تحلیل رابطه شرکت در دوره‌های آموزشی ترویجی با ریسک تولید(مطالعه موردی محصول پیاز دشت تبریز)

Title: Relationship between production risk and corporation in extension learning courses: case study of Tabriz plain's onion

فهیمه خاکسار خیابانی[1*] ، قادر دشتی[2] ، محمد قهرمان‌زاده[3]

[1] کارشناس ارشد مدیریت کشاورزی ، [2] دانشیار و [3] استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

[*] نویسنده مسئول: فهیمه خاکسار خیابانی Email: F_khaksar_kh@yahoo.com

خلاصه

کشاورزان در شرایط اطلاعات ناقص مجبور به تصمیم‌گیری هستند. بدین ترتیب شرایط آب و هوایی، بی‌ثباتی قیمتهای بازار و بکارگیری نهاده‌ها از جمله عواملی هستند که موجب ریسکی شدن این فعالیت می‌گردد. در این میان میزان مصرف نهاده‌ها هم قابل کنترل بوده و هم از مهمترین عوامل اثرگذار بر ریسک تولید محسوب می‌گردد. لذا برگزاری کلاسهای آموزشی ترویجی در جهت افزایش آگاهی‌های کشاورزان در بکارگیری درست نهاده‌ها ضروری به نظر می‌رسد. بنابراین این تحقیق با هدف ارزیابی تاثیر شرکت در کلاسهای آموزشی ترویجی بر میزان ریسک تولید پیاز دشت تبریز انجام شد. در این راستا اطلاعات لازم با تکمیل ۲۳۳ پرسشنامه از کشاورزان پیازکار در سال زراعی ۸۹-۱۳۸۸ جمع‌آوری شد. جهت نیل به هدف تحقیق، از مدل جاست و پاپ که با برآورد جداگانه توابع تولید و ریسک تولید قادر به جدا کردن عوامل اثرگذار بر ریسک تولید از عوامل موثر بر تولید است، استفاده شد. نتایج برآورد تابع ریسک به فرم لئونتیف تعمیم‌یافته نشان داد که همراه با عواملی نظیر سم و کود شیمیایی که کاهنده ریسک تولید هستند، شرکت در کلاسهای ترویجی نیز اثر منفی و کاهنده بر ریسک تولید دارد. لذا تشکیل کلاسهای ترویجی جهت افزایش معلومات کشاورزان در راستای تخصیص مطلوب و اصولی نهاده‌های کاهنده ریسک می‌تواند گامی موثر در جهت کنترل ریسک تولید این محصول باشد.

واژگان کلیدی: پیاز، جاست و پاپ، دشت تبریز، دوره‌های ترویجی، ریسک تولید

Abstract

Farmers in terms of incomplete information are forced to make decisions. Weather condition, volatility of market prices and input use, are factors which makes agricultural enterprises to be risky. The amount of input consumption is controllable and one of the most effective factors on production-risk. Therefore, there is an urgent need for extension learning courses in order to correct use of agricultural inputs. Thus, this study addresses the results of extension learning courses on production risk of Tabriz plain's onion. For that reason, the cross section data were collected to complete 233 questionnaires from onion farmers in 1388-89. To achieve the purpose of research, Just & Pope model which can separate production and production risk was used to separate the affective factors on production-risk and production. Results of risk function in the form of generalized Leontief showed that extension learning, and amount of pesticide and chemical fertilizer have negative and decreasing effect on production-risk. Thus, extension courses will have an effective result on production-risk by suitable allocation of reducing inputs on onion production-risk.

Keywords: Extension courses, Just and Pope, Onion, Production-risk, Tabriz plain

مقدمه

کشاورزی از جمله فعالیتهای اقتصادی توأم با ریسک و نبود اطمینان است. کشاورزان خصوصاً در کشورهای در حال توسعه مانند ایران، با مجموعه‌ای از ریسکهای اقتصادی و طبیعی مواجه هستند. ناتوانی در پیش‌بینی دقیق قیمت محصولات، قیمت نهاده‌های تولید و میزان برداشت محصول از یک طرف و شرایط جوی و اقلیمی پیش‌بینی ناپذیر مانند طوفان، طغیان رودخانه، آتش‌سوزی و بارندگی از طرف دیگر، باعث بی‌ثباتی درآمد کشاورزان شده است. به اعتقاد رول و همکاران(۲۰۰۶)، میزان استفاده از نهاده‌های مختلف به ویژه نهاده‌های جدید از مهم‌ترین عوامل موثر بر نوسان تولید محصولات کشاورزی می‌باشد. ارتباط بین میزان مصرف نهاده‌ها و سطح ریسک رابطه‌ای دو طرفه است. یعنی علاوه بر اثر ریسک تولید بر میزان مصرف و نحوه تخصیص نهاده‌ها، خود تخصیص و میزان مصرف نهاده‌ها هم بر میزان تولید و ریسک تولید محصول اثرگذار است. در این زمینه کشاورزان قادر به کنترل ریسک تولید هستند که لزوم آن کسب توانمندی‌های لازم می‌باشد. برای دست‌یابی به چنین توانمندی بایستی آموزشهای لازم مدیریتی و تقویت قدرت و مهارت تصمیم‌گیری در کشاورزی از طریق دوره‌های آموزشی و افزایش آگاهی کشاورزان در نحوه صحیح و به موقع نهاده‌ها صورت گیرد. در این زمینه، ترکمانی(۱۳۷۷)، در تحقیقی جهت بررسی و تعیین درجه ریسک‌گریزی، آگاهی فنی و عوامل موثر بر آن در استان فارس به این نتیجه رسید که بین میزان دانش کشاورزان و قدرت ریسک و درجه ریسک‌گریزی آنها رابطه معنی‌داری وجود دارد. یعنی کشاورزان با دانش و شناخت بیشتر، از درجه ریسک‌پذیری بالاتری نسبت به کشاورزان با دانش فنی پایین‌تر برخوردار هستند. این مساله بدان جهت اهمیت دارد که تصمیمات کشاورزان در مورد سطح تولید، خرید نهاده‌ها و بکارگیری تکنولوژی بوسیله سطح ریسک و عدم حتمیت گزینه‌های تصمیم‌گیری و درجه ریسک-گریزی تولیدکنندگان تعیین می‌شود(تولدو و انگلر،۲۰۰۷). همانطور که گفته شد میزان مصرف نهاده‌ها یکی از عوامل موثر بر نوسانات تولید محصولات کشاورزی می‌باشد. لذا با توجه به مطالب گفته شده می‌توان نتیجه گرفت که افزایش دانش فنی و آگاهی کسب شده

از طریق شرکت در کلاسهای ترویجی و دوره‌های آموزشی، با تاثیری که بر تصمیمات وی در مورد خرید نهاده‌ها و میزان مصرف آنها می‌گذارد، می‌تواند بر کاهش نوسانات تولید(ریسک تولید) اثرگذار باشد. به عبارتی، ارتقای دانش فنی در کنار سایر عوامل و امکانات تولید موجب می‌گردد که آنها با بهره‌گیری مناسب و بجا از نهاده‌ها و تکنولوژی، به یک سطح مطلوب و معقول در روند تولید دست پیدا کنند(عنایتی راد و همکاران، ۱۳۸۸). تاکنون مطالعات متعددی در زمینه ارزیابی تاثیر خدمات ترویجی بر تولید و ابعاد مختلف ریسک انجام شده است. رول و همکاران(۲۰۰۶) در بررسی عوامل موثر بر ریسک تولید کشاورزی معیشتی تانزانیا، از مدل جاست و پاپ استفاده کردند. نتایج نشان داد که شرکت در کلاسهای ترویجی، موجب افزایش تولید و کاهش ریسک تولید می‌شود. لیویلین و ویلیامز(۱۹۹۶) نیز جهت بررسی تاثیر عوامل اجتماعی و اقتصادی موثر بر مصرف بهینه نهاده‌ها توسط کشاورزان جاوای شرقی اندونزی به این نتیجه رسیدند که شرکت در کلاسهای آموزشی ترویجی باعث افزایش عملکرد مزارع آبی شده است. در داخل کشور نیز طرازکار و بهجت(۱۳۸۶)، اثر شرکت در کلاسهای ترویجی بر مصرف بیش از حد مجاز کود ازته در زراعت گندم دیم استان کرمانشاه را منفی ارزیابی کردند.

پیاز جزو تولیدات کشاورزی پرمصرف در دنیا است که بصورت دیم و آبی در بسیاری از کشورها کشت می‌شود. ایران جزو ۱۰ کشور برتر تولیدکننده پیاز در دنیا می‌باشد و سالیانه سطح زیرکشت قابل توجهی از اراضی کشاورزی را به خود اختصاص می‌دهد، بطوری که در سال ۲۰۰۹، در ۴۱۴۵۰ هکتار از اراضی کشاورزی کشور پیاز کشت شده بود. آذربایجان شرقی یکی از پنج استان مهم تولید پیاز در کشور است و دشت تبریز نیز مهم‌ترین منطقه از استان برای تولید این محصول محسوب می‌شود. استان آذربایجان شرقی به عنوان یکی از قطبهای تولید پیاز در کشور، حدود ۵۸۲۸ هکتار از اراضی کشاورزی استان را در سال زراعی ۸۸-۱۳۸۷، به کشت پیاز اختصاص داده و دشت تبریز نیز با ۳۸۶۵ هکتار سطح زیرکشت و ۱۵۷۰۵۵ تن بیشترین سهم تولید را نسبت به سایر مناطق استان داشته است؛ این میزان به ترتیب ۶۷ و ۱۲.۶ درصد از کل سطح زیرکشت پیاز استان و کشور و نیز ۶۵ و ۱۶

درصد از تولید کل پیاز استان و کشور می‌باشد(وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۸). مطالعه آمار تولید پیاز استان و منطقه مورد مطالعه در دوره زمانی سالهای ۸۸-۱۳۶۱ موید وجود نوسانات در عملکرد محصول پیاز بوده و این مسئله به عنوان نمادی از وجود ریسک در تولید این محصول تلقی می‌شود. بدین ترتیب، با توجه به اهمیت و جایگاه تولید محصول پیاز در استان و منطقه و لزوم ارتقای سطح دانش و آگاهی کشاورزان از طریق آموزشهای لازم، این مطالعه با هدف ارزیابی و تحلیل رابطه بین شرکت در کلاسهای ترویجی و ریسک تولید پیاز دشت تبریز در سال زراعی ۸۹-۱۳۸۸ انجام شده است.

روش شناسی تحقیق

همانطور که گفته شد مصرف نهاده ها یکی از عوامل تاثیر گذار بر ریسک تولید می باشد. لذا میتوان اثر آنها بر ریسک تولید را مورد بررسی قرار داد. بیشتر مطالعات مربوط به ریسک تولید بر اساس نظریه جاست و پاپ که در سال ۱۹۷۷ ارائه داده‌اند، انجام شده است. مفهوم پایه‌ای مدل معرفی شده این است که تابع تولید از دو جزء تشکیل شده است، یکی مربوط به مقدار ستاده و دیگری مربوط به تغییرات ستاده می‌باشد. این بیان به کارشناسان اقتصادسنجی این امکان را می‌دهد که بین اثر نهاده بر مقدار تولید و اثر آن بر تغییرات(واریانس) تولید تفاوت قائل شوند. عمومی‌ترین فرم تابع جاست و پاپ بصورت رابطه (۱) است:

$$Y= f(x;\alpha) + h(z;\beta)\varepsilon$$

$f(.)$ تابع میانگین که آثار نهاده‌ها را بر میانگین تولید نشان می‌دهد و $h(.)$ تابع واریانس(تابع ریسک) که بیانگر اثر نهاده‌ها بر واریانس تولید است. z و x بردارهایی از نهاده‌ها با پارامترهای α و β هستند که ممکن است درست مثل هم باشند و یا عناصر یکسانی داشته باشند. توزیع تصادفی برون‌زا(شوک تولید) با ε نشان داده شده که $E(\varepsilon)=0$ و $var(\varepsilon)=\sigma_\varepsilon^2$ است. میانگین ستاده با $E[y]=f(x;\alpha)$، درحالیکه واریانس ستاده به صورت $var(y)=[h(z;\beta)]^2\sigma^2_\varepsilon$ است. از نقطه نظر اقتصادسنجی این فرمول‌بندی درست است زیرا تابع واریانس می‌تواند به عنوان واریانس‌ناهمسانی جزء اخلال تفسیر شود. این قالب اجازه می‌دهد که برای ریسک تولید آزمون واریانس ناهمسانی انجام داده و پارامترهای توابع

میانگین و ریسک را بطور جداگانه برآورد نمود(رول و همکاران، ۲۰۰۶). پس زمانی که ریسک تولید مدنظر است، آزمون واریانس ناهمسانی همیشه باید در مرحله اول کار قرار گیرد.

با فرمول‌بندی دوباره مدل جاست و پاپ رابطه (۲) ارائه می‌شود:

$$Y= f(x;\alpha) + u$$

که u جزء خطا با واریانس $var(u)=[h(z;\beta)]^2\sigma^2_\varepsilon$ است. از آنجایی که ریسک تولید با وجود واریانس ناهمسانی بیان می‌شود، پارامترهای برآوردی تابع تولید نمی‌توانند کارا باشند. بنابر این پارامترهای بدست آمده از تابع پس از حذف واریانس ناهمسانی معتبر خواهد بود.

جهت رسیدن به اهداف این مطالعه از یک روش دو مرحله‌ای استفاده می‌شود. بدین صورت که در مراحل اول جزء قطعی و در مرحله دوم جزء تصادفی تابع تولید برآورد می‌شود.

مرحله اول: در این مرحله، تابع تولید به صورت رابطه (۳) در نظر گرفته می‌شود:

$$Y= f(x;\alpha) + \varepsilon^* \quad , \quad E(\varepsilon^*)=0 \quad , \quad v(\varepsilon^*)= h(z).\sigma^2$$

تابع تولید $f(.)$ با فرمهای تابعی معمول می‌تواند برآورد گردد.

پس از برآورد تابع تولید در مرحله اول و بدست آوردن پارامتر α و انتخاب بهترین تابع، آزمون واریانس ناهمسانی برای کشف وجود ریسک تولید انجام می‌شود. وجود واریانس ناهمسانی در مدل دلیلی بر وجود ریسک بوده و در واقع وجود واریانس ناهمسانی در مدل نشان می‌دهد که جزء تصادفی یا $h(z)$ تابعی از متغیرهای توضیحی است(رول و همکاران، ۲۰۰۶).

مرحله دوم: پس از پی بردن به وجود ریسک می‌توان در مرحله دوم تابع ریسک تولید را برآورد کرد. بدین صورت که جزء اخلال تابع برآوردی مرحله اول از رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

$$\varepsilon^* = y- f(x;\alpha)$$

در این مرحله، مربعات اجزای اخلال مدل $(\varepsilon^*)^2$ به عنوان متغیر وابسته تابع ریسک درنظر گرفته می‌شود. به عبارت دیگر $(\varepsilon^*)^2$ به عنوان شاخصی از ریسک تولید در نظر گرفته می‌شود و عوامل موثر بر آن مورد بررسی قرار می‌گیرد. شکل ریاضی این مدل را می‌توان به صورت رابطه (۵) بیان نمود:

$$(\varepsilon^*)^2 = h(z;\beta) + e$$

تابع ریسک نیز همچون تابع تولید می‌تواند با فرمهای تابعی متداول گفته شده در مرحله اول، برآورد گردد. در اینجا z می‌تواند درست مانند x باشد و یا عناصر مشابهی با آن داشته باشد. پارامترهای β برآوردی در این تابع نشان دهنده اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید و e جزء اخلال این تابع است.

الگوی تجربی تابع تولید(مرحله اول): در این مرحله انواع متفاوت تابع تولید(هم انعطاف‌پذیر و هم انعطاف‌ناپذیر) تخمین زده شدند. در نهایت تابع تولید انعطاف‌پذیر درجه دوم تعمیم‌یافته با پنج نهاده مناسب شناخته شد:

$$\begin{aligned}Y= {} & \beta_0 + \beta_{cf}.cf + \beta_s.s + \beta_A.A\ \beta_L.L + \beta_w.W \\ & + 1/2\beta_{cfcf}.(cf)^2 + 1/2\beta_{AA}.(A)^2 + 1/2\beta_{ss}.(s)^2 + 1/2\beta_{LL}.(L)^2 + 1/2\beta_{ww}.(w)^2 \\ & + \beta_{cfs}.Cf.s + \beta_{cfA}.Cf.A + \beta_{cfL}.Cf.L + \beta_{As}.A.s + \beta_{Ls}.L.s + \beta_{LA}.A.L \\ & + \beta_{cfw}.Cf.w + \beta_{Aw}.A.w + \beta_{wL}.w.L + \beta_{ws}.w.s\end{aligned}$$

(۶)

در این الگو، Y: مقدار پیاز تولیدی(تن)، cf: مقدار کود شیمیایی مصرفی(کیلوگرم)، A: سطح زیرکشت (هکتار)، S: مقدار بذر مصرفی(کیلوگرم)، L: نیروی کار استخدامی(نفر-روز)، W: مقدار آب مصرفی(مترمکعب) و β_i: پارامترهای برآوردی هستند.

الگوی تجربی تابع ریسک(مرحله دوم): پس از اثبات وجود ریسک و استخراج اجزای اخلال تابع مرحله اول و محاسبه توان دوم آنها، تابع ریسک به فرم تابعی لئونتیف تعمیم‌یافته، با چهار متغیر(نهاده مصرفی) و سه متغیر موهومی و یک متغیر ترتیبی، برآورد گردید که الگوی تجربی آن به شکل رابطه (۷) است:

$$\begin{aligned}\varepsilon^2 = {} & C + \alpha cf.cf^{(0.5)} + \alpha L.L^{(0.5)} + \alpha w.w^{(0.5)} + \alpha p.p^{(0.5)} \\ & + (0.5)\beta_{LL}.(L) + (0.5)\beta_{cfcf}.(cf) + (0.5)\beta_{pp}.(p) + (0.5)\beta_{ww}.(w)\end{aligned}$$

$$+\beta_{wL}.w.L+\beta_{pL}.p.L+\beta_{wp}.w.p+\beta_{cfL}.cf.L+\beta_{wcf}.w.cf+\beta_{cfp}.cf.p + \alpha_1.D_1+ \alpha_2.D_2+ \alpha_3.D_3+ \alpha_4.D_4 \quad (۷)$$

در این الگو، ε_2: توان دوم اجزای اخلال تابع برآوردی مرحله اول، P: سم مصرفی(لیتر)، W: مقدار آب مصرفی (مترمکعب)، L: نیروی کار استخدامی(نفر- روز)، cf: مقدار کود شیمیایی مصرفی(کیلوگرم)، D_1: واریته مصرفی(پیاز قرمز=۱ ، هر دو واریته=۲ و پیاز سفید=۳)، D_2: شغل فرعی(شغل فرعی دارد=۱ و شغل فرعی ندارد=۲)، D_3: تعداد محصولات کاشته شده غیر از پیاز، D_4: شرکت در کلاسهای ترویجی(شرکت کرده=۱ و شرکت نکرده=۰)، α_i و β_i: پارامترهای برآوردی هستند.

داده‌های مورد نیاز این تحقیق از طریق تکمیل پرسشنامه و با مصاحبه حضوری از نمونه انتخابی در رابطه با محصول پیاز طی سال زراعی ۸۹-۸۸ جمع‌آوری گردید. جامعه آماری تحقیق حاضر تمامی پیازکاران دشت تبریز بوده است. جهت تعیین حجم نمونه از فرمول کوکران استفاده شد و حجم نمونه ۲۳۳ نفر بدست آمد. نمونه‌گیری به روش تصادفی دو مرحله‌ای انجام شد. در مرحله اول روستاها و در مرحله دوم کشاورزان پیازکار از هر روستا به طور تصادفی انتخاب شدند.

نتایج، بحث و نتیجه‌گیری

قبل از ارائه نتایج توابع تولید و هزینه، برخی از مهم‌ترین خصوصیات مربوط به بهره‌برداران پیازکار در قالب جدول (۱) ارائه گردیده است.

جدول(۱) توصیف برخی خصوصیات فردی پیازکاران و ویژگیهای مزرعه

نام متغیر	طبقات و توزیع فراوانی آنها		
	طبقه	فراوانی	درصد
شرکت در کلاسهای ترویجی	شرکت کرده‌اند	۲۷	۱۱.۵
	شرکت نکرده‌اند	۲۰۶	۸۸.۵
مشاغل غیرزراعی	دارد	۱۴۱	۶۰
	ندارد	۹۲	۴۰

تعداد محصولات کاشته شده به غیر از پیاز	فقط پیاز	۱۴	۶
	یک محصول	۵۱	۲۲
	دو محصول	۷۵	۳۲
	بیش از دو محصول	۹۳	۴۰
رقم بذر مصرفی	قرمز	۱۶۷	۷۱.۶
	سفید	۸	۳.۴
	هر دو	۵۸	۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به این جدول، کشاورزان به غیر از زراعت به مشاغل دیگری نیز اشتغال داشته‌اند، ۹۴ درصد از کشاورزان به غیر از پیاز محصول دیگری نیز کاشته‌اند، تنها ۱۱.۵ درصد از کشاورزان در کلاسهای ترویجی شرکت کرده‌اند و بقیه استقبال چندانی از این کلاسها نداشته‌اند و رقم بذر مصرفی بیش از ۷۰ درصد از کشاورزان، پیاز قرمز بوده است.

نتایج برآورد تابع تولید پیاز دشت تبریز(مرحله اول): مطابق مطالب بیان شده در قسمت قبل، تابع تولید پیاز به شکل تابع درجه دوم تعمیم‌یافته(رابطه ۶) برآورد گردید که نتایج حاصل از برآورد تابع تولید پیاز در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول(۲) نتایج برآورد تابع تولید پیاز دشت تبریز(مرحله اول)

پارامترها	ضرایب	آماره t
β_0	0.591	0.142
β_A	***36.92	3.522
β_s	**-1.517	-2.486
β_{AA}	***-64.826	-4.518
β_{ss}	-0.034	-0.967
β_{SA}	***4.297	6.537
β_L	0.05	0.834
β_{LL}	-0.00039	-0.788
β_{AL}	***0.173	2.846
β_{SL}	***0.591	-3.23
β_{Cf}	36.92	0.53
β_{CfCf}	**-1.517	2.188
β_{ACf}	-64.826	-1.15

β_{LCf}	-0.034	0.068
β_{CfS}	*4.297	-1.723
β_{w}	*0.0014	1.709
β_{ww}	3.09E-08	0.323
β_{Aw}	*-0.0016	-1.809
β_{ws}	-1.37E-05	-0.298
β_{wcf}	-3.67E-07	-0.588
β_{wL}	4.25E-06	0.988
F=23.87***	R^2= 0.7	DW=۲.۰۱

***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه وجود واریانس ناهمسانی توسط آزمون White مورد بررسی قرار گرفت که مقدار آماره این آزمون ۱۰.۴۹ بوده در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد، که این نتیجه حکایت از وجود واریانس ناهمسانی در اجزای اخلال تابع تولید است. درنتیجه در ادامه می‌توان تابع ریسک تولید پیاز را برآورد نمود.

نتایج برآورد تابع ریسک تولید پیاز دشت تبریز(مرحله دوم): ابتدا از تابع برآوردی در مرحله اول، مقادیر اجزای اخلال را بدست آورده(رابطه ۶) و توان دوم آنها(رابطه ۷)، به عنوان متغیر وابسته در تابع ریسک تولید وارد می‌شود. سپس تابع ریسک تولید به شکل رابطه (۷) برآورد گردیده که نتایج حاصله در جدول(۳) و محاسبه کششهای تابع ریسک در جدول(۴) آورده شده است.

جدول (۳) نتایج برآورد تابع ریسک تولید پیاز دشت تبریز

پارامترها	ضرایب	آماره t
C	22.015	0.069
α_{cf}	***-43.343	-4.091
α_{L}	***-41.924	-2.198
α_{w}	-3.026	-0.514
α_{p}	-20.011	-0.135
β_{LL}	***17.53	3.728
β_{ww}	*0.137	1.823
β_{pp}	29.855	0.557
β_{cfcf}	***2.468	4.31

β_{wL}	***0.00034	3.729
β_{Lp}	***-0.211	-2.931
β_{pw}	-0.0012	-1.382
β_{Lcf}	***-0.0029	-3.723
β_{cfw}	***-5.06E-05	-3.411
β_{cfp}	0.0085	1.055
α_1	***205.27	3.83
α_2	**127.183	2.287
α_3	-19.516	-0.779
α_4	*-137.49	-1.525
F=8.35***	R^2= 0.41	DW=۱ .۲

*** ، ** و * به ترتیب معنی‌داری در ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول(۴) کششهای تابع ریسک تولید پیاز دشت تبریز

نهاده	نیروی کار استخدامی	سم	آب	کود شیمیایی
کشش	۰.۷۷	-۰.۰۲۱	۰.۷۶	-۰.۴۶

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به مقادیر کششهای جزئی تابع ریسک، چنین نتیجه‌گیری می‌شود که نهاده‌های نیروی‌کار استخدامی و آب، اثر مثبت و افزایشی و سم و کود شیمیایی اثر منفی و کاهنده بر ریسک تولید دارند، یعنی با افزایش مصرف آنها ریسک تولیدی کاهش می‌یابد. بدین صورت که با افزایش یک درصدی بکارگیری نیروی کار استخدامی و آب، ریسک تولید به ترتیب ۰.۷۷ و ۰.۷۶ درصد افزایش می‌یابد و با افزایش یک درصدی مصرف سم و کود شیمیایی، ریسک تولید به ترتیب ۰.۰۲۱ و ۰.۴۶ درصد کاهش می‌یابد. در کنار نهاده‌های تولیدی، جهت بررسی اثر شرکت در کلاسهای آموزشی ترویجی، این متغیر به صورت متغیر موهومی وارد مدل شد و با توجه به علامت ضریب برآوردی، شاهد اثر منفی این متغیر بر ریسک تولید هستیم، به عبارتی شرکت در کلاسهای ترویجی باعث کاهش ریسک تولید در منطقه می‌شود. ارائه برنامه‌های آموزشی برای افزایش آگاهی کشاورزان در رعایت

بکارگیری مقدار اصولی و اقتصادی نهاده‌ها بخصوص سموم و کود شیمیایی(که اثر کاهشی بر ریسک دارند) در زمان مناسب و به شکلی صحیح آنها می‌شود و در نتیجه کاهش ریسک تولید را به همراه خواهد داشت. این نتیجه، با یافته‌های مطالعه رول و همکاران(۲۰۰۶) هم-راستا می‌باشد. به علاوه، ضرایب تخمینی نشان می‌دهد که متغیرهای واریته و داشتن شغل فرعی اثر مثبت و متغیر تعداد محصولات کاشته شده غیر از پیاز اثر منفی بر ریسک تولید دارند. بکارگیری سیستم چندکشتی به عنوان راهکار طبیعی مقابله با ریسک و عدم‌حتمیت، همواره مورد توجه کشاورزان بوده است. تفاوت در آفات و بیماریهای مخرب محصولات و همچنین نداشتن روند یکسان نوسان قیمتی در آنها موجب بکارگیری این سیستم توسط کشاورزان شده است که تا حد زیادی جلوی نوسان شدید درآمد کشاورزان را می‌گیرد. اشتغال کشاورزان به مشاغل غیرکشاورزی اثر مثبتی بر ریسک تولید نشان داد. اشتغال به سایر مشاغل باعث صرف زمان کمتر در مزرعه و رسیدگی کمتر به محصول شده و این می-تواند افزایش دهنده ریسک تولید باشد.

پیشنهادها

با توجه به نتایج بدست آمده از این تحقیق، پیشنهادات زیر جهت بهبود وضعیت منطقه ارائه می‌گردد:

- با توجه به اثر منفی شرکت در کلاسهای ترویجی بر ریسک تولید، تلاش برای برگزاری کلاسهای آموزشی و ترویجی به پیازکاران در مصرف صحیح و بهینه نهاده‌ها می‌تواند گامی موثر در جهت کنترل اثر نهاده‌های افزایش دهنده ریسک و آگاهی در مصرف نهاده‌های کاهنده ریسک تولید باشد.

- با عنایت به اثر مثبت واریته بر ریسک تولید، مشاهده شد که مصرف واریته پیاز سفید با ریسک بیشتری همراه است. این مساله ممکن است بر اثر ناآشنا بودن کشاورزان در رعایت اصول مصرف این رقم بذری باشد. لذا برگزاری دوره‌های آموزشی جهت آگاهی کشاورزان از نحوه صحیح مراحل کاشت و داشت این واریته توصیه می‌شود.

- با توجه به اینکه بکارگیری دو نهاده آب و نیروی‌کار استخدامی سبب افزایش ریسک تولید می‌شود، لذا توصیه می‌شود که با ارائه آموزشهای لازم به کشاورزان، مصرف این نهاده‌ها تعدیل شوند.

- با عنایت به کاهنده بودن اثر سم و کود شیمیایی بر ریسک تولید، مصرف بیشتر این نهاده‌ها البته با رعایت موازین زیست محیطی و حد بهینه اقتصادی توصیه می‌شود.

منابع

۱. بیژنی، م. ملک مطیعی، ا. و یزدانی، س.(۱۳۸۷). ارزشیابی اثربخشی و بهره‌وری فعالیتهای ترویج کشاورزی در طرح محوری گندم در شهرستانهای شیراز و مرودشت استان فارس. مجله علوم ترویج و آموزش کشاورزی ایران. جلد ۴. شماره ۲. ص ۶۷ تا ۷۹.

۲. ترکمانی، ج.(۱۳۷۷). تعیین درجه ریسک‌گریزی، کارآیی فنی و عوامل موثر بر آن، مطالعه موردی استان فارس. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه شماره ۲۴ ص ۴۹ تا ۶۸.

۳. روستا، ک. فرج الله حسینی، س. چیذری، م. و حسینی، س.(۱۳۸۷). بررسی ساز وکارهای ترویجی مؤثر بر مدیریت ریسک تولید گندم در استان خراسان رضوی. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی. جلد ۱۵. شماره ۶. ص ۲۹ تا ۳۲.

۴. طرازکار، م. و بهجت، ا.(۱۳۸۶). عوامل موثر بر مصرف بیش از حد مجاز کود ازته در زراعت گندم دیم استان کرمانشاه. مجله علوم ترویج و آموزش کشاورزی ایران جلد ۳. شماره ۱. ص ۴۵ تا ۵۳.

۵. عنایتی راد، م. آجیلی، ع. رضایی مقدم، ک. و بیژنی م.(۱۳۸۸). عوامل موثر بر دانش کشاورزان ذرت‌کار در زمینه کشاورزی پایدار در منطقه شمال غرب خوزستان. مجله علوم ترویج و آموزش کشاورزی ایران. جلد ۵. شماره ۲. ص ۵۹ تا ۶۹.

۶. یعقوبی، ا. چیذری، م. فعلی، س. و پزشکی راد، غ.(۱۳۸۹). عوامل موثر بر مدیریت ریسک در بین کشاورزان گندم‌کار شهرستان تفرش. مجله علوم ترویج و آموزش کشاورزی ایران. جلد ۶. شماره ۱. ص ۹۱ تا ۱۰۲.

7. Liewelyn, R. V., and Willoams, J. R. 1996. Nonparametric analysis of technical, pure technical and scale efficiencies for food crop production in East Java, Indonesia. Agricultural Economics. 15, 113-126.
8. Roll, K. H., Guttormsen, A. G. and Asche F. 2006. Modeling production risk in small scale subsistence agriculture. Contributed paper prepared for presentation at the International. Association of Agricultural Economists Conference, Gold Coast, Australia.
9. Toledo, R. T. and Engler, A. P. 2007. Risk preferences estimation for small raspberry producers in the Bio-Bio region, Chile. Chilean J. AGRIC. RES. - VOL. 68.