اقتصادکشاورزی و توسعه، سال شانزدهم، شماره ۶۳، پاییز۱۳۸۷

بررسی عوامل مؤثر بر ریسک تولید پسته در شهرستان زرند

مرتضی تهامی‌پور*

تاریخ دریافت: ۸۵/۹/۲۸ تاریخ پذیرش: ۸۶/۱۱/۲۵

چکیده

این مطالعه با اهدافِ تعیین آثار نهاده‌ها بر ریسک و میانگین تولید، مقایسه این دو اثر با یکدیگر و محاسبه پارامتر ریسک‌گریزی برای تولیدکنندگان پسته شهرستان زرند طی سالهای ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ انجام گرفت. برای بررسی نوع اثر نهاده ها بر ریسک تولید از روش ارائه شدهٔ جاست و پوپ (Jost & Pope, 1978) و برای بررسی خصوصیات ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری از روش موسکاردی و دی جنوری (Moscardi & Dejanvry,1997) استفاده شده است.

نتایج مطالعه نشان می‌دهد که نهاده‌های نیروی کار، سطح زیر کشت، کار ماشینی و سموم دفع آفات دارای اثر مثبت بر ریسک تولیدند که این اثر فقط برای نیروی کار معنیدار است. نهاده‌های کود شیمیایی، آب و کود حیوانی نیز دارای اثر منفی بر ریسک تولیدند که این اثر برای هر سه نهاده در سطح یک درصد معنیدار است. همچنین به استثنای نهاده کار ماشینی،

* پژوهشگر مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی
e-mail: mortezatahamipour@yahoo.com

Archive of SID

www.SID.ir

اثر بقیه نهاده‌ها بر میانگین تولید مثبت و این اثر به جز برای سطح زیرکشت، برای بقیه نهاده‌ها در سطح یک درصد معنیدار است. البته تأثیر منفی کار ماشینی معنیدار نیست. در بخش پایانی این مطالعه به تعیین پارامترهای مؤثر بر ریسک‌گریزی پرداخته و معلوم شد که متغیر سن اثر مثبت و متغیرهای سابقه، سطح زیر کشت و در آمد سالانه اثر منفی بر ریسک‌گریزی دارند.

طبقه بندی JEL: D81

کلید واژه‌ها:

ریسک، تابع تولید تصادفی، پسته، کشاورزی

مقدمه

افزایش جمعیت جهان و نیاز روزافزون به غذا از مهمترین مشکلات عصر حاضر است و لذا بخش کشاورزی به عنوان تأمین کننده اصلی نیازهای غذایی، همواره در جستجوی راههایی برای برطرف کردن این مشکل بوده است. از سوی دیگر شواهد بسیار حکایت از وجود ریسک یا مخاطره در کشاورزی دارد. 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 نهاده ها با ریسک روبه‌رو هستند (ترکمانی، ۱۳۷۵) و (Torkamani & Hardaker,1996).

نایت (به نقل از ترکمانی، ۱۳۷۷) برای نخستین بار بین ریسک و نبود حتمیت تمایز برقرار کرد. به باور او اگر نتایج احتمالی و احتمالات مربوط به وقوع یک حادثه مشخص نباشد، در محیط نبود حتمیت قرار داریم، در حالی که در مورد ریسک نتایج و احتمالات وقوع حادثه شناخته شده است.

از ریسک به عنوان عاملی مهم، مستمر و مؤثر بر رفتار کشاورزان در رفع عدم تعادل از کشاورزی سنتی ذکر شده است(Schultz, 1975). ریسک و نبود حتمیت موجب می‌گردند کشاورزان‌درفرایندتولیدعلاوه بر حداکثر کردن سود، هدفهایی چون حداقل کردن واریانسهای درآمد و کسب سود مطمئن را نیز در نظر بگیرند. همان طور که گفته شد، فعالیت کشاورزی با

Archive of SID

www.SID.ir

مخاطرات گوناگونی همراه است و نگرش بهره‌برداران کشاورزی به این خطرها متفاوت است. براین‌اساس‌وبه‌طورکلی‌می‌توان‌بهره‌برداران کشاورزی را به سه گروه ریسک‌گریز، ریسک‌پذیر و بی‌اعتنا به ریسک تقسیم کرد (Dillin & Hardaker, 1986; Ranadhir, 1991).

مطالعات مختلفی در مورد بررسی ریسک در کشاورزی با روشهای مختلف انجام گرفته است که در زیر به مواردی اشاره می‌شود که ارتباط بیشتری با موضوع و روش مورداستفاده در این مطالعه داشته‌اند.

مقدسی و یزدانی(۱۳۷۵) با بررسی اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید سیب‌زمینی‌کاران شهرستان فریدن به این نتیجه رسیدند که کود و میزان بذر مصرفی اثر فزاینده‌ای بر ریسک ندارد و تنها نهاده‌ای که اثر مثبت بر ریسک تولید دارد، نیروی کار است.

ترکمانی و قربانی(۱۳۷۶)اثر نهاده‌های مختلف را بر ریسک تولید گندمکاران شهرستان ساری به کمک توابع تولید تصادفی تعمیم‌یافته بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که تنها نهاده‌های بذر و نیروی کار اثر مثبت بر ریسک تولید دارند.

موسی‌نژاد و همکاران (۱۳۷۸) میزان کارایی و ریسک تولید سیب‌زمینی‌کاران شهرستانهای شیراز و کازرون استان فارس 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.

عبدالشاهی و سلطانی (۱۳۷۹) ریسک گریزی زارعان منطقهٔ همایجان از توابع شهرستان سپیدان استان فارس را با استفاده از مدلهای تجربی، اقتصادسنجی و برنامه‌ریزی ریسکی بررسی کردند. نتایج حاصل از تخمین تابع تولید تصادفی تعمیم‌یافته نشان داد که مصرف نهاده‌های نوین باعث کاهش ریسک می‌شود.

موسوی و همکاران(۱۳۸۶) در مطالعه‌ای تأثیر نهاده‌های تولید را در ریسک و میانگین تولید پسته‌کاران استان فارس بررسی کردند. نتایج تخمین جزء تصادفی تابع در مرحله دوم

Archive of SID

www.SID.ir

رگرسیون نشان داد که آب مصرفی، کود شیمیایی و سن درخت پسته رابطه غیرمستقیم با ریسک تولید دارند. همچنین بررسی جزء قطعی تابع نشان داد که آب مصرفی، کود حیوانی و شیمیایی و نیروی کار بیشترین تأثیر را در میانگین تولید دارند. ضمن اینکه سن درخت تأثیر منفی در تولید دارد.

جاست و پوپ (Just & Pope, 1978) برای بررسی تأثیر نهاده‌ها در ریسک تولید از روش تابع تولید تصادفی تعمیم‌یافته استفاده کردند و نتیجه گرفتند که کود شیمیایی اثر نهایی مثبتی بر نوسانهای عملکرد و محصول ذرت و یولاف دارد.

ساسمال(Sasmal,1993) آثار به کارگیری نهاده‌های مختلف را بر میانگین و ریسک تولید با کمک تابع تولید تصادفی تعمیم‌یافته مطالعه کرد و نتیجه‌گرفت که نهاده نیروی کار و بذر مرغوب موجب کاهش ریسک و نهاده کود شیمیایی موجب افزایش ریسک می‌گردد.

تکسلر و همکاران(Taxler & etal.,1995) به منظور تخمین پیشرفتهای ژنتیکی بر دو گشتاور (میانگین و واریانس) عملکرد گندم در دورهٔ ۱۹۵۰ -۱۹۸۶، تابع تولید جاست و پوپ را به کار بردند. نتایج آنها نشان داد که پیشرفتهای مداوم در ترویج و تولید واریته‌های بهتر، بهبود عملکرد در هکتار و ثبات تولید را به دنبال داشته است.

ساها (Saha,2001) به منظور بررسی اثر نهاده‌ها بر میانگین و ریسک تولید دو نوع رقم پربازده و بومی برنج در بنگال غربی، تابع تولید پیشنهادی جاست و پوپ را به کار برد و به این نتیجه رسید که به طور متوسط رقم پربازده محصول بیشتری نسبت به رقم بومی تولید می‌کند ولی ریسک تولید را افزایش می‌دهد. همچنین مصرف کود شیمیایی باعث افزایش ریسک تولید نمی‌شود.

در مطالعه حاضر اهدافی همچون بررسی اثر نهاده‌های مختلف بر ریسک تولید، مقایسه اثر نهاده‌ها بر میانگین تولید با اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید و بررسی جامعه مورد مطالعه از لحاظ خصوصیات ریسک‌پذیری و ریسک‌گریزی پیگیری می‌شوند.

Archive of SID

www.SID.ir

مواد و روشها

این تحقیق از نوع توصیفی می‌باشد و برای بررسی نوع اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید از مدل ارائه شدهٔ جاست و پوپ 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، دو محقق پیشگفته نشان دادند که توابع تولید کاب داگلاس، ترانسندنتال و غیره با فرم متداول، فرض فوق را براورده نمی‌سازند و در صورت کاربرد این توابع، اثر یک نهاده بر واریانس تولید عیناً مشابه اثر آن بر میانگین تولید است و این دو اثر به یکدیگر وابسته‌اند.

از آنجا که تأثیر نهاده‌ها در واریانس تولید عملاً با تأثیر آنها در میانگین تولید تفاوت دارد، به منظور برطرف ساختن مشکل فوق، جاست و پوپ نتیجه گرفتند که فرم ساده و منطقی تابع تولید باید دارای دو جزء باشد؛ یک جزء اثر نهاده ها را بر مقدار تولید انتظاری (عملکرد) توضیح می‌دهد و جزء دیگر اثر نهاده‌ها را روی واریانس تولید تشریح می کند. بنابراین یک تابع مناسب، تابعی مانند $h(x)$ است که در آن اجزای اخلال به صورت جمع‌پذیر وارد شوند و این بر خلاف توابع متداول است که اجزای اخلال آن به صورت حاصل‌ضرب در نظر گرفته می‌شوند(Antle & Crissman,1990). یکی از انواع این توابع به فرم زیر است:

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

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 جزء قطعی و تصادفی است. جزء قطعی یا $f(x)$ آثار نهاده‌ها را بر میانگین تولید و جزء تصادفی یا $h^{1/2}(x)$ این آثار را روی واریانس تولید نشان می دهد. h و f می‌توانند به فرم کاب داگلاس، ترانسندنتال، ترانسلوگ و غیره باشند؛ البته برای استفاده از این توابع باید شرط لازم (جمع‌پذیر بودن اجزای اخلال) برقرار باشد. جاست و پوپ در مقاله خود اثبات کردند که فرض مورد نظر توسط تابع کاب داگلاس براورده می‌شود.

همچنین همان‌طور که گفته شد، در این رابطه $h(x)$ مبین واریانس متغیر وابسته است، زیرا:

Archive of SID

www.SID.ir

$$Var(y)=E[y-E(Y)]^2 \qquad (۲)$$

$$=E[f(x)+h^{1/2}(x)\varepsilon - f(x)]^2$$

$$=E[h^{1/2}(x)\,\varepsilon]^2$$

$$=h(x)\,E(\varepsilon^2)$$

$$=h(x)\,V(\varepsilon)=h(x)$$

اثر نهاده iام بر واریانس تولید برابر خواهد بود با:

$$\delta Var\ y / \delta x_i = h_i(x) \qquad (۳)$$

بنابراین اثر نهاده iام 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 از آنجا که $h(x)$ خود تابعی از متغیرهای توضیحی است لذا واریانس y یعنی $h(x)$ با مشکل ناهمسانی مواجه بوده و این مسئله در براورد تابع مورد توجه قرار می‌گیرد. به منظور بر اورد تابع فوق و حصول براوردگرهای سازگار با ویژگیهای مطلوب، جاست و پوپ یک روش براورد سه‌مرحله‌ای را برای بررسی اثر ریسک روی مصرف نهاده‌ها بدین صورت به کار بردندکه در مرحله اول تابع مورد نظر به صورت:

$$Y=f(x_i\ ,\ \alpha)+\varepsilon^* \quad ,\ \varepsilon^*=h^{1/2}\ (x,\beta) \qquad (۴)$$

$$Y=\alpha_0\ x_1^{\alpha 1}x_2^{\alpha 2}\ \ldots\ x_n^{\alpha n}+\varepsilon^*$$

در نظر گرفته شد و با کمک روش حداقل مربعات غیر خطی (NLS) پارامترهای α براورد شدند. در مرحله دوم اجزای اخلال از رابطه $\varepsilon^*=Y - f(x_i,\alpha)$ محاسبه و به کمک روش حداقل مربعات معمولی (OLS) رابطه زیر براورد گردید.

$$Ln\ |\varepsilon^*|=\beta_0+\beta_1 \ln x_1+\beta_2 \ln x_2+\ldots+\beta_n \ln x_n +e \qquad (۵)$$

که در این رابطه e جمله اخلال و ضرایب مبین نوع تأثیر نهاده‌ها در ریسک تولیدند. قسمت سوم یا مرحله سوم از رگرسیون سه مرحله‌ای برای رفع مشکل ناهمسانی و بررسی تأثیر نهاده‌ها

Archive of SID

www.SID.ir

در میانگین تولید اجرا می شود. در این مرحله برای برطرف ساختن مشکل ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات غیر خطی وزنی (WNLS) استفاده می‌شود که در آن ابتدا متغیرهای اولیه با وزن $h^{1/2}(x,\beta)$ به متغیرهای وزنی تبدیل می‌شوند(بر جمله اخلال به‌دست آمده از مرحله دوم رگرسیون تقسیم می شوند) و سپس با کمک روش حداقل مربعات غیرخطی، متغیر وابسته وزنی بر متغیرهای توضیحی وزنی رگرس و ضرایب براورد می گردند که در آن ضرایب β مبین نوع اثر نهاده‌ها بر میانگین تولیدند.

در قسمت دیگری از این مطالعه به بررسی خصوصیات ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری جامعه مورد مطالعه پرداخته می شود. روش مورد استفاده منطبق بر روش موسکاردی و دی جنوری(۱۹۹۷) است. در این روش پارامتر ریسک‌گریزی که خود تابعی از خصوصیات اقتصادی – اجتماعی بهره‌برداران است، به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$K(S) = \frac{1}{\theta}\left[1 - \frac{P_i X_i}{P.F_i.M_Y}\right] \qquad (۶)$$

که در آن K(S) پارامتر ریسک‌گریزی، θ ضریب تغییرات عملکرد (که از تقسیم انحراف معیار بر میانگین مربوط محاسبه می‌شود)، P_i و X_i قیمت و مقدار به کار رفته از نهاده i ام در تولید (که عمده‌ترین سهم در هزینه متغیر را دارند)، p قیمت محصول، F_i کشش جزئی تولید برای نهاده i ام و M_Y میانگین عملکرد محصول است. بنابراین، پارامتر فوق را می‌توان برای کلیه افراد مورد مطالعه محاسبه کرد و مقدار بالاتر برای K به مفهوم ریسک‌گریزی بیشتر (ریسک‌پذیری کمتر) خواهد بود.

داده‌ها

جامعه آماری مورد نظر در این مطالعه پسته‌کاران شهرستان زرند از شهرستانهای استان کرمان با سطح زیر کشتی حدود ۴۵ هزار هکتار است. روش نمونه‌گیری روش خوشه‌ای دو مرحله‌ای می‌باشد که خوشه‌های اصلی آن منابع آبی یا چاههای بهره‌برداری و

Archive of SID

www.SID.ir

خوشه‌های فرعی آن، بهره‌برداران پسته کار هستند. در مرحله اول با استناد به روابط و فرمولهای نمونه‌گیری، تعداد ۴۵ حلقه چاه انتخاب و در مرحله بعد تعداد ۲-۶ پرسشنامه از بهره‌برداران هر حلقه چاه تکمیل گردید. در نهایت پس از حذف پرسشنامه‌های ناقص، تعداد ۱۸۰ پرسشنامه تکمیل شد. گفتنی است که به دلیل سال‌آوری محصول پسته، پرسشنامه‌ها با اطلاعات دو سال ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ تکمیل گردید و سپس میانگین این دو سال در محاسبات مدنظر قرار گرفت. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم افزارهای Eviews و Excel استفاده شد. توصیف آماری متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. میانگین، حداقل ، حداکثر و انحراف معیار متغیرهای مطالعه

نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
تولید (کیلوگرم)	۱۴۷۵	۱۸۴۴	۱۱۷۲۹	۲۳
آب (متر مکعب)	۱۰۲۵۰	۱۵۲۹۹	۱۳۱۶۲۵	۹۷
نیروی کار(نفر روز)	۵۳	۴۴	۳۱۰	۴
کودشیمیایی(کیلوگرم)	۱۶۳۱	۱۰۴۶	۲۰۰۰۰	۰
کار ماشینی (ساعت)	۲۷	۴۱	۳۸۰	۰
سموم دفع آفات (لیتر)	۱۰	۷	۷۰	۰
کودحیوانی (تن)	۱۱	۲۴	۲۰۰	۰
سطح زیر کشت (هکتار)	۰/۸۸	۰/۸۹	۵	۰/۱۲۵

مأخذ: داده‌های تحقیق

نتایج و بحث

بررسی جدول ۱ نشان می‌دهد که میانگین مصرف آب بسیار زیاد می‌باشد، در حالی که میانگین سطح زیرکشت بسیار کم و نشاندهنده این است که اکثریت حجم نمونه را خرده‌مالکان تشکیل می‌دهند. میانگین مصرف کودها به توصیه‌های کارشناسان نزدیک است، اما میزان مصرف سموم بالاست. رقم بالای ساعات استفاده از ماشین، با توجه به پایین بودن متوسط سطح زیرکشت، نشان می‌دهد که کشاورزان درحد بالایی از ماشین آلات استفاده می‌کنند.

Archive of SID

www.SID.ir

جهت انجام مرحله اول رگرسیون، یا براورد جزء قطعی F(x) (جزء مشخصه تابع)، از تابع کاب داگلاس - که طبق نظر جاست و پوپ(۱۹۷۸)، دارای شرایط لازم برای تفکیک اثر نهاده‌ها بر میانگین و واریانس تولید است - استفاده شد. نتایج این براورد در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲. نتایج براورد مرحله اول رگرسیون (جزء مشخصه تابع تولید)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
جزء ثابت	۶/۰۱**	۰/۵۷	۱۰/۴۹
سموم دفع آفات	-۰/۰۳	۰/۰۲	-۱/۵۴
کود حیوانی	۰/۰۲	۰/۰۲	۱/۲۱
سطح زیر کشت	۰/۸۱**	۰/۱۰	۸/۴۱
کود شیمیایی	۰/۰۷**	۰/۰۳	۲/۲۳
نیروی کار	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۸۰
آب	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۹۸
کار ماشینی	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۳۹
	R^2=۰/۵۴	d.w=۲/۱۸	

مأخذ: محاسبات تحقیق *: معنیدار در سطح ۵ درصد **: معنیدار در سطح ۱ درصد

درباره نتایج مرحله اول رگرسیون ذکر این نکته ضروری است که برای مقایسه اثر نهاده‌ها بر میانگین تولید با اثر آنها بر ریسک تولید، از حذف متغیرهای غیر معنادار در رگرسیون فوق خودداری شده است. در ضمن مدل براورد شده از نظر خودهمبستگی مشکلی ندارد و ناهمسانی واریانس نیز توسط نرم افزار از طریق استاندارد کردن ماتریس واریانس-کواریانس رفع شده است. پس از استخراج جمله اخلال رگرسیون اول، طبق روش گفته شده، به براورد مرحله دوم از رگرسیون سه‌مرحله‌ای(براورد جزء تصادفی تولید) پرداخته شد که معادله آن در فرم کاب داگلاس به صورت زیر است :

$$h^{1/2}(x,\beta)=\beta_0 x_1^{\beta 1} x_2^{\beta 2} \dots x_9^{\beta 9} \qquad (۶)$$

برای براورد این تابع، لگاریتم باقیمانده‌های حاصل از رگرسیون مرحله اول بر لگاریتم

Archive of SID

www.SID.ir

نهاده‌های ملحوظ در مدل به کمک روش حداقل مربعات معمولی رگرس می‌شود. ضرایب براورد شده یعنی βi ها مبین نوع اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید خواهند بود. براورد رگرسیون مرحله دوم در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳. نتایج براورد مرحله دوم رگرسیون (جزء تصادفی تابع تولید)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
سموم دفع آفات	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۶۹
کود حیوانی	-۰/۰۶**	۰/۰۲	-۲/۶۶
سطح زیر کشت	۰/۱۵	۰/۱۱	۱/۳۸
کود شیمیایی	-۰/۰۹**	۰/۰۳	-۳/۰۴
نیروی کار	۰/۲۲**	۰/۱۱	۲/۰۰
آب	-۰/۱۵**	۰/۰۵	-۳/۱۶
کار ماشینی	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۷۲
	R^2=۰/۱۰	d.w.=۱/۷	

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان طور که در جدول۳ مشاهده می‌شود، R^2 ارزش پایینی دارد واین دور از انتظار نیست، چرا که درمطالعات مشابه (مقدسی و یزدانی، ۱۳۷۵ و ساها، ۲۰۰۱) نیز مقدار پایینی برای این ضریب به دست آمده است؛ ضمن اینکه برای دستیابی به براورد بهتر و قابل قبول‌تر در این مرحله، جزء ثابت یا عرض از مبدأ رگرسیون به دلیل معنادار نبودن حذف شد. همچنین مدل از نظر خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس مشکلی نداشت.

نتایج این مرحله نشان می‌دهد که نهاده‌های نیروی کار، سطح زیر کشت، کار ماشینی و سموم دفع آفات، دارای اثر مثبت بر ریسک تولید هستند که این اثر فقط برای نیروی کار معنیدار است. همچنین نهاده‌های کود شیمیایی، آب و کود حیوانی دارای اثر منفی بر ریسک تولید می‌باشند که این اثر برای هر سه نهاده در سطح یک درصد معنیدار است.

Archive of SID

www.SID.ir

در مورد نیروی کار باید گفت که چون باغداران وابستگی زیادی به نیروی کار اجاره‌ای، به ویژه در مراحل برداشت پسته دارند لذا تقاضای بیشتر برای این نهاده هم موجب افزایش ریسک ناشی از نیروی کار غیر ماهر و هم باعث افزایش ریسک تولید شده است.

در مورد ارتباط سطح زیر کشت و ریسک به صورت قطعی نمی‌توان نظر داد، بلکه طبق ادبیات توسعه، دیدگاههای مختلف و بعضاً متناقضی از طرف موافقان و مخالفان اصلاحات ارضی مطرح شده است که از حوصله این مطالعه خارج است. اما اثر مثبت سطح زیرکشت بر ریسک تولید را شاید با اندکی احتیاط بتوان این گونه توجیه کرد که سطح زیر کشت بالاتر، امکان استفاده از فناوری جدید را برای بهره بردار فراهم می‌کند و از آنجا که هر فناوری جدید با خود، ریسک (این ریسک می‌تواند ناشی از انطباق نداشتن فناوری با محیط و شرایط تولید، تقسیم‌ناپذیری فناوری و غیره باشد) نیز به همراه دارد، بنابراین با افزایش سطح زیرکشت، ریسک تولید افزایش می یابد.

در مورد کودهای شیمیایی و سموم دفع آفات به راحتی نمی‌توان نظر داد. آنتل و کریسمن (۱۹۹۰) در توجیه این مطلب بیان می‌کنند که در کوتاه‌مدت ممکن است بهره برداران در کاربرد نهاده‌های مدرن مانند کود به طور ناکارا عمل کنند، اما در طول زمان و به موازات کسب تجربه و آشنایی بیشتر با خصوصیات این فناوریها، کارایی بهره‌برداران افزایش می‌یابد و در نتیجه نهاده‌ای که در مراحل ابتدایی اثر فزاینده و مثبت بر ریسک داشت، ممکن است در نهایت نسبت به ریسک اثر کاهنده یا خنثی پیدا کند. همچنین نهاده‌های کود حیوانی و آب اثر منفی بر ریسک تولید دارند؛ به عبارت دیگر با افزایش به کارگیری این نهاده ها ریسک تولید کاهش خواهد یافت و در مورد آب باید گفت که آب در منطقه مورد مطالعه یک نهاده کمیاب است و وضعیت سفره‌های آب این منطقه به صورت بحرانی گزارش شده است، لذا کمبود آن یکی از منابع کاهش ریسک تولید در منطقه مورد مطالعه است.

در نهایت با استفاده از نتایج براورد مرحله دوم و به کارگیری روش حداقل مربعات غیرخطی وزنی، مرحله سوم رگرسیون (تعیین اثر نهاده‌ها بر میانگین تولید) انجام شد که نتایج آن در جدول ۴ مشاهده می‌شود. در ضمن مدل براورد شده از نظر خودهمبستگی مشکلی

Archive of SID

www.SID.ir

ندارد و ناهمسانی واریانس به وسیله روش حداقل مربعات وزنی رفع شده است.

جدول ٤. نتایج براورد مرحله سوم رگرسیون

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
جزء ثابت	۰/۷۶	۰/۴۴	۱/۷۳
سموم دفع آفات	۰/۰۶**	۰/۰۲	۲/۶۶
کود حیوانی	۰/۰۶**	۰/۰۱	۴/۶۶
سطح زیر کشت	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۸۱
کود شیمیایی	۰/۳۱**	۰/۰۲	۱۲/۶۴
نیروی کار	۰/۹۵**	۰/۱۱	۸/۵۵
آب	۰/۱۹**	۰/۰۵	۳/۷۱
کار ماشینی	-۰/۰۳	۰/۰۳	-۰/۷۳
	R^2=۰/۹۹	d.w.=۱/۹۹	

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان طور که مشاهده می‌شود، به استثنای نهاده کار ماشینی، اثر بقیه نهاده‌ها بر میانگین تولید مثبت و این اثر به جز برای سطح زیرکشت برای بقیه نهاده‌ها در سطح یک درصد معنیدار است؛ البته تأثیر منفی کار ماشینی معنیدار نیست. شاید مهمترین دلیل اثر منفی کار ماشینی بر میانگین تولید، اندازه کوچک باغها باشد؛ چون اندازه کوچک باغهای پسته و تعداد زیاد درختان باغ، باعث استفاده نامناسب و نامطلوب از ماشین آلات در منطقه مورد مطالعه شده است.

مقایسه اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید با اثر نهاده‌ها بر میانگین تولید نشان می‌دهد که این اثر برای نهاده‌های کود حیوانی، کود شیمیایی، آب و کار ماشینی متفاوت است، ولی برای بقیه نهاده‌ها اثر نهاده بر میانگین تولید مشابه اثر آنها بر ریسک تولید است. شایان ذکر است که نتایج این مطالعه در مورد تأثیر نهاده‌ها در میانگین و واریانس(ریسک) تولید با نتایج مطالعه

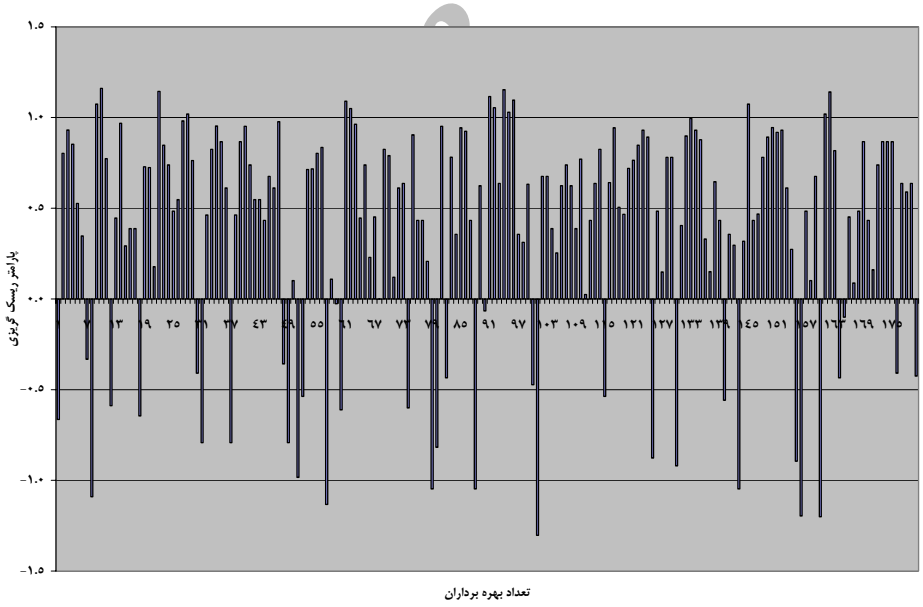
Archive of SID

www.SID.ir

موسوی و همکاران(۱۳۸۶) انطباق زیادی دارد.

بعد از تعیین اثر نهاده‌ها بر میانگین و ریسک تولید، در این قسمت به محاسبه پارامتر ریسک گریزی برای باغداران نمونه پرداخته شد. نمودار ۱ توزیع فراوانی پارامتر مذکور را برای بهره برداران نشان می دهد.

مطابق این نمودار توزیع به سمت مقادیر بالای k یعنی ریسک‌گریزی بیشتر، اریب دارد و مقدار حداکثر و حداقل این پارامتر یعنی ریسک گریزترین و ریسک پذیرترین باغدار، به ترتیب ۱/۱۶ و ۱/۳- است. پارامترk تابعی از خصوصیات اقتصادی – اجتماعی بهره برداران است (ترکمانی و قربانی،۱۳۷۶). بنابراین برای شناخت عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر میزان ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری کشاورزان نمونه، پارامترهای اثرگذار بر ریسک‌گریزی تعیین شد. متغیرهایی که به این منظور به کار گرفته شدند، عبارتند از : سن باغدار، سابقه باغدار، مساحت زمین بر حسب هکتار، درآمد سالانه بر حسب ریال و پارامتر ریسک گریزی.



نمودار۱. توزیع فراوانی ریسک‌گریزی برای بهره‌برداران

www.SID.ir

انتظار بر این است که با فرض ثابت بودن سایر عوامل، باغداران مسنتر نسبت به باغداران جوانتر تمایل کمتری به داشتن ریسک در کار تولیدی از خود نشان دهند. در مورد سابقه باغداران انتظار بر این است که با افزایش این پارامتر، تمایل به ریسک افزایش پیدا کند. در مورد سطح زیر کشت این انتظار می رود که افزایش اندازه زمین با افزایش تمایل به ریسک همراه باشد، چون در زمین بزرگتر امکان ایجاد تنوع و به کارگیری فناوری جدیدتر وجود داردودرموردرآمد سالانه نیز فرض بر این است که با افزایش آن، ریسک پذیری افزایش یابد.

قبل از براورد رگرسیون متغیرهای ذکر شده بر ریسک‌گریزی، بهره برداران از لحاظ پارامتر ریسک‌گریزی در سه دستهٔ با ریسک‌گریزی کم، با ریسک‌گریزی متوسط و با ریسک‌گریزی بالا تقسیم‌بندی شده و برای هر دسته میانگین متغیرهای سن، سابقه، سطح زیر کشت و درآمد سالانه به دست آمد که نتایج آن در جدول ۵ مشاهده می‌شود.

جدول ۵. میانگین متغیرهای اقتصادی – اجتماعی گروههای بهره‌برداران از لحاظ ریسک‌گریزی

شرح	ریسک گریزی زیاد ۰/۵< k<۱/۵		ریسک گریزی متوسط -۰/۵< k<۰/۵		ریسک گریزی کم -۱/۵<k<-۰/۵	
نام متغیر	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین
سن (سال)	۱۰/۹۳	۵۰/۴	۷/۱۱	۴۸	۵/۶۵	۴۶
سابقه (سال)	۱۱/۱۲	۲۵/۹۱	۱۴/۸۴	۲۲/۵	۲/۱۲	۲۷
سطح زیر کشت (هکتار)	۲۱۴/۰۳	۰/۴۵	۱۴۱/۷۱	۰/۹۷	۲۶۰/۷	۲/۱۷
درآمد سالانه(ریال)	۳۴۷۶ ۱۳۰	۸۸۸۹۱۰ ۰	۷۱۱۸۱۹۰	۳۴۶۶۳۱۱۰	۳۳۲۰۹۲۰	۳۷۱۷۶۴۵۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

مطابق جدول ۵، با حرکت از سمت گروه با ریسک‌گریزی کم به سمت گروه با

Archive of SID

www.SID.ir

ریسک‌گریزی بالا، میانگین سن افزایش می‌یابد که این مسئله مطابق فرضیات قبلی است. در مورد درآمد سالانه و سطح زیر کشت نیز انتظار قبلی حاکم می‌باشد، زیرا با افزایش این دو پارامتر، ضریب ریسک‌گریزی کاهش پیدا کرده است. اما در مورد سابقه پسته کاری نمی‌توان به صراحت نتیجه گرفت، زیرا میانگین ریسک‌گریزی در سه گروه مشخص شده از لحاظ ریسک‌گریزی، روند نامنظمی را نشان می‌دهد.

در مرحله پایانی، جهت بررسی عوامل اقتصادی – اجتماعی بر تمایل به ریسک باغداران، ریسک‌گریزی بر متغیرهای ذکر شده رگرس شد. به این منظور از یک رگرسیون خطی استفاده شد و براورد از طریق روش OLS صورت گرفت که نتایج آن در جدول ۶ آورده شده است.

جدول ٦. نتایج رگرسیون ریسک گریزی بر عوامل اقتصادی – اجتماعی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
جزء ثابت	۸/۰۵**	۰/۹۶	۸/۳۵
سن	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۵۵
سابقه	-۵/۴۷	۰/۰۰۳	-۰/۰۱۷
سطح زیر کشت	-۰/۰۱۱**	۰/۰۰۱	-۶/۲۲
در آمد سالیانه	$-۸/۲۳\times۱۰^{-۸}$	$۱/۴\times۱۰^{-۷}$	-۰/۵۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

مقدار ضریب تعیین برای رگرسیون فوق ۰/۵۶ می باشد و مدل از نظر ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی مشکلی ندارد. چنانکه ملاحظه می‌شود، ضریب سن مثبت و ضریب متغیرهای سابقه، سطح زیر کشت و در آمد سالانه منفی‌است. اگرچه فقط سطح زیر کشت از لحاظ آماری معنیدار می‌باشد، ولی از نظر علامت مطابق انتظار است.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

- افزایش گسترده سطح زیرکشت و از طرفی خشکسالیهای سالهای اخیر آب را به یک عامل کمیاب تبدیل کرده و لذا طبق نتایج تحقیق، در صورت افزایش آن، ریسک تولید

Archive of SID

www.SID.ir

کاهش می‌یابد. از طرفی کاهش منابع آب زیرزمینی باعث ایجاد رقابت در استفاده از آب در بین کشاورزان و توزیع نامناسب آب شده است. در ضمن استفاده بی‌رویه از آب سبب شستشوی خاک و املاح آن و نهایتاً آسیب‌دیدن محیط زیست شده است. بنابراین، پیشنهاد می‌گردد برای استفاده بهینه از آب سیاستهای قیمتی مناسب و سیاستهای غیر قیمتی مانند سهمیه‌بندی، توزیع آب و غیره اتخاذ گردد تا از عوارض زیست محیطی نیز جلوگیری شود.

- اندازه کوچک باغها و پراکندگی اراضی در منطقه مورد مطالعه مشکلات زیادی از جمله عدم دسترسی بموقع باغداران به نهاده‌ها، مشکلات مبارزه با آفات به دلیل فقدان مبارزه همزمان و گروهی، مشکلات برداشت پسته، محدودیت آب و توزیع نامناسب آن بین باغداران، نوسانهای نیروی کار فصلی و کمبود آن، شیوه‌های ناکارای آبیاری، کاهش کارایی استفاده از نهاده‌ها و غیره را به دنبال داشته است، بنابراین پیشنهاد می‌شود تعاونیهای تولید با مدیریت باغداران ایجاد شود. برای مثال استفاده‌کنندگان از یک چاه آب می‌توانند یک تعاونی تولید را تشکیل دهند. این کار باعث می‌شود قدرت دستیابی به نهاده‌ها و بازاررسانی و فروش محصول نیز راحت‌تر و با صرفه‌تر صورت گیرد.

- افزایش درآمد کشاورزان باعث افزایش ریسک پذیری آنها و افزایش ریسک‌پذیری باعث کاربرد نهاده‌های جدید(مانند تقویت کننده‌های غذایی گیاه، کودهای مایع، پودرهای مکمل و غیره) و در نتیجه افزایش محصول خواهد شد. بنابراین، گسترش بیمه محصولات کشاورزی و اعطای تسهیلات کم بهره، به این مهم کمک خواهند کرد.

- مقایسه اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید با اثر نهاده‌ها بر میانگین تولید نشان می‌دهد که اثر نهاده نیروی کار هم بر ریسک و هم بر میانگین تولید معنیدار است، بنابراین استفاده از آن باید با احتیاط صورت گیرد. مثبت بودن این اثر بر میانگین تولید به دلیل کاربر بودن تولید پسته در منطقه مورد مطالعه است و مثبت بودن این اثر بر ریسک تولید به نوسانهای نیروی کار فصلی برمی‌گردد. بنابراین پیشنهاد این مطالعه تمرکز بر نیروی کار فصلی و اجاره‌ای از طریق مؤسسات کاریابی یا از طریق نمایندگان وزارت کار و امور اجتماعی و نیز گسترش

Archive of SID

www.SID.ir

مکانیزاسیون و یکپارچه‌سازی باغها برای جلوگیری از اتلاف منابع و استفاده مناسب از آنها به خصوص در بحث مکانیزاسیون است.

منابع

۱. ترکمانی، ج. (۱۳۷۵)، دخالت دادن ریسک در برنامه‌ریزی کشاورزی، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۱۵ : ۱۱۳-۱۳۰.

۲. ترکمانی، ج. (۱۳۷۷)، مقایسه و ارزیابی الگوهای عمده تعیین کارایی اقتصادی: کاربرد روش برنامه‌ریزی انتظاری مستقیم، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی* و توسعه، شماره ۲۳.

۳. ترکمانی، ج . و م. قربانی(۱۳۷۶)، تأثیر مصرف نهاده ها بر ریسک تولید: کاربرد تابع تولید تصادفی تعمیم‌یافته، *مجلهٔ علوم کشاورزی ایران*، جلد ۲۸ ، شمارهٔ ۲ :۳۷-۴۲ .

۴. عبدالشاهی، ع. و غ.سلطانی (۱۳۷۹)، بررسی ریسک‌گریزی زارعین با استفاده از مدلهای تجربی، اقتصادسنجی و برنامه‌ریزی ریسکی، *مجله علوم منابع طبیعی*، جلد ۴، شمارهٔ ۱ : ۱۱-۲۱ .

۵. مقدسی، ر. و س.یزدانی(۱۳۷۵)، ریسک در تابع تولید و بررسی اثر عوامل، مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، زابل .

۶. موسی نژاد، م. ق. و همکاران (۱۳۷۸)، تعیین کارایی ریسک تولید سیب‌زمینی در استان فارس، *مجلهٔ علوم کشاورزی*، شمارهٔ ۱ : ۳۶-۴۴ .

۷. موسوی، س. ن. ، ر.کشتکار و ا. مهدی پور (۱۳۸۶)، تحلیل عوامل مؤثر بر ریسک محصول باغداران پسته‌کار، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، مشهد، ۱۳۸۶.

8. Antle, J. M. and C.C. Crissman (1990), Risk, efficiency and adoption of modern crop varieties: evidence from the Philippines,

Archive of SID

www.SID.ir

Economic Development and Cultural Change, Vol.(38) 3.

9. Dillin, Y. L. and J. B. Hardaker (1986), Farm management research for small farms development, FAO Rome.

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

11. Moscardi, E. and A. De Janvry (1997), Attitudes toward risk among peasants; An econometric approach, *American Journal of Agricultural Economic*, Vol.(59):710-721.

12. 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.

13. 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.

14. Sasmal, J. (1993), Consideration of risk in the production of high yielding variety paddy: A generalized stochastic formulation for function estimation, *Indian Journal of Agricultural Economic*, Vol. (48) 4.

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

16. Torkamani, J. and J. B. Hardaker (1996), A study of economic efficiency of Iranian farmers: an application of stochastic

Archive of SID

www.SID.ir

programming, *Journal of Agricultural Economics*,Vol.(14):73-83.

17. Taxler, G.; J. Falck – Zepada; I.Oritz – Monastrion and K. Sayre (1995), Production risk and evaluation of variable technology, Journal of Agricultural Economics , Vol. (77): 1-7.

Archive of SID

www.SID.ir