تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، دوره ۴۴، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۲، ص (۳۹۷-۳۸۹)

تعیین نهاده‌های مؤثر بر تولید و ریسک تولید پیاز دشت تبریز

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

۱، ۳. دانشیاران گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

۲. کارشناس ارشد مدیریت کشاورزی دانشگاه تبریز

(تاریخ دریافت: ۹۱/۳/۱۶- تاریخ تصویب: ۹۲/۲/۳۱)

چکیده

میزان استفاده از نهاده‌ها از جمله عوامل مؤثر بر نوسان تولید محصولات کشاورزی است. از این رو در بررسی تابع تولید، منطقی به نظر می‌رسد که به آثار استفاده از نهاده‌ها بر نوسانات تولیدی نیز توجه شود. آذربایجان شرقی یکی از پنج استان مهم تولید پیاز در کشور بوده و دشت تبریز مهم‌ترین منطقهٔ استان از لحاظ تولید این محصول است. هدف از این تحقیق، تعیین نهاده‌های مؤثر بر تولید و ریسک تولید پیاز دشت تبریز است. به منظور تعیین نهاده‌های مؤثر بر ریسک تولید از مدل عمومی جاست و پاپ استفاده شد. نتایج حکایت از مناسب بودن فرم درجه دوم تعمیم‌یافته برای تابع تولید و فرم لئونتیف تعمیم‌یافته برای تابع ریسک تولید پیاز دارد. همچنین نتایج براورد این دو تابع حاکی از اثر مثبت عوامل تولید آب و نیروی کار استخدامی است و نشان می‌دهد که این دو، هم افزایش‌دهندهٔ ریسک و هم افزایش‌دهندهٔ تولیدند. در حالی که تأثیر نهادهٔ کود شیمیایی عکس این مورد است. در نهایت کشش کل واریانس تولید ۱/۰۴۹ به دست آمد که نشان‌دهندهٔ افزایش ریسک تولید به ازای افزایش یک درصدی مصرف تمامی نهاده‌هاست.

واژه‌های کلیدی: پیاز، تابع تولید، دشت تبریز، ریسک تولید، مدل جاست و پاپ.

مقدمه

کشاورزی از جمله فعالیت‌های اقتصادی توأم با ریسک است. کشاورزان به‌ویژه 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 پیش‌بینی‌ناپذیر مانند توفان، طغیان رودخانه، آتش‌سوزی و بارندگی از طرف دیگر، باعث بی‌ثباتی درآمد کشاورزان شده است. نوع و شدت ریسک‌های پیش روی کشاورزان بسته به نوع بهره‌برداری آنان و ترکیبات ساختاری، اقلیمی و حتی محصولات، متفاوت است. به طور مثال، ریسک محصولات فاسدشدنی بیش از بقیهٔ محصولات است. اگرچه ریسک در کشاورزی در همهٔ جهان شایع است، شدت آن در کشورهای در حال توسعه بیش از کشورهای صنعتی بوده و تحمل آن برای کشاورزان خرده‌پا مشکل‌تر از زمین‌داران بزرگ است.

بین میزان مصرف نهاده‌ها و سطح ریسک رابطه‌ای دوطرفه برقرار است؛ یعنی علاوه بر اثر ریسک تولید بر میزان مصرف و نحوهٔ تخصیص نهاده‌ها، خود تخصیص و میزان مصرف نهاده‌ها هم بر میزان تولید و ریسک تولید محصول اثرگذار است. به اعتقاد Roll et al. (2006)، میزان استفاده از نهاده‌های مختلف به‌ویژه نهاده‌های جدید از مهم‌ترین

* نویسندهٔ مسئول: تلفن: ۰۹۱۴-۴۱۰۲۷۱۶ E-mail: dashti_g@tabrizu.ac.ir

عوامل مؤثر بر نوسان تولید محصولات کشاورزی است. نهاده‌های مذکور از قبیل ارقام پرمحصول، کودهای شیمیایی و آفت‌کش‌ها که از اجزای اصلی تکنولوژی ارقام پرمحصول به شمار می‌آیند، موجب افزایش بهره‌وری عوامل در واحدهای کشاورزی می‌شوند. از سوی دیگر مصرف این نهاده‌ها،افزایش نوسانات تولید و در نتیجه ریسک و عدم حتمیت بیشتر را در پی دارد. بنابراین در بررسی رابطهٔ تولید، منطقی به نظر می‌رسد که به آثاراستفاده از نهاده‌ها بر نوسانات تولیدی نیز توجه شود. شناسایی منابع ریسک در تولید محصولات کشاورزی و دخالت دادن این عوامل در ولید و برنامه‌ریزی‌ها به‌خصوص در سطح کلان، باعث کاهش ریسک تولید و افزایش تولیدات کشاورزی می‌شود و همزمان با افزایش تولیدات بخش کشاورزی، افزایش درآمد کشاورزان را به دنبال دارد و در مجموع کشاورزی را به سمت تجاری شدن سوق خواهد داد (Koopahi et al., 2009).

تاکنون پژوهش‌های متعددی دربارهٔ تعیین نهاده‌های مؤثر بر ریسک تولید محصولات مختلف در ایران و سایر کشورها انجام شده است. در تحقیقی با روش پیشنهادی Just & Pope (2009)، اثر نهاده‌های کود شیمیایی، بذر و ماشین‌آلات بر ریسک تولید منفی و اثر نهاده‌های سم، کود حیوانی، آب و نیروی کار بر ریسک تولید مثبت معرفی شد (Ehsan et al. 2008). براورد تابع ریسک با همین روش، نشان‌دهندهٔ اثر مثبت سطح زیرکشت و کود شیمیایی و اثر منفی نیروی کار، سموم شیمیایی و بذر بر ریسک تولید بود(Koopahi et al. 2009). Villano et al. (2005) در تحقیقی مشابه، نهاده‌های کود و نیروی کار را افزایش‌دهنده و علف‌کش را کاهندهٔ ریسک تولید برنج فیلیپین معرفی کردند. نتایج براورد تابع ریسک تولید بادام‌زمینی بلغارستان از سوی Ligeon et al. (2008) بیانگر رابطهٔ مثبت بین مقادیر بذر و کود فسفاته مصرفی با ریسک تولید بود.

پیاز از جمله محصولات زراعی پرمصرف در جهان است که به صورت دیم و آبی در بسیاری از کشورها کشت می‌شود. ایران جزو ۱۰ کشور برتر تولیدکنندهٔ پیاز در دنیا به شمار می‌آید. در این میان استان آذربایجان شرقی یکی از مناطق عمدهٔ تولید این محصول است؛ به طوری که در این استان، در سال زراعی ۱۳۸۷-۸۸، حدود ۵۸۲۸ هکتار از اراضی کشاورزی استان به کشت پیاز اختصاص داشته است. دشت تبریز نیز با ۳۸۶۵ هکتار و ۱۵۷ هزار و ۵۵ تن بیشترین سهم تولید را نسبت به سایر مناطق استان به خود اختصاص داده است. این میزان به ترتیب ۶۷ و ۱۲/۶ درصد از کل سطح زیرکشت و ۶۵ و ۱۶ درصد از تولید کل پیاز استان و کشور را شامل می‌شود.

آمار تولید پیاز استان و منطقهٔ مورد بررسی در دورهٔ زمانی سال‌های ۱۳۶۱-۸۸ مؤید وجود نوسانات در عملکرد محصول پیاز بوده است و این موضوع، نمادی از وجود ریسک در تولید این محصول تلقی می‌شود. بنابراین با توجه به اهمیت کشت این محصول در منطقه و کشور و با عنایت به وجود ریسک تولید در آن و تأثیر متقابل ریسک و به‌کارگیری منابع تولید، شناسایی عوامل مؤثر بر ریسک تولید به منظور کنترل این نوسانات، ضروری به نظر می‌رسد. این تحقیق با هدف تعیین نهاده‌های اثرگذار بر ریسک تولید پیاز دشت تبریز و بررسی اثر افزایش مصرف نهاده‌ها بر افزایش یا کاهش ریسک تولید و همچنین مقایسهٔ نهاده‌های مؤثر بر تولید با نهاده‌های اثرگذار بر ریسک تولید انجام گرفته است.

مواد و روش‌ها

همان طور که گفته شد، ریسک تولید متأثر از به‌کارگیری نهاده‌هاست، لذا باید علاوه بر تأثیر نهاده‌ها در میانگین تولید، اثر آنها بر ریسک تولید نیز مد نظر قرار گیرد. بیشتر تحقیقات مربوط به ریسک تولید بر اساس نظریهٔ Just & Pope (1977) انجام شده است. مفهوم پایه‌ای مدل معرفی‌شده این است که تابع تولید از دو جزء تشکیل شده که یکی مربوط به مقدار ستاده و دیگری مربوط به تغییرات ستاده است. این موضوع به کارشناسان اقتصادسنجی امکان می‌دهد بین اثر نهاده بر مقدار تولید و تأثیر آن بر تغییرات (واریانس) تولید تفاوت قائل شوند. در گزارش مربوط به Just & Pope هشت فرض برای تابع تولید تصادفی بیان شده است. یک شرط مهم برای تابع واریانس تولید این است که مثبت، صفر و منفی بودن ریسک نهایی در سطوح نهاده‌ای ممکن باشد. به عبارت دیگر، نهاده‌ها اجازه دارند که سطح واریانس محصول را افزایش یا کاهش دهند. عمومی‌ترین فرم تابع جاست و پاپ به صورت زیر است:

$$Y= f(x;\alpha) + h(z;\beta) \qquad (۱)$$

$f(0)$ تابع میانگین است که آثار نهاده‌ها را بر میانگین تولید نشان می‌دهد و $h(0)$ تابع واریانس (تابع ریسک) است که اثر نهاده‌ها بر واریانس تولید را بیان می‌کند. z و x بردارهایی از نهاده‌ها با پارامترهای α و β هستند که ممکن است درست

مثل هم بوده یا عناصر یکسانی داشته باشند. توزیع تصادفی برون‌زا (شوک تولید) با εنشان داده شده که $E(\varepsilon)=0$ و $var(\varepsilon)=\sigma^2_\varepsilon$ است. میانگین ستاده به صورت $E[y]=f(x;\alpha)$ و واریانس ستاده به صورت $var(y)=[h(z;\beta)]^2\sigma^2_\varepsilon$ است. از نظر اقتصادسنجی، این فرمول‌بندی می‌تواند درست باشد زیرا تابع واریانس می‌تواند به منزلهٔ واریانس ناهمسانی جزء اخلال تفسیر شود. این قالب اجازه می‌دهد که برای ریسک تولید آزمون واریانس ناهمسانی صورت گیرد و پارامترهای توابع میانگین و ریسک به طور جداگانه براورد شود (Roll et al., 2006). پس زمانی که ریسک تولید مد نظر است، آزمون واریانس ناهمسانی باید در مرحلهٔ اول کار قرار گیرد.

با فرمول‌بندی دوبارهٔ مدل جاست و پاپ رابطهٔ ۲ارائه می‌شود:

$$Y= f(x;\alpha) + u \qquad (۲)$$

که u جزء خطا با واریانس $var(u)=[h(z;\beta)]^2\sigma^2\varepsilon$ است. از آنجا که ریسک تولید با وجود واریانس ناهمسانی بیان می‌شود، پارامترهای براوردی تابع تولید نمی‌توانند کارا باشند. بنابراین پارامترهای به‌دست‌آمده از تابع پس از حذف واریانس ناهمسانی معتبر خواهند بود.

برای رسیدن به اهداف این تحقیق از یک روش سه مرحله‌ای استفاده می‌شود. به این صورت که در مراحل اول و سوم جزء قطعی و در مرحلهٔ دوم جزء تصادفی تابع تولید براورد می‌شود.

مرحلهٔ اول: در این مرحله، تابع تولید به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$v(\varepsilon^*)= h(z).\sigma^2,\ E(\varepsilon^*)=0\ ,\ Y= f(x;\alpha) + \varepsilon^* \qquad (۳)$$

تابع تولید $f(0)$ با فرم‌های تابعی معمول می‌تواند براورد شود.

پس از براورد تابع تولید در مرحلهٔ اول و به دست 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 است. در واقع وجود واریانس ناهمسانی در مدل نشان می‌دهد که جزء تصادفی یا $h(z)$ تابعی از متغیرهای توضیحی است (Roll et al., 2006).

مرحلهٔ دوم: پس از پی بردن به وجود ریسک می‌توان در مرحلهٔ دوم تابع ریسک تولید را براورد کرد. به این صورت که جزء اخلال تابع براوردی مرحلهٔ اول از رابطهٔ ۴ محاسبه می‌شود:

$$\varepsilon^* = y- f(x;\alpha) \qquad (۴)$$

در این مرحله، مربعات اجزای اخلال یعنی $(\varepsilon^*)^2$ به منزلهٔ متغیر وابستهٔ تابع ریسک در نظر گرفته می‌شود. به عبارت دیگر، این مقادیر به منزلهٔ شاخصی از ریسک تولید خواهد بود و عوامل مؤثر بر آن بررسی می‌شود. شکل ریاضی این مدل را می‌توان به صورت رابطهٔ ۵ بیان کرد:

$$(\varepsilon^*)^2= h(z;\beta) + e \qquad (۵)$$

تابع ریسک نیز همچون تابع تولید می‌تواند با فرم‌های تابعی متداول گفته‌شده در مرحلهٔ اول، براورد شود. در اینجا z می‌تواند درست مانند x باشد یا عناصر مشابهی با آن داشته باشد. پارامترهای β براوردی در این تابع نشان‌دهندهٔ اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید و e جزء اخلال این تابع است.

مرحلهٔ سوم: از آنجا که تابع تولید براوردی در مرحلهٔ اول دارای واریانس ناهمسانی است، پارامترهای براوردی در مرحلهٔ اول به روش OLS کاراترین نخواهند بود. برای براورد پارامترهایی کارا از تابع میانگین تولید، باید واریانس ناهمسانی را برطرف کرد (Ehsan et al., 2009). برای این کار از روش حداقل مربعات غیرخطی وزنی (WNLS) استفاده می‌شود. به این صورت که ابتدا متغیرهای تابع (هم متغیرهای مستقل و هم متغیرهای وابسته) به متغیرهای وزنی تبدیل می‌شوند (تقسیم بر جزء اخلال به‌دست‌آمده از مرحلهٔ اول می‌شوند) و مدل دوباره براورد می‌شود (Shirin Bakhsh & Hasan Khansari, 2009).

با به دست آوردن پارامترهای تابع ریسک، کشش واریانس نهاده‌ها به دست می‌آید. کشش کل واریانس تولید به صورت رابطهٔ ۶ است:

$$k=1,2,\ldots,n \quad , \quad TVE=\sum VE_k \qquad (۶)$$

که در آن TVE کشش کل واریانس تولید، VE_k کشش جزئی واریانس تولید نسبت به نهاده k ام و n تعداد متغیرهای تابع ریسک است. کشش کل تابع ریسک مفهومی شبیه به بازده نسبت به مقیاس دارد؛ یعنی اگر کشش کل تابع ریسک بزرگ‌تر از صفر باشد، نشان‌دهندهٔ آن است که افزایش مصرف نهاده‌ها به یک نسبت، باعث افزایش ریسک تولید می‌شود (Roll et al., 2006).

الگوی تجربی تابع تولید(مرحلهٔ اول): به منظور تعیین نهاده‌های مؤثر بر ریسک تولید، انواع متفاوت تابع تولید (هم انعطاف‌پذیر و هم انعطاف‌ناپذیر) تخمین زده شدند. در نهایت تابع تولید درجه دوم تعمیم‌یافته با پنج نهاده مناسب شناخته شد:

(۷)

$$Y = \beta_O + \beta_{cf}.cf + \beta_s.S + \beta_A.A + \beta_L.L + \beta_w.W + \frac{1}{2}\beta_{cfcf}.(cf)^2 + \frac{1}{2}\beta_{AA}.(A)^2 + \frac{1}{2}\beta_{SS}.(S)^2 + \frac{1}{2}\beta_{LL}.(L)^2 + \frac{1}{2}\beta_{ww}.(W)^2 + \beta_{cfs}.cf.S + \beta_{cf.A}.cf.A + \beta_{cfL}.cf.L + \beta_{SA}.A.S + \beta_{SL}.S.L + \beta_{AL}.A.L + \beta_{cfw}.cf.W + \beta_{A.w}.AW + \beta_{wL}.W.L + \beta_{SW}.W.S$$

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 براوردی هستند.

الگوی تجربی تابع ریسک (مرحلهٔ دوم): پس از اثبات وجود ریسک و استخراج اجزای اخلال تابع مرحلهٔ اول و محاسبهٔ توان دوم آنها، تابع ریسک به فرم تابعی لئونتیف تعمیم‌یافته، با چهار متغیر(نهادهٔ مصرفی) و سه متغیر موهومی و یک متغیر ترتیبی، براورد شد که الگوی تجربی آن به شکل رابطهٔ ۸ است:

(۸)

$$\varepsilon^2 = C + \alpha_{cf}.cf^{1/2} + \alpha_L.L^{1/2} + \alpha_w.w^{1/2} + \alpha_p.P^{1/2} + \frac{1}{2}\beta_{LL}.(L) + \frac{1}{2}\beta_{ww}.(w) + \frac{1}{2}\beta_{pp}.(P) + \frac{1}{2}\beta_{cfcf}.(cf) + \beta_{wL}.W.L + \beta_{LP}.L.P + \beta_{pw}.PW + \beta_{Lcf}.L.cf + \beta_{cfw}.cf.W + \beta_{cfp}.cf.P + \alpha_1.D_1 + \alpha_2.D_2 + \alpha_3.D_3 + \alpha_4.D_4$$

در این الگو، ε^2: توان دوم اجزای اخلال تابع براوردی مرحلهٔ اول، P: سم مصرفی(لیتر)، W: مقدار آب مصرفی (مترمکعب)، L: نیروی کار استخدامی(نفر-روز)، cf: مقدار کود شیمیایی مصرفی(کیلوگرم)، D_1: واریتهٔ 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 کاشته‌شده غیر از پیاز، D_4: شرکت در کلاس‌های ترویجی(شرکت کرده=۱ و شرکت نکرده=۰)، α_i و β_i: پارامترهای براوردی هستند.

الگوی تجربی تابع تولید(مرحلهٔ سوم): پارامترهای تابعی که دارای مشکل واریانس ناهمسانی باشند، پارامترهای کارایی نخواهند بود. برای به دست آوردن پارامترهایی کارا باید واریانس ناهمسانی تابع مرحلهٔ اول برطرف شود. پس از رفع واریانس ناهمسانی تابع براوردی در مرحلهٔ اول، فرم تابع به‌دست‌آمده در مرحلهٔ سوم و متغیرهای آن همانند تابع به‌دست‌آمده در مرحلهٔ اول است؛ یعنی تابع درجه دوم تعمیم‌یافته‌ای با پنج نهادهٔ کود شیمیایی، سطح زیرکشت، بذر، آب و نیروی کار استخدامی.

داده‌های مورد نیاز این تحقیق از طریق تکمیل پرسشنامه و با مصاحبهٔ حضوری از نمونهٔ انتخابی در زمینهٔ محصول پیاز طی سال زراعی ۸۸-۸۹ جمع‌آوری شد. جامعهٔ آماری تحقیق تمامی پیازکاران دشت تبریز بوده است. برای تعیین حجم نمونه از فرمول کوکران استفاده شد و حجم نمونه ۲۳۳ نفر به دست آمد. نمونه‌گیری به روش تصادفی دومرحله‌ای انجام شد. در مرحلهٔ اول روستاها و در مرحلهٔ دوم کشاورزان پیازکار از هر روستا به طور تصادفی انتخاب شدند.

نتایج و بحث

نتایج براورد تابع تولید پیاز دشت تبریز(مرحلهٔ اول): مطابق مطالب گفته‌شده در مرحلهٔ اول، تابع تولید پیاز به شکل تابع درجه دوم تعمیم‌یافته (رابطهٔ ۷) براورد شد که نتایج آن در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج براورد تابع تولید پیاز دشت تبریز (مرحلهٔ اول)

پارامترها	ضرایب	آماره t
β_0	۰/۵۹۱	۰/۱۴۲
β_A	***۳۶/۹۲	۳/۵۲۲
β_s	**-۰/۵۱۷	-۲/۴۸۶
β_{AA}	***-۶۴/۸۲۶	-۴/۵۱۸
β_{ss}	-۰/۰۳۴	-۰/۹۶۷
β_{SA}	***۴/۲۹۷	۶/۵۳۷
β_L	۰/۰۵	۰/۸۳۴
β_{LL}	-۰/۰۰۰۳۹	-۰/۷۸۸
β_{AL}	***۰/۱۷۳	۲/۸۴۶
β_{SL}	***۰/۵۹۱	-۳/۲۳
β_{Cf}	۳۶/۹۲	۰/۵۳
β_{CfCf}	**-۰/۵۱۷	۲/۱۸۸
β_{ACf}	-۶۴/۸۲۶	-۱/۱۵
β_{LCf}	-۰/۰۳۴	۰/۰۶۸
β_{CfS}	*۴/۲۹۷	-۱/۷۲۳
β_w	۰/۰۰۱۴ *	۱/۷۰۹
β_{ww}	$۱۰^{-۸} \times$۳/۰۹	۰/۳۲۳
β_{Aw}	-۰/۰۰۱۶*	-۱/۸۰۹
β_{ws}	$۱۰^{-۵} \times$-۱/۳۷	-۰/۲۹۸
β_{wcf}	$۱۰^{-۷} \times$-۳/۶۷	-۰/۵۸۸
β_{wL}	$۱۰^{-۶} \times$۴/۲۵	۰/۹۸۸
F=۲۳/۸۷***	R^2=۰/۷۰	DW=۲/۰۱

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

در ادامه وجود واریانس ناهمسانی با آزمون White بررسی شد که مقدار آمارهٔ این آزمون ۱۰/۴۹ بوده در سطح یک درصد معنی‌دار است که حکایت از وجود واریانس ناهمسانی در اجزای اخلال تابع تولید دارد. در نتیجه در ادامه می‌توان تابع ریسک تولید پیاز را براورد کرد.

نتایج براورد تابع ریسک تولید پیاز دشت تبریز (مرحلهٔ دوم): ابتدا از تابع براوردی در مرحلهٔ اول، مقادیر اجزای اخلال را به دست می‌آوریم(رابطهٔ ۷) و توان دوم آنها(رابطهٔ ۸) به منزلهٔ متغیر وابسته در تابع ریسک تولید وارد می‌شود. سپس تابع ریسک تولید به شکل رابطهٔ ۸ براورد می‌شود. نتایج حاصل در جدول ۲ و محاسبه کشش‌های تابع ریسک در جدول ۳ آورده شده است.

البته در براورد تابع ریسک علاوه بر مقادیر نهاده‌های تولید، متغیرهای موهومی واریته، شغل فرعی و شرکت در کلاس‌های ترویجی و متغیر رتبه‌ای تعداد محصولات کاشته‌شده غیر از پیاز نیز استفاده شده است. نتایج حاکی از اثر مثبت متغیرهای واریته و شغل فرعی و اثر منفی متغیرهای تعداد محصولات کاشته‌شده غیر از پیاز و شرکت در کلاس‌های ترویجی بر ریسک تولید است.

با توجه به مقادیر محاسبه‌شده، چنین نتیجه‌گیری می‌شود که نهاده‌های نیروی کار استخدامی و آب بیشترین تأثیر را بر ریسک تولید دارند. از این میان تأثیر سم و کود شیمیایی بر ریسک تولید منفی و کاهنده است و سایر نهاده‌ها اثر مثبت بر ریسک تولید دارند.

مطابق جدول ۳ مشاهده می‌شود که کشش به‌دست‌آمده برای نهادهٔ نیروی کار استخدامی مثبت است؛ به طوری که با افزایش ۱۰ درصدی آن ریسک تولید ۷/۷ درصد افزایش می‌یابد. پیاز محصولی کاربر است و به‌جز مرحلهٔ آماده‌سازی زمین، بقیهٔ عملیات تا برداشت کامل به دست کارگر انجام می‌شود. وابستگی زیاد به نیروی کار روزمزد به‌ویژه در

مرحلهٔ داشت و برداشت موجب می‌شود که تقاضا برای نیروی کار فصلی افزایش یابد. در نتیجه نیروی کار غیرماهر و غیرمتخصص نیز در مراحل مختلف استفاده می‌شود که باعث افت کیفیت کار خواهد شد و این موضوع افزایش ریسک تولید را به همراه خواهد داشت.

جدول ۲. نتایج براورد تابع ریسک تولید پیاز دشت تبریز

پارامترها	ضرایب	آماره t
C	۲۲/۰۱۵	۰/۰۶۹
α_{cf}	۴۳/۳۴۳***	-۴/۰۹۱
α_L	۴۱/۹۲۴***	-۲/۱۹۸
α_w	-۳/۰۲۶	-۰/۵۱۴
α_p	-۲۰/۰۱۱	-۰/۱۳۵
β_{LL}	۱۷/۵۳***	۳/۷۲۶
β_{ww}	۰/۱۳۷*	۱/۸۲۳
β_{pp}	۲۲/۸۵۵	۰/۵۵۷
β_{cfcf}	۲/۴۶۸***	۴/۳۱
β_{wL}	۰/۰۰۰۳۴***	۳/۷۲۹
β_{Lp}	-۰/۲۱۱***	-۲/۹۳۱
β_{pw}	-۰/۰۰۱۲	-۱/۳۸۲
β_{Lcf}	-۰/۰۰۲۹***	-۳/۷۲۳
β_{cfw}	-۵/۰۶ ×۱۰$^{-۵}$***	-۳/۴۱۱
β_{cfp}	۰/۰۰۸۵	۱/۰۵۵
α_1	۲۰۵/۲۷***	۳/۸۳
α_2	۱۲۷/۱۸۳**	۲/۲۸۷
α_3	-۱۹/۵۱۶	-۰/۷۷۹
α_4	۱۳۷/۴۹*	-۱/۵۲۵
F=۸/۳۵***	R^2=۰/۴۱	DW=۲/۱

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

جدول ۳. کشش‌های تابع ریسک تولید پیاز دشت تبریز

نهاده	نیروی کار استخدامی	سم	آب	کود شیمیایی
کشش	۰/۷۷	-۰/۰۲۱	۰/۷۶	-۰/۴۶

نهادهٔ آب نیز در تولید پیاز اهمیت ویژه‌ای دارد زیرا کمبود آن به‌خصوص در ماه‌های گرم سال، بر واریانس تولید پیاز اثر می‌گذارد. با ۱۰ درصد افزایش آب مصرفی، نوسانات تولید ۷/۶ درصد افزایش می‌یابد. چون تولید پیاز در فصول گرم سال صورت می‌پذیرد، عامل آب نقش بسزایی در تولید این محصول و تغییرات آن دارد. وجود سیستم آبیاری کرتی که سیستمی سنتی است، گاه با مشکلاتی همچون خفگی گیاه در آبیاری با ساعات طولانی و یا تجمع آب در کرت‌های ناهموار و رشد قارچ براثر رطوبت زیاد، همراه است. همچنین استفادهٔ بی‌رویه از آب سبب شست‌وشوی خاک و املاح آن می‌شود.

براساس نتایج حاصل می‌توان گفت در صورتی که مصرف سم ۱۰ درصد اضافه شود، نوسانات تولید ۰/۲۱ درصد کاهش خواهد یافت زیرا به‌کارگیری سموم سلامت گیاه را حفظ می‌کند و با توجه به حساسیت بسیار پیاز به قارچ و آفاتی همچون تریپس، استفادهٔ به‌موقع و به مقدار مناسب سموم تا حد زیادی می‌تواند کاهش ریسک تولید را به همراه داشته باشد. همچنین با افزایش ۱۰ درصدی

مصرف کود شیمیایی نوسانات ۴/۶ درصد کاهش می‌یابد، زیرا کود شیمیایی با تأمین نیازهای غذایی گیاه سبب کاهش نوسانات تولید می‌شود.

شرکت در کلاس‌های ترویجی اثر کاهشی بر ریسک تولید دارد زیرا موجب افزایش آگاهی کشاورزان در استفادهٔ اصولی و اقتصادی نهاده‌ها به‌ویژه سموم و کود شیمیایی(که اثر کاهشی بر ریسک دارند) می‌شود و کاهش ریسک تولید را به دنبال خواهد داشت. به‌کارگیری سیستم چندکشتی به منزلهٔ راهکار طبیعی مقابله با ریسک و عدم حتمیت، همواره مد نظر کشاورزان بوده است. تفاوت آفات و بیماری‌های مخرب محصولات و همچنین نبود روند یکسان نوسان قیمتی دلایل استفاده از این سیستم بوده است زیرا تا حد زیادی جلوی نوسان شدید درآمد کشاورزان را می‌گیرد. اشتغال کشاورزان به مشاغل غیرکشاورزی اثر مثبتی بر ریسک تولید دارد. اشتغال به سایر مشاغل باعث صرف زمان کمتر در مزرعه و رسیدگی کمتر به محصول می‌شود که می‌تواند افزایش‌دهندهٔ ریسک تولید باشد. متغیر واریتهٔ بذر پیاز به صورت متغیر موهومی در مدل وارد شد که اثر مثبت و معنی‌داری از خود نشان داد. به عبارتی، واریتهٔ پیاز سفید در مقایسه با پیاز قرمز دارای ریسک بیشتر و افزایش‌دهندهٔ ریسک است. بذر پیاز سفید از جمله تکنولوژی‌های جدیدی است که در سال‌های اخیر به کشاورزان این منطقه معرفی شده و کشت آن با ریسک بیشتری همراه است.

همان‌طور که گفته شد، کشش کل واریانس تولید از مجموع کشش‌های جزئی تابع ریسک به دست می‌آید:

TVE =(۰/۷۷ + ۰/۷۶ + (-۰/۴۶) + (-۰/۰۲۱)) = ۱/۰۴۹

بنابراین یک درصد افزایش در مصرف نهاده‌ها به صورت متناسب باعث افزایش ۱/۰۴۹ درصدی ریسک تولید خواهد شد.

جدول ۴. نتایج براورد تابع تولید پیاز دشت تبریز(مرحلهٔ سوم)

پارامترها	ضرایب	آماره t
β_0	-۰/۰۴۷	-۰/۰۱۱
β_A	۳۸/۳۱***	۳/۶۰۸
β_s	-۱/۵۲۹***	-۲/۴۶۳
β_{AA}	۶۳/۳۶۲***	-۴/۳۹۲
β_{ss}	-۰/۰۳۷	-۰/۰۲۴
β_{SA}	۴/۲۳۷***	۶/۳۸۷
β_L	۰/۰۴۶	۰/۷۵۳
β_{LL}	-۰/۰۰۰۲۷	-۰/۵۵
β_{AL}	۰/۱۶۹***	۲/۷۸۲
β_{SL}	-۰/۰۱۰۹***	-۳/۲۴
β_{Cf}	۰/۰۰۲۴	۰/۳۰۷
β_{CfCf}	۱۰ ×۱/۱۸$^{-۵}$**	۲/۱۹۱
β_{ACf}	-۰/۰۰۹	-۰/۹۶۷
β_{LCf}	۱۰ ×-۱/۰۹$^{-۵}$	-۰/۲۳۶
β_{CfS}	-۰/۰۰۰۵	-۱/۵۶۸
β_w	۰/۰۰۱۷**	۲/۰۳۵
β_{ww}	۱۰ ×۱/۹۲$^{-۸}$	۰/۲۰۲
β_{Aw}	۰/۰۰۲***	-۲/۲۳۹
β_{ws}	۱۰ ×-۶/۵۶$^{-۶}$	-۰/۱۴۴
β_{wcf}	۱۰ ×-۳/۱۲$^{-۷}$	-۰/۵۰۷
β_{wL}	۱۰ ×۵/۲۹$^{-۶}$	۱/۲۲۳
F=۲۳/۸۷***	R^2=۰/۷۰	DW=۲/۰۱

*** و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح احتمال ۱ و ۵ درصد را نشان می‌دهد.

جدول ۵. مقادیر کشش‌های جزئی نهاده‌ها در تابع تولید مرحلهٔ سوم

نهاده	سطح زیرکشت	بذر	نیروی کار استخدامی	کود شیمیایی	آب
کشش	۰/۸۷۲	۰/۱۵۳	۰/۰۸۲	-۰/۱۶	۰/۰۷۱

نتایج براورد تابع تولید پیاز دشت تبریز (مرحلهٔ سوم): نتایج تابع تولید به‌دست‌آمده پس از رفع واریانس ناهمسانی در جدول ۴ و نتایج محاسبهٔ کشش‌های این نهاده‌ها در جدول ۵ آمده است.

با توجه به مقادیر جدول ۵ می‌توان نتیجه گرفت که نهاده‌های سطح زیرکشت، کود شیمیایی، بذر، نیروی کار استخدامی و آب به ترتیب بیشترین تأثیر را بر میزان تولید دارند. از این میان تنها نهادهٔ کود شیمیایی کشش منفی دارد و در ناحیهٔ سوم تولیدی استفاده می‌شود، لذا افزایش به‌کارگیری آن، اثر منفی بر میزان تولید محصول دارد. دلیل این موضوع می‌تواند ناآگاهی کشاورزان از حد بهینهٔ مصرف این نهاده و توجه نکردن به قانون بازدهٔ نزولی در مصرف آن باشد که باعث مصرف غیراقتصادی این عامل تولیدی شده است. در ضمن طی سال‌های اخیر افت حاصلخیزی خاک و تخلیهٔ خاک‌های منطقه از مواد مغذی سبب کاهش توانمندی تولیدی زمین‌های منطقه شده و دلیل مصرف بالای کود نیز جبران این کاهش توانمندی است. کشاورزان خود به این نکته واقف‌اند که کود شیمیایی را بیش از حد استاندارد استفاده می‌کنند ولی بدون به‌کارگیری کود شیمیایی و حتی مصرف کم آن و تنها با اکتفا به حاصلخیزی خاک، محصول قابل توجهی برداشت نخواهند کرد. سایر نهاده‌ها کششی مابین صفر و یک دارند و در ناحیهٔ دوم تولیدی یعنی ناحیهٔ اقتصادی تولید قرار می‌گیرند. مجموع کشش‌های جزئی که بیانگر بازده نسبت به مقیاس است، ۰/۹۷۳ به دست آمد که نشان‌دهندهٔ بازدهٔ نزولی نسبت به مقیاس است.

با مقایسهٔ نهاده‌های مؤثر بر تولید و ریسک تولید استنباط می‌شود که آب و نیروی کار هم افزایش‌دهندهٔ تولید و هم افزایش‌دهندهٔ ریسک تولید هستند و کود شیمیایی عکس این حالت را دارد. از سوی دیگر، با مقایسهٔ کشش‌های هر کدام از این نهاده‌ها می‌توان به این نتایج دست یافت. کشش نیروی کار استخدامی در هر دو تابع تولید و ریسک عددی مثبت است؛ یعنی با افزایش یک درصدی نیروی کار استخدامی میانگین تولید ۰/۰۸۲ درصد و نوسانات تولید ۰/۷۷ درصد افزایش می‌یابد. به این معنی که افزایش تولید کمتر از افزایش نوسانات آن است. دربارهٔ آب نیز نتیجهٔ مشابهی حاصل شد. افزایش یک درصدی مصرف آب موجب افزایش ۰/۷۶ درصدی ریسک تولید و افزایش ۰/۰۷۱ درصدی میانگین تولید می‌شود؛ یعنی افزایش یک درصدی مصرف آب، میانگین تولید را کمتر از نوسانات آن افزایش خواهد داد. همان طور که گفته شد، مصرف کود شیمیایی هم بر ریسک و هم بر تولید، اثر کاهنده دارد. منفی بودن کشش تولید و قرار گرفتن آن در ناحیهٔ سوم تولیدی نشان‌دهندهٔ مصرف بیش از حد اقتصادی آن است ولی با مقایسهٔ مقادیر کشش‌های تولید و ریسک این نهاده ملاحظه می‌شود که اثر کاهشی آن بر ریسک به مراتب بیش از اثر کاهشی آن بر میانگین تولید است.

پیشنهادها

- با توجه به اینکه استفاده از دو نهادهٔ آب و نیروی کار استخدامی در ناحیهٔ دوم اقتصادی قرار می‌گیرد و با عنایت به اثر افزایشی این دو نهاده بر ریسک تولید، افزایش مصرف آنها توصیه نمی‌شود و تعیین مقدار بهینهٔ مصرف این نهاده‌ها می‌تواند در تعدیل اثر سوء آنها بر ریسک تولید مؤثر باشد.

- کشاورزان نهادهٔ کود شیمیایی را به امید افزایش عملکرد، بیش از اندازهٔ اقتصادی مصرف می‌کنند (که یکی از دلایل آن می‌تواند یارانه‌دار بودن مقداری از کود مصرفی باشد) و این کار سبب آلودگی محیط و از سوی دیگر افزایش هزینه‌های تولید می‌شود. برای پرهیز از این دو اثر، لازم است همگام با آزادسازی قیمت نهاده‌ها، کود شیمیایی اصولی‌تر مصرف شود. از سوی دیگر، با توجه به کاهنده بودن اثر آن بر ریسک تولید، توصیه می‌شود آزمایش‌های خاک‌شناسی برای تعیین نوع و میزان مناسب کود مورد نیاز خاک منطقه انجام شود.

- با توجه به کاهنده بودن اثر سم بر ریسک تولید، مصرف بیشتر این نهاده البته با رعایت حد اقتصادی و بهینهٔ آن(توجه به قانون برابری قیمت نهاده و ارزش تولید نهایی) توصیه می‌شود.

- تلاش برای برگزاری کلاس‌های ترویجی و آموزش پیازکاران برای مصرف درست و بهینهٔ نهاده‌ها می‌تواند گامی مؤثر در جهت کنترل اثر نهاده‌های افزایش‌دهندهٔ ریسک و آگاهی از مصرف نهاده‌های کاهندهٔ ریسک تولید باشد.

- با عنایت به اثر مثبت واریته بر ریسک تولید، مشاهده شد که مصرف واریتهٔ پیاز سفید با ریسک بیشتری همراه است. این مسئله ممکن است براثر عدم تطابق این واریته با شرایط منطقه و ناآشنا بودن کشاورزان با رعایت اصول مصرف آن باشد. بنابراین مصرف واریتهٔ پیاز قرمز پیشنهاد می‌شود.

REFERENCES

Asche, F. and Ragnar, T. (1999). Modeling production risk with a two-step procedure. *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 24(2), pp.424-439.

Ehsan, A., Tehrani, R. & Eslami Bidgoli G. (2008). Evaluation of coefficient of risk-aversion and variance production in risk management: case study of tomato farmers in Dezfool. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 16(61), 17-34. (In Farsi)

Koopahi, M. Sadat Barikani, S. Kavoosi Kashmari, M & Sasooli, M. (2009). Effect of consumption of inputs on rice risk-production in Gilan. *Journal of Science and Agricultural Technics and Natural Resources*. 13(48), 364-357. (In Farsi)

Koundouri, P. and Nauges, C. (2005). On production function estimation with selectivity and risk considerations. *Journal of Agricultura1 and Resource Economics* 30(3), pp.597-608.

Ligeon, C., Jolly, C., Bencheva, N., Delikostadinov, S. and Puppala, N. (2008). Production risks in Bulgarian peanut production. *Agricultural Economics Review*.

Roll, K. H., Guttormsen, A. G. and Asche F. (2006). Modelling production risk in small scale subsistence agriculture. Contributed paper prepared for presentation at the International. *Association of Agricultural Economists Conference, Gold Coast, Australia*.

Shirinbaksh, S. & Hasan Khansari, Z. (2005). *Performance of Eviews in Econometric*. Tehran. (In Farsi)

Villano, R. A., ODonnell, C. J. and Battese, G. E. (2005). An investigation of production risk, risk preferences and technical efficiency: Evidence from rain fed lowland rice farms in the Philippines. *Working paper series in Agricultural and Resources Economics*. ISSN 1442 1909.

Yazdani, S. & Sasooli, M (2007). Effect of consumption of inputs on rice risk-production in Shaft town of Gilan. *Journal of Economic and Agriculture*, 2(1), 35-46. (In Farsi)