Nigeria. Journal of Social Sciences, 10(1):1-8.

3- Antle, J. M. and Crissman, C.C. 1990. Risk, efficiency and adoption of modern crop varieties: evidence from the Philippines, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. (38) 3.

4- Dillin, Y. L. and. Hardaker, J. B. 1986. Farm management research for small farms development, FAO Rome.

5- Feizabadi, Y. and Yazdani, S. 2009. determine effect of inputs on production risk in Aviculture industry: a case study of Sabzevar township. *Journal of Agricultural Economics Researches*. Vol 1 (3). Pages 53-57.

6- Ghorbani, M. and Jafari, F. 2009. surveying effective factors on crop risk frequency in north Khorasan. No 23. Pages 41-48.

7- Just, R. E. and Pope, R. D. 1978. Stochastic specification of production function and economic implication, *Journal of Econometrics*, Vol. (7) : 67-86 .

8- Moghadasi, R. And Yazdani, S. 1996. Risk in production function and survey factors impact. Collection of first Agricultural Economics Conferences. Sistan and Balochestan university.

9- Mousavi, S.N., Keshtkar, N.R. and Mahdipour, A. 2007. Analysis of effective factors on risk of Pistachio production, 6Th agricultural economics conferences. Mashhad.

10- Ranadhir, O. T. 1991. Influence of risk on input use in south Indian tank fed farms, *Indian Journal of Agricultural Economics* ,Vol.(41):53-67.

11- Saha, A. 2001. Risk in Hyv and traditional rice cultivation: a enquiry in west Bangal agricultural, *Indian Journal of Agricultural Economic*, Vol. (56): 57- 70.

12- Schawltz, T.W. 1975. The value of the ability to dead with disequilibria, *Journal of Economic Literature*, Vol (13)3 :827-846.

13- TahamiPor, M. 2008. surveying effective factors on production risk of pistachio in Zarand Township. *Journal of Agricultural Economic and Development*. No63. Pages 1-19.

14- Torkamani, J. 1996. interfering risk in crop planning. *Journal of Agricultural Economic and Development*. No15. Pages 113-130.

15- Torkamani, J. 2009. surveying agricultural production insurance in reducing risk and in users income unequality: a case study of Fars province. *Journal of Agricultural Economics Researches*. Vol 1(1). Pages17-34.

16- Torkamani, j. and Ghorbani, M. 1997. Effect of use inputs on production risk: implication of generalized production function. *Journal of Iran's Agriculture Science*. No2. Pages 37-42

پیوست

جدول ۱ - بررسی خصوصیات اجتماعی نمونه‌ی مورد بررسی

شاخص آماری / خصوصیت	میانگین	میانه	مد	انحراف معیار	بیشینه	کمینه
سن	۴۵/۶۲	۴۵	۵۰	۱۱/۴۸	۸۰	۲۵
میزان تحصیلات	۹/۴۵	۱۲	۱۲	۴/۶	۱۶	۰
تعداد افراد خانوار	۵/۴۱	۵	۵	۲/۳	۱۲	۲
تعداد افراد مرد در خانوار	۲/۷	۲	۲	۱/۴	۷	۱
تعداد افراد شاغل در خانوار	۲/۵	۲	۲	۱/۱۳	۶	۱
سابقه‌ی کشاورزی	۲۱/۶	۲۰	۲۰	۱۱/۶۵	۵۰	۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول۲- برآورد تابع تولید گندم در شهرستان مشهد

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t
ضریب ثابت	۱/۰۷	۰/۱۸	۵/۸*
لگاریتم سطح زیر کشت	۱/۰۶	۰/۰۴	۲۳/۹*
لگاریتم میزان کود ازته	۰/۰۶	۰/۰۵	۱/۱ns
لگاریتم میزان کود فسفاته	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۶۳ns
لگاریتم میزان کود پتاسه	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۳ns
لگاریتم میزان کود میکرو	-۰/۰۰۱	۰/۰۲	-۰/۰۸ns
لگاریتم میزان کود دامی	-۰/۰۲	۰/۰۰۸	-۲/۳**
لگاریتم میزان آب مصرفی	۰/۰۵	۰/۰۲	۲/۲**
لگاریتم تعداد نیروی کار	-۰/۰۰۱	۰/۰۳	-۰/۰۳ns
لگاریتم میزان استفاده از ماشین آلات	-۰/۰۲	۰/۰۱	-۱/۱۵ns
متغیر مجازی تنوع زیستی زراعی	-۰/۱۵	۰/۰۷	۲/۱**
$D-W = ۱/۷۵$	$F = ۶۰/۰۲^*$	$\bar{R}^2 = ۰/۸۹$	$R^2 = ۰/۹$

* معنی‌دار در سطح ۱درصد ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد ns بی‌معنی

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول۳- بررسی تاثیر نهاده‌های تولیدی بر ریسک تولیدی گندمکاران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
ضریب ثابت	۱/۱۷	۰/۳۷	۳/۱۵*
لگاریتم سطح زیر کشت	۰/۱۲	۰/۰۹	۱/۵***
لگاریتم میزان کود ازته	-۰/۰۰۵	۰/۱	-۰/۰۵ns
لگاریتم میزان کود فسفاته	۰/۱	۰/۰۹	۱/۱۳ns
لگاریتم میزان کود پتاسه	۰/۰۰۲	۰/۰۴	۰/۰۴ns
لگاریتم میزان کود میکرو	۰/۰۰۰۳	۰/۰۳	۰/۰۰۹ns
لگاریتم میزان کود دامی	۰/۰۴	۰/۰۲	۲/۶۷*
لگاریتم میزان آب مصرفی	۰/۱۶	۰/۰۴	۳/۸*
لگاریتم تعداد نیروی‌کار	۰/۱	۰/۰۶	۱/۵*
لگاریتم میزان استفاده از ماشین آلات	۰/۱	۰/۰۳	۳/۴*
متغیر مجازی تنوع زیستی زراعی	-۰/۱۱	۰/۱۵	-۰/۸
$D-W =$ ۱/۸۴	$F =$ ۲/۹۷*	$\overline{R}^2 =$ ۰/۱۶	$R^2 =$ ۰/۲۵

*معنی‌دار در سطح ۱ درصد ns بی معنی

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول۴- بررسی تاثیر نهاده‌های تولیدی بر میانگین تولید گندمکاران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
ضریب ثابت	۰/۱۲۵	۰/۰۵	۲/۴۸*
لگاریتم سطح زیر کشت	۱/۱۴	۰/۰۵	۲۵*
لگاریتم میزان کود ازته	۰/۱۴	۰/۰۶	۲/۲۶*
لگاریتم میزان کود فسفاته	-۰/۰۴	۰/۰۵	-۰/۸۵*
لگاریتم میزان کود پتاسه	۰/۰۴	۰/۰۲	۱/۶۵***
لگاریتم میزان کود میکرو	۰/۰۳	۰/۰۲	۱/۶۶***
لگاریتم میزان کود دامی	-۰/۰۴	۰/۰۱	-۳/۴*
لگاریتم میزان آب مصرفی	۰/۱۱	۰/۰۲	۴/۶*
لگاریتم تعداد نیروی کار	-۰/۰۶	۰/۰۳	-۲/۱۴**
لگاریتم میزان استفاده از ماشین آلات	-۰/۰۴	۰/۰۲	-۲/۷*
متغیر مجازی تنوع زیستی زراعی	-۰/۱۳	۰/۰۶	۲/۱**
$F =$ ۱۰۹۹/۵*	$\overline{R}^2 =$ ۰/۹۹		$R^2 =$ ۰/99

* معنی‌دار در سطح ۱درصد ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد *** معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد ns بی معنی

ماخذ: یافته‌های پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی