اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۸، شمارهٔ ۱۰۹، بهار ۱۳۹۹

DOI: 10.30490/AEAD.2020.121575

الگوی تأثیرگذاری نهاده‌ها بر مخاطرهٔ تولید گندم آبی و دیم در شرق استان گلستان

فاطمه حبیبی نوده[۱]، محمد قربانی[۲]، محمدرضا کهنسال[۳]، نورمحمد آبیار[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۲/۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۷

چکیده

نهاده‌های تولید از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر مخاطره محصولات کشاورزی است. در مطاعهٔ حاضر، تأثیر نهاده‌ها بر مخاطره تولید با استفاده از اطلاعات ۲۲۱ کشاورز گندم‌کار دیم و آبی در شرق استان گلستان برای سال زراعی ۱۳۹۵-۱۳۹۴ از طریق الگوی پیشنهادی جاست و پاپ بررسی شد. نتایج نشان داد که نهادهٔ بذر برای هر دو محصول تأثیر مثبت و معنی‌دار بر

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران. (f.habibi24@gmail.com)

۲- نویسندهٔ مسئول و استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران. (ghorbani@um.ac.ir)

۳- استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران. (kohansal@um.ac.ir)

۴- عضو هیئت علمی مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان گلستان، گرگان، گرگان، ایران. (n.abyar@areeo.ac.ir)

میانگین تولید دارد؛ همچنین، دو نهادهٔ کود شیمیایی و آب مصرفی برای گندم آبی و نهاده‌های کود شیمیایی، سم، ماشین‌آلات و نیروی کار برای گندم دیم اثر افزایشی بر میانگین تولید دارند و افزون بر این، سم مصرفی برای هر دو محصول اثر مخاطره‌افزایی دارد و دو نهادهٔ کود شیمیایی و ماشین‌آلات برای گندم آبی و بذر و نیروی کار برای گندم دیم اثر مخاطره‌کاهندگی دارند. بنابراین، برای کاهش مخاطرهٔ تولید گندم آبی و دیم و افزایش میانگین تولید این محصول راهبردی، توصیه می‌شود که از نهاده‌های کاهندهٔ مخاطره در زمان مناسب و به‌درستی بهره‌گیری شود.

کلیدواژه‌ها: *مخاطره، تابع تولید، مدل جاست و پاپ، گندم.*
طبقه‌بندی: D21,D24,D81:JEL

مقدمه

افزایش جمعیت جهان و نیاز روزافزون به غذا از مهم‌ترین مشکلات عصر کنونی بوده و از این‌رو، بخش کشاورزی، به‌عنوان تأمین‌کنندهٔ اصلی نیازهای غذایی، همواره در جست‌وجوی راه‌هایی برای برطرف کردن این مشکل بوده است (Hamraz et al., 2010; Dashti et al., 2013). بااین همه، کشاورزی یکی ازپرمخاطره‌ترین فعالیت‌های اقتصادی است (Ghorbani et al., 2009; Osaki and Batalha, 2014; Hardaker et al., 2015). از مخاطره (یا همان ریسک) به‌عنوان عاملی مهم، مستمر و مؤثر بر رفتار کشاورزان در رفع عدم تعادل از کشاورزی سنتی یاد شده است (Hamraz et al., 2010). مخاطره و عدم حتمیت در کشاورزی، در قالب دو مؤلفه از مهم‌ترین ویژگی‌های این بخش، نه‌تنها ناشی از شرایط آب‌وهوایی است، بلکه از قیمت، شرایط بازار، نوآوری‌های فنی و سیاست‌های دولت در زمینهٔ استفاده از نهاده‌ها تأثیر می‌پذیرد (Ghorbani and Jafari, 2009). بین میزان استفاده از مصرف نهاده‌ها و سطح مخاطره رابطه‌ای دو طرفه برقرار است؛ یعنی، همان‌گونه که مخاطرهٔ تولید بر

میزان مصرف نهاده‌ها تأثیر دارد. تخصیص نهاده‌ها هم به‌نحوی بر میزان تولید و مخاطره تولید محصول اثر گذار است (Dashti et al., 2013).

دیلون و آندرسون (Dillon and Anderson, 1971) و همچنین، رول و همکاران (Roll et al., 2006) بر این باورند که یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر نوسان تولید محصولات کشاورزی میزان استفاده از نهاده‌های مختلف به ویژه نهاده‌های جدید است و استفاده از این نهاده‌ها موجب افزایش بهره‌وری واحدهای کشاورزی می‌شود، اما به‌طور همزمان باعث افزایش نوسان‌های تولید و در نتیجه، مخاطره و عدم حتمیت بیشتر نیز می‌شود (Ehsan et al., 2008; Mortazavi et al., 2012; Tiedemann and Latacz-Lohmann, 2013). بنابراین، با توجه به اثر نهاده‌های مصرفی در مخاطرهٔ تولید، منطقی به‌نظر می‌رسد که هنگام بررسی رابطهٔ تولید، علاوه بر تأثیر در میانگین تولید، اثر آنها بر مخاطره (واریانس) تولید نیز مد نظر قرار گیرد.

بیشتر مطالعات مرتبط با بررسی مخاطرهٔ تولید بر پایهٔ مدل ارائه‌شده توسط جاست و پاپ (Jast and Pope, 1979) بنا نهاده شده است. به باور جاست و پاپ، ورود مخاطره در توابع تولید معمولی باعث ایجاد محدودیت می‌شود، در حالی که تابع تولید باید انعطاف لازم برای نشان دادن تأثیر نهاده‌ها در مؤلفهٔ قطعی و تصادفی تولید را به‌طور جداگانه داشته باشد تا بتوان اثر مخاطره را بررسی کرد. تاکنون پژوهش‌های بسیار دربارهٔ تعیین نهاده‌های مؤثر بر میانگین تولید و مخاطره با استفاده از روش تابع تولید تصادفی تعمیم‌یافته و روش پیشنهادی جاست و پاپ انجام شده است. ویلانو و همکاران (Villano et al., (2005 نشان دادند که در فیلیپین، نیروی کار و کود شیمیایی اثر مثبت و علف‌کش‌ها اثر منفی بر مخاطره تولید محصول برنج دارند. نتایج برآورد تابع مخاطره تولید بادام‌زمینی از سوی لیجن و همکاران (Ligeon et al., 2013) در بلغارستان، با استفاده از روش تابع تولید تصادفی تعمیم‌یافته، بیانگر رابطهٔ مثبت مقادیر بذر و کود فسفاته مصرفی با مخاطره تولید بود. گاردبروک و همکاران (Gardebroek et al., 2010)، با استفاده از روش جاست و پاپ و داده‌های پانل، به بررسی مخاطره تولید در محصولات

ارگانیک و غیرارگانیک در کشور هلند پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که نهادهٔ کود شیمیایی در محصولات ارگانیک باعث افزایش مخاطره و در محصولات غیرارگانیک باعث کاهش مخاطره می‌شود؛ همچنین، نهادهٔ نیروی کار در هر دو نوع محصول باعث افزایش مخاطره می‌شود. پودل و همکاران (Poudel et al., 2014)، با استفاده از داده‌های پانل و روش پیشنهادی جاست و پاپ، تأثیر متغیرهای اقلیمی بر میانگین تولید برنج، ذرت و گندم در نپال را بررسی کردند و نتیجه گرفتند که افزایش دما باعث کاهش میانگین تولید ذرت و افزایش تولید گندم می‌شود و همچنین، مخاطره تولید برنج و ذرت را افزایش می‌دهد. کومار و همکاران (Kumar et al., 2015)، با استفاده از تابع تولید تصادفی تعمیم‌یافته و روش جاست و پاپ، به بررسی تأثیر متغیرهای اقلیمی و غیراقلیمی بر میانگین تولید و مخاطره تولید محصول نیشکر در کشور هند پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که حداکثر و حداقل دما و بارندگی در فصل تابستان بر مخاطره تولید تأثیر معنی‌دار دارند؛ همچنین، میانگین حداقل دما در فصل بارندگی تأثیر منفی بر میانگین تولید نیشکر دارد. موشی (Moshi, 2017)، با استفاده از روش جاست و پاپ، تأثیر انتخاب فناوری‌های زراعی و مخاطره‌های ناشی از آن در الگوهای بارندگی مختلف در کشور تانزانیا را بررسی و نتیجه‌گیری کرد که در هر الگوی بارندگی، متغیرهای کود شیمیایی و بذر اصلاح‌شده مخاطره تولید را کاهش و تولید ذرت را افزایش می‌دهند؛ همچنین، در مناطق با بارندگی کم، حفاظت آب و خاک باعث کاهش مخاطره تولید شده است. سارکر و همکاران (Sarker et al., 2017)، با استفاده از روش جاست و پاپ در دو حالت تابع تولید خطی و درجه دو، به بررسی تأثیر متغیرهای اقلیمی بر میانگین تولید و مخاطره تولید محصول برنج در بنگلادش پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که حداکثر دما باعث افزایش عملکرد محصول برنج در تابع تولید خطی و کاهش عملکرد این محصول در تابع تولید درجه دو شده است؛ همچنین، بارندگی و حداکثر دما تأثیر افزایشی بر مخاطره تولید دارند. مطالعهٔ احسان و همکاران (Ehsan et al., 2008) اثر مثبت سطح زیر کشت و کود شیمیایی و اثر منفی نیروی کار، سموم شیمیایی و بذر بر مخاطره تولید محصول گوجه‌فرنگی در شهرستان دزفول را نشان

داد. همچنین، بر پایهٔ نتایج مطالعهٔ قربانی و جعفری (Ghorbani and Jafari, 2009)، کود ازته و آب مصرفی سبب کاهش مخاطره تولید گندم در استان خراسان رضوی می‌شود. دشتی و همکاران (Dashti et al., 2013)، با استفاده از روش جاست و پاپ، نشان دادند که دو نهادهٔ آب مصرفی و نیروی کار اثر مثبت و کود شیمیایی اثر منفی بر میانگین تولید و مخاطرهٔ تولید محصول پیاز دارند. مروری بر مطالعات یادشده نشان می‌دهد که در اکثر این مطالعات، برای بررسی اثر نهاده‌های تولید بر مخاطره و میانگین تولید، از روش جاست و پاپ استفاده شده است.

گندم به عنوان محصول مهم کشاورزی و همچنین، عنصر مهم سبد غذایی مردم ایران، همواره به اشکال مختلف مورد توجه و حمایت دولت بوده است. این حمایت‌ها در دو بخش نهاده و ستانده در قالب پرداخت اعتبارات یارانه‌ای، توزیع نهاده‌های یارانه‌ای و قیمت تضمینی صورت گرفته، که در سال‌های اخیر شدت و ضعف داشته است (Ghorbani and Jafari, 2009). البته سیاست‌های مؤثر در بخش نهاده‌های تولید محصولات کشاورزی، علاوه بر سطح تولید، بر مخاطره تولید این محصولات نیز اثر می‌گذارند (Golkaran Moghaddam, 2015; Hamraz et al., 2010). از این‌رو، بررسی و شناخت صحیح اثر نهاده‌های مصرفی بر تولید و مخاطرهٔ تولید به جهت‌گیری مناسب‌تر این سیاست‌ها به‌ویژه برای استان‌های مستعد کشاورزی همچون استان گلستان کمک خواهد کرد.

گلستان از استان‌های برتر کشور از نظر سطح زیر کشت و تولید محصول گندم است. سطح زیر کشت گندم آبی و دیم در این استان، به‌ترتیب، برابر با ۱۷۲۱۸۷ و ۲۲۶۹۷۰ هکتار و مقدار تولید گندم آبی ۵۲۷۹۵۲ تن و تولید گندم دیم برابر با ۵۱۶۷۶۰ تن در سال ۱۳۹۴ گزارش شده است (Ministry of Agriculture - Jahad, 2015)، به‌گونه‌ای که کشت گندم از مهم‌ترین فعالیت‌های زراعی کشاورزان استان گلستان به‌شمار می‌آید و درآمد بیشتر کشاورزان استان به کشت این محصول وابسته است. از سوی دیگر، کشت این محصول در استان همواره همراه با انواع مخاطره‌ها بوده است، که به‌ویژه مخاطره‌های ناشی از نهاده‌های تولید این محصول می‌تواند بر درآمد کشاورزان تأثیرگذار باشد. بنابراین، بررسی اثر نهاده‌های مصرفی بر

میانگین تولید و مخاطره تولید می‌تواند به کشاورزان در استفاده صحیح از نهاده‌های تولیدی کمک کند. از این‌رو، در مطالعهٔ حاضر، سعی شده است با استفاده از روش ابداعی جاست و پاپ و تابع تولید تصادفی تعمیم یافته، تأثیر نهاده‌های تولیدی بر میانگین و مخاطره تولید دو محصول گندم آبی و دیم در شرق استان گلستان مورد بررسی و مقایسه قرار گیرد.

مواد و روش‌ها

در بیشتر مطالعات مرتبط با مخاطره تولید، از مدل جاست و پاپ (Jast and Pope, 1979) استفاده شده است. این دو پژوهشگر در مطالعهٔ خود هشت فرض را برای تابع تولید تصادفی ارائه کردند. یکی از این فرض‌ها عبارت است از اینکه اثر یک نهاده بر مخاطره تولید ممکن است مثبت، منفی و یا صفر باشد؛ به دیگر سخن، نهاده‌ها می‌توانند باعث افزایش مخاطره (مخاطرهٔ فزاینده) یا کاهش مخاطره (مخاطرهٔ کاهنده) تولید شوند، یا اینکه تأثیری بر آن نداشته باشند (مخاطرهٔ خنثی) (Roll et al., 2006). شکل تابعی مورد نظر جاست و پاپ از دو بخش معین (قطعی) و تصادفی تشکیل شده است. بخش قطعی آن شامل میانگین تولید و بخش تصادفی آن معرف مخاطره (واریانس) تولید است (Poudel et al., 2014). فرم عمومی تابع تولید جاست و پاپ به‌صورت زیر است:

$$y_i = f(x_i, \beta) + \mu \qquad (۱)$$

$$y = f(x_i, \beta) + h^{1/2}(x_i, a)\varepsilon \; ; E(\varepsilon) = 0, V(\varepsilon) = 1 \qquad (۲)$$

که در آن، $f(x_i, \beta)$ مؤلفهٔ قطعی، $h^{1/2}(x_i, \alpha)$ مؤلفهٔ تصادفی تابع، μ قسمت ناهمسانی واریانس (مخاطره تولید) با میانگین صفر، y میزان تولید گندم (کیلوگرم)، x بردار نهاده‌های تولید شامل بذر (کیلوگرم)، کود شیمیایی (کیلوگرم)، نیروی کار (نفر- روز)، میزان استفاده از ماشین‌آلات (ساعت در هکتار)، سموم شیمیایی (لیتر) و آب مصرفی برای گندم آبی (مترمکعب) بوده، α و β ضرایب رگرسیون برای متغیرهای توضیحی مدل است که باید

برآورد شوند؛ و ε خطای تصادفی بخش قطعی معادله با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. در رابطه (۲)، متغیرهای توضیحی مدل می‌توانند روی میانگین تولید $\left[E(y_i)=f(x_i,\beta)\right]$ و واریانس تولید (مخاطره تولید) $\left[Var(y_i)=Var(\mu)=h(x_i,a)\sigma^2\right]$ تأثیر بگذارند، بدین‌صورت که اگر داشته باشیم:

$$\left[\frac{\delta h}{\delta x}>0\right]$$

مصرف نهاده می‌تواند باعث افزایش مخاطرهٔ تولید شود؛ و اگر داشته باشیم:

$$\left[\frac{\delta h}{\delta x}<0\right]$$

مصرف نهاده می‌تواند باعث کاهش مخاطرهٔ تولید شود (Kim and Pang, 2009).

برای برآورد تابع تولید تصادفی تعمیم‌یافته و مدل جاست و پاپ، می‌توان از دو روش کمترین توان های دوم تعمیم‌یافتهٔ امکان‌پذیر[1] و حداکثر درست‌نمایی[2] استفاده کرد، که در صورت وجود واریانس ناهمسانی و بررسی مخاطره تولید، روش کمترین توان‌های دوم تعمیم‌یافتهٔ امکان‌پذیر (FGLS) کاربرد بیشتری دارد. در مطالعات کرو و همکاران (Carew et al., 2009)، کاباس (Cabas, 2010) و کومار و همکاران (Kumar et al., 2015)، برای برآورد مدل جاست و پاپ، از این روش استفاده شده است؛ همچنین، در صورت کوچکی تعداد نمونه، زمانی که داده‌ها سری زمانی هستند، روش حداکثر درست‌نمایی مناسب‌تر است (Poudel et al., 2014). در مطالعهٔ حاضر نیز مدل جاست و پاپ در سه مرحله با استفاده از روش FGLS برآورد شده است.

مرحله اول: با استفاده از رابطه (۳) و روش حداقل مربعات معمولی[3]، ضرایب تابع میانگین تولید $\left[f(x_i,\beta)\right]$ برآورد می‌شود. پس از برآورد تابع تولید در مرحلهٔ اول و انتخاب

1. Feasible Generalized Least Square (FGLS)
2. Maximum Likelihood (ML)
3. Ordinary Least Squares (OLS)

بهترین فرم تابع، آزمون واریانس ناهمسانی برای کشف وجود مخاطره تولید انجام می‌شود. وجود واریانس ناهمسانی در مدل دلیلی بر وجود مخاطره است. در واقع، وجود واریانس ناهمسانی در مدل نشان می‌دهد که مؤلفهٔ تصادفی، تابعی از متغیرهای توضیحی است (Roll et al., 2006; Dashti et al., 2013). برای بررسی ناهمسانی واریانس در الگو، از آزمون وایت استفاده می‌شود، که معنی دار بودن آماره این آزمون حکایت از وجود ناهمسانی واریانس در اجزای اخلال تابع تولید دارد.

$$y_i = f(x_i, \beta) + \mu = \mathrm{h}^{1/2}(x_i, \beta) \qquad (۳)$$

مرحله دوم: پس از پی بردن به وجود مخاطره، می‌توان تابع مخاطره تولید را برآورد کرد، بدین صورت که ابتدا جزء اخلال تابع برآوردی مرحلهٔ اول از طریق رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

$$\varepsilon = y_i - f(x_i, \alpha) \qquad (۴)$$

سپس، به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، مؤلفه تصادفی تابع تولید یعنی، $h^{1/2}(x_i, \alpha)$ به‌صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\ln\left|\varepsilon^2\right| = \beta_0 + \beta_1 \ln x_1 + \ldots + \beta_n \ln x_n + e \qquad (۵)$$

که در آن، ضرایب β مبین نوع اثر نهاده‌ها بر مخاطره تولید است.

مرحله سوم: در این مرحله، برای برطرف کردن مشکل ناهمسانی واریانس در مرحله اول، تمامی متغیرهای اولیهٔ با وزن به متغیرهای وزنی تبدیل و به دنبال آن، رابطه (۳) دوباره به روش حداقل مربعات وزنی برآورد می‌شود.

برای جمع‌آوری اطلاعات گندم‌کاران شرق استان گلستان، شهرستان‌های آزادشهر، گنبد کاووس و مینو دشت با ۱۳۰۸۲ گندم‌کار انتخاب شدند. همچنین، حجم نمونه مورد بررسی با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی تعیین شده که بر اساس آن، اطلاعات مورد نیاز

از ۲۲۱ گندم‌کار این منطقه در سال زراعی ۹۵-۱۳۹۴ از طریق پرسشنامه (۹۶ پرسشنامه مربوط به محصول گندم آبی و ۱۲۵ پرسشنامه مربوط به گندم دیم) جمع‌آوری‌شده است.

نتایج و بحث

میانگین مقدار نهاده‌ها و تولید دو محصول گندم آبی و دیم در جدول ۱ آمده است. با توجه به مقادیر جدول، عملکرد گندم آبی و دیم، به‌ترتیب، برابر با ۳/۸ و ۳/۲ تن در هکتار بوده که این مقادیر برای هر دو محصول بیش از عملکرد استان در سال ۱۳۹۴ به‌دست آمده است. مقدار میانگین استفاده از نهاده‌های بذر و سم برای گندم دیم بیش از گندم آبی گزارش شده و نهاده‌های کود شیمیایی، نیروی کار و ماشین‌آلات در گندم آبی بیش از گندم دیم بوده است، که دلیل بیشتر بودن نهاده‌های نیروی کار و ماشین‌آلات در محصول آبی را می‌توان به استفاده از این دو نهاده برای آبیاری محصول نسبت داد.

جدول ۱- متوسط نهاده‌ها و ستاده‌های گندم آبی و دیم در نمونه مورد مطالعه

نهاده / ستاده	متوسط	
	گندم آبی	گندم دیم
عملکرد (تن در هکتار)	۳/۸۴	۳/۲۱
بذر (کیلوگرم در هکتار)	۲۰۲/۱۴	۲۰۵/۲۰
کودهای شیمیایی (کیلوگرم در هکتار)	۲۹۵/۴	۲۱۷/۰۰
سموم مصرفی (کیلوگرم در هکتار)	۲/۸۱	۳/۱۰
ماشین‌آلات (ساعت در هکتار)	۱۱/۳۸	۸/۱۹
نیروی کار (نفر- روز در هکتار)	۴/۴۵	۳/۳۷
سطح زیر کشت (هکتار)	۲۷/۳	۲۰/۷
آب مصرفی (مترمکعب در هکتار)	۱۶۶۶/۷۱	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مطالعهٔ حاضر، آزمون عامل تورم واریانس[1] برای تشخیص هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی الگو انجام شد که با توجه به نتایج آن (جدول ۲)، هم‌خطی بین نهاده‌های تولید وجود نداشت، زیرا مقدار این شاخص برای متغیرهای مختلف در هر دو محصول کمتر از ده بود.

جدول ۲- آزمون هم‌خطی متغیرهای مدل

متغیر	عامل تورم واریانس (VIF)	
	گندم آبی	گندم دیم
بذر	۱/۱۰	۱/۰۷
کود شیمیایی	۱/۲۵	۱/۱۳
سموم مصرفی	۱/۰۸	۵/۴۳
ماشین‌آلات	۱/۲۴	۲/۱۷
نیروی کار	۱/۰۲	۶/۴۸
آب مصرفی	۱/۰۹	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مطالعه حاضر، نخست، برای دو محصول گندم آبی و دیم، برآورد دو فرم تابع تولید کاب- داگلاس[2] و ترانسندنتال[3] صورت گرفت و سپس، با استفاده از آزمون تداخل، برای محصول گندم آبی فرم تابعی کاب داگلاس و برای گندم دیم فرم تابعی ترانسندنتال انتخاب شد (جدول ۳).

جدول ۳ - فرم‌های تابعی مورد استفاده در مطالعه

محصول	آماره آزمون تداخل	فرم تابعی
گندم آبی	۷/۵۲	کاب داگلاس
گندم دیم	۵۰/۵۰*	ترانسندنتال

* معنی‌داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مرحله اول، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و مؤلفه قطعی تابع تولید برای دو محصول گندم آبی و دیم برآورد شد. نتایج برآورد تابع تولید کاب- داگلاس

1. Variance Inflation Factor (VIF)
2. Cobb-Douglas production function
3. transcendental

گندم آبی در جدول ۴ آمده است. با توجه به اطلاعات جدول، برای محصول گندم آبی، سه متغیر بذر، کود شیمیایی و آب مصرفی با میانگین تولید رابطهٔ مثبت و معنی‌دار دارند و در بین این متغیرهای معنی‌دار، نهادهٔ بذر دارای بیشترین کشش (۰/۷۴) و در نتیجه، بالاترین تأثیر بر تولید گندم آبی است، به‌گونه‌ای که با افزایش ده درصدی در میزان استفاده از بذر، میانگین تولید گندم آبی ۷/۴ درصد افزایش خواهد یافت. بعد از نهاده بذر، متغیرهای آب مصرفی با کشش ۰/۱۴ و کود شیمیایی با کشش ۰/۱۰ بیشترین تأثیر را بر میانگین تولید این محصول دارند. در واقع، تأثیر این دو نهاده به‌گونه‌ای است که با افزایش ده درصدی آنها، میانگین تولید گندم آبی، به‌ترتیب، ۱/۴ و ۱/۰ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین، دو نهادهٔ تولیدی ماشین آلات و نیروی کار، از نظر علامت، باعث افزایش و نهادهٔ سم مصرفی باعث کاهش میانگین تولید می‌شوند؛ اما از نظر آماری، تأثیر معنی‌دار بر میانگین تولید گندم آبی ندارند.

جدول ۴- برآورد مؤلفهٔ قطعی تابع تولید گندم آبی و گندم دیم- مرحله اول

گندم آبی			
متغیر	**ضریب**	**انحراف معیار**	**مقدار t**
ضریب ثابت	۲/۶۵	۰/۴۲	۶/۲۳*
لگاریتم بذر	۰/۷۴	۰/۰۸۷	۸/۴۵*
لگاریتم کود شیمیایی	۰/۱۰	۰/۴۱	۲/۴۴**
لگاریتم سموم مصرفی	-۰/۰۴۹	۰/۰۳۶	-۱/۳۶
لگاریتم ماشین‌آلات	۰/۰۶۶	۰/۰۸۰	۰/۸۲
لگاریتم آب مصرفی	۰/۱۴	۰/۰۳۷	۳/۷۶*
لگاریتم نیروی کار	۰/۰۳۱	۰/۰۴۶	۰/۶۹
آماره آزمون وایت	$\chi^2_{=۳/۲۱}$***	F=۳۳۷/۴۷*	R^{-2}=۰/۹۵
گندم دیم			
متغیر	**ضریب**	**انحراف معیار**	**مقدار t**
ضریب ثابت	۲/۲۴	۰/۸۷	۲/۵۷**
لگاریتم بذر	۱/۰۷	۰/۲۱	۵/۰۵*
لگاریتم کود شیمیایی	-۰/۰۸۷	۰/۱۲	-۰/۷۰
لگاریتم سموم مصرفی	-۰/۰۹۲	۰/۱۸	-۰/۵۱
لگاریتم ماشین‌آلات	۰/۲۰	۰/۰۸۶	۲/۳۳**
لگاریتم نیروی کار	۰/۰۵۳	۰/۱۱	۰/۴۸
بذر	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۳	-۲/۷۰*
کود شیمیایی	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۲	۱/۵۳*
سموم مصرفی	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۱/۸۰*
ماشین‌آلات	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۳	-۳/۷۸*
نیروی کار	۰/۰۰۰۰۶	۰/۰۰۰۷	۰/۰۹
آماره آزمون وایت	$\chi^2_{=۲۴/۴۱}$*	F=۱۴۵/۵۴*	R^{-2}=۰/۹۰

* معنی‌داری در سطح یک درصد، ** معنی‌داری در سطح پنج درصد، *** معنی‌داری در سطح ده درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بالا بودن میزان کی‌دو (R^2) بیانگر توانایی زیاد مدل برای توضیح و برازش متغیر وابسته است. به دیگر سخن، ۹۵ درصد از تغییرات متغیر وابستهاز طریق متغیرهای توضیحی واردشده در الگو (متغیرهای معنی‌دار) توضیح داده می‌شود. اثر دو نهادهٔ بذر و کود شیمیایی در مطالعهٔ حاضر نیز همچون مطالعهٔ ترکمانی و قربانی (Torkamani and Ghorbani, 1997) است؛ اما در مطالعهٔ آنها، ضرایب کشش برای دو نهادهٔ بذر و کود شیمیایی، به‌ترتیب، برابر با ۰/۳۴ و ۰/۰۸ بوده، که البته مفادیر این ضرایب در مطالعهٔ حاضر بیشتر است. همچنین، تأثیر نهاده آب مصرفی در مطالعهٔ حاضر همچون مطالعهٔ همراز و همکاران (Hamraz et al., 2010) برای محصول گندم آبی است؛ اما در مطالعهٔ آنها، ضریب کشش برای نهاده آب مصرفی ۰/۰۵ به‌دست آمده، که البته ضریب کشش به‌دست‌آمده برای این نهاده در مطالعهٔ حاضر بیشتر است.

در ادامه، وجود واریانس ناهمسانی با آزمون وایت بررسی شد؛ مقدار آمارهٔ این آزمون برابر با ۳/۲۱ بوده که در سطح پنج درصد معنی‌دار و نشان‌دهندهٔ وجود واریانس ناهمسانی در اجزای اخلال تابع تولید است. در نتیجه، می‌توان تابع مخاطره تولید گندم آبی را در مرحله بعد برآورد کرد.

برای محصول گندم دیم، در مرحله اول، فرم تابعی ترانسندنتال برآورد شد که نتایج آن در جدول ۴ آمده است. با توجه به اطلاعات این جدول، برای محصول گندم دیم، متغیرهای توضیحی الگو در مجموع نود درصد تغییرات تولید را نشان می‌دهند؛ و مقدار آماره آزمون وایت برابر با ۲۴/۴۱ شده، که نشان‌دهندهٔ وجود واریانس ناهمسانی در اجزای اخلال تابع تولید است. در نتیجه، در ادامه، می‌توان همچون محصول گندم آبی، تابع مخاطره تولید گندم دیم را نیز برآورد کرد. در جدول ۵، کشش‌های جزئی تابع تولید برای محصول گندم دیم آمده است. با توجه به مقادیر جدول، تمامی نهاده‌های تولید دارای تأثیر مثبت بر میانگین تولید گندم دیم است. در بین این نهاده‌ها، کود شیمیایی دارای بالاترین مقدار کشش و بیشترین تأثیر بر میانگین تولید است، به‌گونه‌ای که با افزایش ده درصدی در میزان استفاده از این نهاده، مقدار تولید

۱۴/۲ درصد افزایش می‌یابد. بعد از نهادهٔ کود شیمیایی، با افزایش ده درصدی در به‌کارگیری نهاده‌های بذر، سم، نیروی کار و ماشین‌آلات، به‌ترتیب، برای هر کدام از نهاده‌ها مقدار تولید به میزان ۷/۱ ، ۱/۳، ۰/۵ و ۰/۲۹ درصد افزایش می‌یابد.

با مقایسه کشش‌های تولید محاسبه‌شده برای هر دو محصول گندم آبی و دیم می‌توان دریافت که نهاده‌های بذر و کود شیمیایی برای هر دو محصول تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تولید دارند و باعث افزایش تولید می‌شوند. نهادهٔ سم تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میانگین تولید گندم دیم دارد، اما تأثیر سم مصرفی بر تولید گندم آبی منفی (و به‌لحاظ آماری بی‌معنی) است.

جدول ۵- کشش‌های تابع تولید محصول گندم دیم- مرحله اول

نهاده	کشش
بذر	۰/۷۱
کود شیمیایی	۱/۴۲
سم	۰/۱۳
ماشین‌آلات	۰/۰۲۹
نیروی کار	۰/۰۵۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج مرحله دوم برآورد رابطه میان نهاده‌ها و مؤلفهٔ تصادفی تولید (واریانس تولید)، با استفاده از برآورد رابطه (۵)، در جدول ۶ ارائه شده است. اطلاعات مربوط به مؤلفهٔ تصادفی نشان می‌دهد که نهاده‌های کود شیمیایی، ماشین‌آلات و نیروی کار تأثیر معنی‌دار بر مخاطره تولید گندم آبی دارند. علامت ضرایب مربوط به دو نهادهٔ کود شیمیایی و ماشین‌آلات نشان می‌دهد که با افزایش استفاده از این دو نهاده، مخاطره تولید گندم آبی کاهش می‌یابد، که این کاهش را می‌توان به تأمین کافی نیازهای گیاهی از طریق کود شیمیایی نسبت داد و تأثیر ماشین‌آلات در کاهش مخاطره تولید را می‌توان ناشی از به‌کارگیری صحیح و به‌موقع ادوات کشاورزی در طول فرآیند تولید محصول گندم آبی دانست.

جدول ۶- نتایج برآورد عوامل مؤثر بر مخاطرهٔ تولید گندم آبی و دیم – مرحله دوم

	متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار t
گندم آبی	ضریب ثابت	-۱/۸۰	۴/۱۳	-۰/۴۴
	لگاریتم بذر	۰/۸۵	۰/۸۵	۱/۰۰
	لگاریتم کود شیمیایی	-۰/۷۵	۰/۴۰	-۱/۸۶***
	لگاریتم سموم مصرفی	۰/۱۷	۰/۳۵	۰/۵۱
	لگاریتم ماشین‌آلات	-۱/۵۲	۰/۷۸	-۱/۹۵***
	لگاریتم آب مصرفی	-۰/۱۱	۰/۳۶	-۰/۳۲
	لگاریتم نیروی کار	۱/۰۰	۰/۳۵	۲/۲۴***
		F =۲/۴۶**		R^2 = ۰/۱۴
	متغیر	**ضریب**	**انحراف معیار**	**مقدار t**
گندم دیم	لگاریتم بذر	-۲/۰	۰/۶۶	-۲/۹۹*
	لگاریتم کود شیمیایی	۱/۱۵	۰/۶۰	۱/۹۰*
	لگاریتم سموم مصرفی	۱/۱۰	۰/۶۴	۱/۷۲***
	لگاریتم ماشین‌آلات	۰/۴۹	۰/۴۳	۱/۱۵
	لگاریتم نیروی کار	-۰/۸۶	۰/۵۳	-۱/۶۰
	بذر	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۱	۲/۷۸*
	کود شیمیایی	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱	-۱/۸۰*
	سموم مصرفی	-۰/۰۰۱۸	۰/۰۱۱	-۱/۵۷
	ماشین‌آلات	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۱/۱۷
	نیروی کار	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳	۱/۹۴**
		F=۸/۸۷*		R^2 = ۰/۶۹

۱- به جهت تصریح مناسب، فرم بدون عرض از مبدا بهترین نتایج را داشت.

* معنی‌داری در سطح یک درصد، ** معنی‌داری در سطح پنج درصد، *** معنی‌داری در سطح ده درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همچنین، کشش به‌دست‌آمده برای نهاده‌های کود شیمیایی و ماشین‌آلات نشان می‌دهد که با افزایش ده درصدی در استفاده از این دو نهاده، مخاطره تولید، به‌ترتیب، به میزان ۷/۵ و

۱۵/۲ درصد کاهش می‌یابد. از طرفی، نهادهٔ نیروی کار تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مخاطره تولید گندم آبی دارد، به‌گونه‌ای که با افزایش ده درصدی در به‌کارگیری نیروی کار، مخاطره تولید به میزان ده درصد افزایش می‌یابد، که این موضوع می‌تواند ناشی از کیفیت کمتر عملیات زراعی ارائه‌شده توسط نیروی کار در مقایسه با ماشین‌آلات باشد. دو نهادهٔ بذر مصرفی و سم مصرفی، گرچه از نظر آماری تأثیر معنی‌دار ندارند، اما اثر مخاطره‌افزایی بر تولید دارند. اثر نهاده آب مصرفی نیز به لحاظ آماری معنی‌دار نیست و این نهاده تأثیر مخاطره‌کاهندگی بر تولید دارد. مقدار ضریب تعیین برای الگو نشان می‌دهد که نهاده‌های تولید تنها چهارده درصد واریانس تولید گندم آبی را توضیح می‌دهند، که دلیل آن می‌تواند تأثیر عوامل دیگری از جمله شرایط آب‌وهوایی و زمان مصرف نهاده‌ها بر نوسان‌خای تولید باشد. به‌دیگر سخن، در فرآیند تولید، عوامل غیرقابل کنترل نقش بیشتری در ایجاد مخاطره تولید دارند. مقایسه تأثیر نهاده ماشین‌آلات بر مخاطره تولید در مطالعه حاضر با مطالعهٔ همراز و همکاران (Hamraz et al., 2010) نشان می‌دهد که برخلاف اثر منفی ماشین‌آلات بر مخاطره تولید در مطالعهٔ حاضر، مقدار کشش برای این نهاده در مطالعهٔ همراز و همکاران (Hamraz et al., 2010) برابر با ۰/۱ به‌دست آمد و اثر ماشین‌آلات بر مخاطره تولید مثبت بود. همچنین، مقایسه تأثیر نهاده نیروی کار بر مخاطره تولید در مطالعه حاضر برای محصول گندم آبی با مطالعات همراز و همکاران (Hamraz et al., 2010) و دشتی و همکاران (Dashti et al., 2013) نشان می‌دهد که اثر نیروی کار بر مخاطره تولید در مطالعه حاضر مثبت و برابر با ۱/۰۰ است و مقدار کشش برای نهاده نیروی کار در مطالعهٔ همراز و همکاران (Hamraz et al., 2010) برابر با ۰/۱ به‌دست آمده و همچنین، در مطالعهٔ دشتی و همکاران (Dashti et al., 2013)، برای محصول پیاز مقدار کشش برابر با ۰/۷۷ به‌دست آمده است؛ و بنابراین، در هر دو مطالعه همچون مطالعه حاضر، تأثیر این نهاده بر مخاطره تولید مثبت بوده است. مقایسه تأثیر نهاده کود شیمیایی بر مخاطره تولید در مطالعه حاضر برای محصول گندم آبی با این مطالعات پیشین نشان می‌دهد که اثر کود شیمیایی بر مخاطره تولید در مطالعه حاضر منفی و برابر با ۰/۷۵ بوده و در مطالعات قربانی و جعفری (Ghorbani and Jafari, 2009)،

دشتی و همکاران (Dashti et al., 2013) و گاردبروک و همکاران (Gardebroek et al., 2010)، مقدار کشش برای این نهاده، به‌ترتیب، برابر با ۰/۷۴-، ۰/۴۶- و ۰/۳۱- به‌دست آمده، که همچون نتیجهٔ مطالعهٔ حاضر نشان‌دهندهٔ تأثیر منفی کود شیمیایی بر مخاطره تولید است و البته مقدار کشش به‌دست‌آمده در مطالعه حاضر بیشتر از سایر مطالعات است، در حالی که در مطالعهٔ گوتومسن و رول (Guttormsen and Roll, 2014)، اثر نهاده کود شیمیایی بر مخاطره تولید مثبت و مقدار کشش آن برابر با ۰/۳۱ بوده است.

برای محصول گندم دیم، نتایج مرحله دوم یعنی، رابطه میان نهاده‌ها و مؤلفهٔ تصادفی تولید (واریانس تولید) در جدول ۶ و کشش های جزئی تابع مخاطره تولید در جدول ۷ ارائه شده است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده برابر با ۶۹ درصد بوده و نسبت به مرحله اول، برآوردی کمتر به‌دست‌آمده است، که مقدار پایین آن را می‌توان به نبود متغیرهای تأثیرگذار دیگر در الگو نسبت داد. با توجه به کشش های به دست‌آمده (جدول ۷)، دو نهادهٔ نیروی کار و بذر باعث کاهش مخاطره تولید گندم دیم می‌شوند و با افزایش ده درصدی در استفاده از نهادهٔ بذر، مقدار مخاطره تولید ۵/۹ درصد کاهش می‌یابد؛ همچنین، با افزایش ده درصدی در به‌کارگیری نیروی کار، مخاطره تولید ۲/۹ درصد کاهش می‌یابد. از آنجا که در زمین‌های شیب‌دار در منطقهٔ شرق استان گلستان، گندم دیم بیشتر از گندم آبی کشت می‌شود، در نتیجه، نیروی کار نقش مهمی در برداشت محصول به‌ویژه در اراضی شیب‌دار دارد و باعث کاهش مخاطره تولید این محصول می‌شود. نهاده‌های کود شیمیایی، سم مصرفی و ماشین‌آلات می‌توانند باعث افزایش مخاطره تولید شوند، که علت آن عدم آشنایی با روش مناسب و زمان مناسب مصرف این نهاده‌هاست و با افزایش ده درصدی در به کارگیری نهاده‌های کود شیمیایی، سم و ماشین‌آلات، مقدار مخاطره تولید برای به‌کارگیری هر کدام از این نهاده‌ها، به‌ترتیب، ۳/۹، ۹/۹ و ۱/۴ درصد افزایش می‌یابد. بیشترین کشش و تأثیرگذاری در افزایش مخاطره تولید گندم دیم مربوط به نهادهٔ سم است.

از مقایسه کشش‌های به‌دست‌آمده برای دو محصول گندم آبی و دیم می‌توان دریافت که نهاده سم مصرفی در هر دو محصول باعث افزایش مخاطره تولید می‌شود، اگرچه این افزایش برای محصول گندم آبی به لحاظ آماری بی‌معنی است. همچنین، دو نهادهٔ کود شیمیایی و ماشین‌آلات در گندم آبی اثر مخاطره‌کاهندگی دارند، اما برای محصول گندم دیم باعث مخاطره‌افزایی تولید می‌شوند، که نشان‌دهندهٔ استفادهٔ صحیح از کود شیمیایی و ماشین‌آلات در زمان مناسب برای گندم آبی است. همچنین، دو نهادهٔ بذر و نیروی کار برای گندم آبی اثر مخاطره‌افزایی دارند، در حالی که برای محصول گندم دیم باعث کاهش مخاطره تولید می‌شوند؛ و از این‌رو، از آنجا که بذر و نیروی کار باعث افزایش میانگین تولید و کاهش مخاطره تولید گندم دیم می‌شوند، تأثیرگذاری این دونهاده بر تولید گندم دیم بیش از گندم آبی است.

جدول ۷- کشش‌های تابع مخاطره تولید گندم دیم

نهاده	کشش
بذر	-۰/۵۹
کود شیمیایی	۰/۳۹
سم	۰/۹۹
ماشین‌آلات	۰/۱۴
نیروی کار	-۰/۲۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مرحله سوم، مؤلفهٔ قطعی تابع تولید، پس از حذف ناهمسانی واریانس، برآورد شده که نتایج آن در جدول ۸ آمده است. نتایج این مرحله نشان می‌دهد که در بین نهاده‌های واردشده در الگو، نهاده‌های ماشین‌آلات، کود شیمیایی، بذر و آب مصرفی به‌ترتیب از بیشترین تأثیر و کشش مثبت و معنی‌دار بر میانگین تولید برخوردارند، به‌گونه‌ای که با افزایش ده درصدی در به‌کارگیری هر کدام از این نهاده‌ها، میانگین تولید به‌ترتیب ۷/۶، ۴/۸، ۳/۵ و ۱/۹ درصد افزایش می‌یابد. از طرفی، دو نهادهٔ سم و نیروی کار تأثیر منفی و معنی‌دار بر میانگین تولید دارند. مقدار ضرایب این متغیرها نشان می‌دهد که با افزایش ده درصدی در استفاده از این

دو نهاده، مقدار میانگین تولید به‌ترتیب برای نیروی کار و سم ۳/۸ و ۱/۷ درصد کاهش می‌یابد. تأثیر نهاده بذر برای محصول گندم آبی بر میانگین تولید در مرحله سوم برآورد در مطالعه حاضر با مطالعهٔ قربانی و جعفری (Ghorbani and Jafari, 2009) برای محصول گندم آبی با ضریب کشش ۰/۳۸ و مطالعهٔ دشتی و همکاران (Dashti et al., 2013) برای محصول پیاز با ضریب کشش ۰/۱۵ همسو است؛ البته مقدار ضریب کشش به‌دست‌آمده برای نهادهٔ بذر در مطالعهٔ حاضر کمتر از مطالعهٔ اول و بیشتر از مطالعهٔ دوم است. تأثیر نهاده کود شیمیایی در این مرحله از برآورد در مطالعه حاضر با مطالعهٔ قربانی و جعفری (Ghorbani and Jafari, 2009) برای محصول گندم آبی با ضریب کشش ۰/۱۸ همسو است و البته مقدار ضریب کشش به‌دست‌آمده برای نهادهٔ کود شیمیایی در مطالعهٔ حاضر بیشتر است. همچنین، تأثیر نهاده نیروی کار در این مرحله از برآورد در مطالعهٔ همراز و همکاران (Hamraz et al., 2010) برای محصول گندم آبی با ضریب کشش ۰/۰۶- با مطالعه حاضر همسو است. تأثیر نهاده آب مصرفی برای محصول گندم آبی بر میانگین تولید در مرحله سوم برآورد در مطالعه حاضر با مطالعات همراز و همکاران (Hamraz et al., 2010) با ضریب کشش ۰/۱۱، احسان و همکاران (Ehsan et al., 2008) با ضریب کشش ۱/۲۵ برای محصول گوجه فرنگی و دشتی و همکاران (Dashti et al., 2013) برای محصول پیاز با ضریب کشش ۰/۰۷۱ همسو است؛ البته مقدار ضریب کشش به‌دست‌آمده برای این نهاده در مطالعهٔ حاضر کمتر از مطالعهٔ احسان و همکاران (Ehsan et al., 2008) و بیشتر از دو مطالعهٔ دیگر است.

از مقایسه نتایج برآورد مراحل دوم و سوم برای محصول گندم آبی می‌توان نتیجه گرفت که اثر نهاده‌های ماشین‌آلات، کود شیمیایی و نیروی کار بر میانگین تولید و مخاطره تولید همسو است؛ به دیگر سخن، دو نهاده ماشین‌آلات وکود شیمیایی با افزایش میانگین تولید، مخاطره تولید را کاهش می‌دهند، اما نهادهٔ نیروی کار با افزایش مخاطره تولید باعث کاهش میانگین تولید می‌شود.

جدول ۸- نتایج برآورد عوامل مؤثر بر مؤلفهٔ قطعی تابع تولید گندم آبی و دیم- مرحله سوم

	متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدارt
گندم آبی	ضریب ثابت	۹/۱۳	۱/۴۰	۶/۵۰*
	لگاریتم بذر	۰/۳۵	۰/۱۳	۲/۷۱*
	لگاریتم کود شیمیایی	۰/۴۸	۰/۰۴	۹/۸۲*
	لگاریتم سموم مصرفی	-۰/۱۷	۰/۰۳	-۵/۲۱*
	لگاریتم ماشین‌آلات	۰/۷۶	۰/۱۷	۴/۴۸*
	لگاریتم آب مصرفی	۰/۱۹	۰/۰۲	۷/۳۶*
	لگاریتم نیروی کار	-۰/۳۸	۰/۰۵	-۶/۹۳*
	R^{-2}=۰/۹۹	F= ۴۲۹۰/۶۹ *		
	متغیر	**ضریب**	**انحراف معیار**	**مقدارt**
گندم دیم	ضریب ثابت	۳/۳۰	۱/۴۵	۲/۲۶**
	لگاریتم بذر	۱/۷۵	۰/۱۱	۱۴/۸۶*
	لگاریتم کود شیمیایی	-۰/۳۷	۰/۱۳۱	-۲/۸۸*
	لگاریتم سموم مصرفی	-۰/۳۷	۰/۱۰۰	-۳/۷۴*
	لگاریتم ماشین‌آلات	۰/۰۶	۰/۰۷۴	۰/۹۱
	لگاریتم نیروی کار	۰/۰۲۲	۰/۰۰۹	۲/۲۸**
	بذر	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۳	-۶/۷۸*
	کود شیمیایی	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۲	۳/۹۱*
	سموم مصرفی	۰/۰۰۹	۰/۰۰۲	۴/۰۹*
	ماشین‌آلات	-۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۳	-۲/۲۳*
	نیروی کار	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۳	-۳/۴۴*
	R^{-2}=۰/۹۹	F=۶۱۳۱/۰۲*		

* معنی‌داری در سطح یک درصد، ** معنی‌داری در سطح پنج درصد، *** معنی‌داری در سطح ده درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای محصول گندم دیم در مرحله سوم، مؤلفهٔ قطعی تابع تولید پس از حذف ناهمسانی واریانس برآورد شده که نتایج آن در جدول ۸ و کشش‌های مربوط به آن در جدول ۹ آمده است. چنان‌که ملاحظه می‌شود، همه متغیرها از لحاظ آماری معنی‌دار شده‌اند؛ و با توجه به جدول ۹، تأثیر متغیرهای بذر، سم و نیروی کار بر میانگین تولید مثبت است، به‌گونه‌ای که با

افزایش ده درصدی در هر کدام از این نهاده‌ها، مقدار تولید برای بذر، سم و نیروی کار، به‌ترتیب، ۱۰/۴، ۱/۳ و ۰/۱ درصد افزایش می‌یابد. بیشترین تأثیر را نهادهٔ بذر بر میانگین تولید گندم دیم دارد. از سوی دیگر، دو نهادهٔ کود شیمیایی و ماشین‌آلات تأثیر منفی و معنی‌دار بر میانگین تولید دارند. از بین این دو نهاده، تأثیر ماشین‌آلات بر میانگین تولید بیشتر است، به‌گونه‌ای که افزایش ده‌درصدی در استفاده از آن باعث کاهش تولید به میزان ۰/۳ درصد خواهد شد. با افزایش ده درصدی به‌کارگیری نهادهٔ کود شیمیایی، مقدار میانگین تولید ۰/۰۱ درصد کاهش می‌یابد، که نشان‌دهندهٔ تأثیر کمتر آن بر میانگین تولید نسبت به سایر نهاده‌های تولید است. متغیرهای توضیحی الگو، در مجموع، ۹۹ درصد تغییرات در تولید گندم دیم را توضیح می‌دهند.

تأثیر نهاده بذر بر تولید محصول گندم دیم در مرحله سوم برآورد در مطالعه حاضر با مطالعهٔ قربانی و جعفری (Ghorbani and Jafari, 2009) برای محصول گندم آبی با ضریب کشش ۰/۳۸ و مطالعهٔ دشتی و همکاران (Dashti et al., 2013) برای محصول پیاز با ضریب کشش ۰/۱۵ همسو است؛ و البته مقدار ضریب کشش به‌دست‌آمده برای نهادهٔ بذر در مطالعه حاضر بیشتر از دو مطالعه یادشده است. تأثیر نهاده کود شیمیایی برای محصول گندم دیم در این مرحله از برآورد در مطالعه حاضر با مطالعات ترکمانی و قربانی (Torkamani and Ghorbani, 1997) با ضریب کشش ۰/۱۳-، احسان و همکاران (Ehsan et al., 2008) با ضریب کشش ۰/۸۵- برای محصول گوجه‌فرنگی و دشتی و همکاران (Dashti et al., 2013) با ضریب کشش ۰/۱۶- برای محصول پیاز همسو است؛ و البته مقدار ضریب کشش به‌دست‌آمده برای این نهاده در مطالعه حاضر کمتر از سه مطالعه یادشده است. همچنین، تأثیر نهادهٔ نیروی کار با مطالعات ترکمانی و قربانی (Torkamani and Ghorbani, 1997) با ضریب کشش ۰/۰۳۰، قربانی و جعفری (Ghorbani and Jafari, 2009) با ضریب کشش ۰/۰۸۱ برای محصول گندم آبی، احسان و همکاران (Ehsan et al., 2008) با ضریب کشش ۱/۲۲ برای محصول گوجه‌فرنگی و دشتی و همکاران (Dashti et al., 2013) با ضریب کشش ۰/۰۸۲ برای محصول پیاز همسو است.

از مقایسه نتایج برآورد مراحل دوم و سوم برای محصول گندم دیم می‌توان نتیجه گرفت که اثر نهاده‌های بذر، نیروی کار، کود شیمیایی و ماشین‌آلات همسو است، به‌گونه‌ای که برای دو نهادهٔ بذر و نیروی کار، افزایش مقدار میانگین تولید از تأثیر مخاطره‌کاهندگی بر تولید برخوردارند، در حالی که دو نهادهٔ کود شیمیایی و ماشین‌آلات با افزایش مخاطره تولید باعث کاهش میانگین تولید گندم دیم می‌شوند.

از مقایسه نتایج مرحله سوم برای دو محصول گندم آبی و دیم می‌توان دریافت که نهادهٔ بذر برای هر دو محصول تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میانگین تولید دارد؛ تأثیر سایر نهاده‌ها بر تولید گندم آبی و دیم متفاوت است، به‌گونه‌ای که کود شیمیایی و ماشین‌آلات در تولید گندم آبی تأثیر مثبت دارند، در حالی که برای محصول گندم دیم استفادهٔ بیش از حد از این دو نهاده باعث کاهش تولید می‌شود. همچنین، نیروی کار و سم برای گندم دیم اثر افزایشی بر تولید دارند، در حالی که برای گندم آبی استفادهٔ بیش از حد از این دو نهاده باعث کاهش تولید می‌شود. در حالت کلی، در الگوی مطالعهٔ حاضر، نهاده‌های دارای تأثیر معنی‌دار برای محصول گندم آبی تأثیر مثبت بر میانگین تولید دارند و باعث کاهش مخاطره تولید این محصول می‌شوند؛ همچنین، نهاده‌های دارای تأثیر معنی‌دار برای محصول گندم دیم باعث افزایش مخاطره تولید و میانگین تولید می‌شوند و البته تأثیر آنها بر میانگین تولید بیش از مخاطره تولید گندم دیم است.

جدول ۹- مقادیر کشش‌های جزئی نهاده‌ها در تابع تولید مرحله سوم

نهاده	کشش
بذر	۱/۰۴
کود شیمیایی	-۰/۰۰۱
سم	۰/۱۳
ماشین‌آلات	-۰/۰۳۴
نیروی کار	۰/۰۱۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعهٔ حاضر، با هدف بررسی تأثیر نهاده‌ها بر مخاطره و میانگین تولید دو محصول گندم آبی و دیم در شرق استان گلستان، با استفاده از روش سه‌مرحله‌ای کمترین توان‌های دوم تعمیم‌یافتهٔ امکان‌پذیر (FGLS) و مدل جاست و پاپ صورت گرفت. نتایج مطالعه نشان داد که بذر برای هر دو محصول تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میانگین تولید دارد؛ همچنین، اثر این نهاده برای گندم دیم مخاطره‌کاهندگی است. کود شیمیایی در تولید هر دو محصول گندم آبی و دیم تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد؛ همچنین، اثر این نهاده برای گندم آبی مخاطره‌کاهندگی است، که آن را می‌توان به تأمین کافی نیازهای گیاهی از طریق کود شیمیایی نسبت داد. ماشین‌آلات برای هر دو محصول اثر مثبت بر میانگین تولید دارد و همچنین، به‌کارگیری صحیح و به‌موقع ادوات کشاورزی در فرآیند تولید گندم آبی مخاطره تولید این محصول را کاهش می‌دهد. آب مصرفی برای گندم آبی اثر افزایشی بر میانگین تولید و اثر کاهشی بر مخاطره تولید دارد. نیروی کار تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مخاطره تولید گندم آبی دارد؛ این موضوع ممکن است ناشی از کیفیت کمتر عملیات زراعی ارائه‌شده توسط نیروی کار در منطقه باشد، که می‌توان با به‌کارگیری نیروی کار ماهر و متخصص تا حدودی مخاطره تولید را برای گندم آبی کاهش داد. همچنین، از آنجا که گندم دیم بیش از گندم آبی در زمین‌های شیب‌دار در منطقه کشت می‌شود، نقش نیروی کار در برداشت محصول به‌ویژه در اراضی شیب‌دار اهمیت دارد و باعث کاهش مخاطره تولید گندم دیم و افزایش میانگین تولید می‌شود. سم مصرفی برای هر دو محصول گندم آبی و دیم اثر مخاطره‌افزایی دارد، که با توجه به تأثیر این نهاده، مصرف کمتر و بهینهٔ آن توصیه می‌شود. همچنین، می‌توان با استفاده از نهاده‌های کاهندهٔ مخاطره به طور صحیح و در زمان مناسب، از مخاطرات تولید گندم آبی و دیم در منطقه کاست. سرانجام، بررسی هرسالهٔ تأثیر نهاده‌ها بر میانگین تولید و مخاطره تولید و نیز شناسایی تأثیر نهاده‌های جدید در فرآیند تولید می‌تواند افزایش تولید و کاهش مخاطره تولید را که همانا هدف اصلی به‌کارگیری نهاده‌هاست، در پی داشته باشد.

منابع

1. Cabas, J., Weersink, A. and Olale, E. (2010). Crop yield response to economic, site and climatic variables. *Climatic Change*, 101(3-4): 599-616.
2. Carew, R., Smith, E.G. and Grant, C. (2009). Factors influencing wheat yield and variability: evidence from Manitoba, Canada. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41(03): 625-639.
3. Dashti, G., Khaksar Khiabani, F. and Ghahremanzadeh, M. (2013). Determination of effective inputs on production and production-risk of onion in Tabriz plain. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 44(3): 389-397. (Persian)
4. Dillon, J.L. and Anderson, J.R. (1971). Allocative efficiency, traditional agriculture and risk. *American Journal of Agricultural Economics*, 53(1): 26-32.
5. Ehsan, A., Tehrani, R., Eslami-Bidgoli, Gh.R. (2008). Investigation of risk aversion coefficient and production variance in risk management (case study of Dezfoul tomato farmers). *Agricultural Economics and Development*, 16(61): 17-35. (Persian)
6. Gardebroek, C., Chavez, M.D. and Lansink, A.O. (2010). Analyzing **production** technology and risk in organic and conventional Dutch arable farming using panel data. *Journal of Agricultural Economics*, 61(1): 60-75.
7. Ghorbani, M. and Jafari, F. (2009). Do production inputs have the role of insurance in the wheat production process? *Agricultural Economics and Development*,17(68): 1-16. (Persian)
8. Ghorbani, M., Koocheki, A., Kohansal, M. and Jafari, F. (2009). Application of risk profile in crop products risk management of North Khorasan province (case study of sugar beet). *Agricultural Economics*, 3(3): 31-48. (Persian)
9. Golkaran Moghaddam, S. (2015). Production risk and risky tendencies of saffron farmers in Torbat-e Heydarieh with emphasis on poverty index. *Agricultural Economics and Development*, 22(87): 1-21. (Persian)
10. Guttormsen, A.G. and Roll, K.H. (2014). Production risk in a subsistence agriculture. *The Journal of Agricultural Education and Extension*, 20(1): 133-145.

11. Hamraz, S., Kohansal, M. and Ghorbani, M. (2010). Agro biodiversity effects on farm production risk: a case study of wheat producers in Mashhad. *Agricultural Economics Research*, 2(8): 63-76. (Persian)
12. Hardaker, J.B., Lien, G., Anderson, J.R. and Huirne, R.B. (2015). Coping with risk in agriculture: applied decision analysis. CABI.
13. Just, R.E. and Pope, R.D. (1979). Production function estimation and related risk considerations. *American Journal of Agricultural Economics*, 61(2): 276-284.
14. Kim, M.K. and Pang, A. (2009). Climate change impact on rice yield and production risk. *Journal of Rural Development*, 32(2): 17-29.
15. Kumar, A., Sharma, P. and Ambrammal, S.K. (2015). Climatic effects on sugarcane productivity in India: a stochastic production function application. *International Journal of Economics and Business Research*, 10(2): 179-203.
16. Ligeon, C., Jolly, C., Bencheva, N., Delikostadinov, S. and Puppala, N. (2008). Production risks in Bulgarian peanut production. *Agricultural Economics Review*, 9(1): 103.
17. Ministry of Agriculture - Jahad (2015). Bank cost of crop production. Tehran: Center for Statistics and Information, Ministry of Agriculture – Jahad. (Persian)
18. Mortazavi, S., Ghorbani, M., Boroujeni, P. and Alipour, A. (2012). Factors affecting the pomegranate production risk with emphasis on poverty (a case study of villages of Shahreza Central Region). *Agricultural Economics Research*, 4(15): 21-38. (Persian)
19. Moshi, A. (2017). Farm technologies and production risk in the face of climate change in Tanzania. *Huria: Journal of the Open University of Tanzania*, 24(2): 1-18.
20. Osaki, M. and Batalha, M.O. (2014). Optimization model of agricultural production system in grain farms under risk, in Sorriso, Brazil. *Agricultural Systems*, 127: 178-188.
21. Poudel, M.P., Chen, S.E. and Huang, W.C. (2014). Climate influence on rice, maize and wheat yields and yield variability in Nepal. *Journal of Agricultural Science and Technology, B*, 4(1B): 38-48.
22. Roll, K.H., Guttormsen, A.G. and Asche, F. (2006). Modelling production risk in mall scale subsistence agriculture. In: Contributed Paper Prepared for Presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Gold Coast, Australia, August, pp. 12-18.

23. Sarker, M.A.R., Alam, K. and Gow, J. (2017). Performance of rain-fed Aman rice yield in Bangladesh in the presence of climate change. *Renewable Agriculture and Food Systems*, 1-9.
24. Tiedemann, T. and Latacz-Lohmann, U. (2013). Production risk and technical efficiency in organic and conventional agriculture– the case of arable farms in Germany. *Journal of Agricultural Economics*, 64(1): 73-96.
25. Torkamani, J and Ghorbani, M. (1997). Influence of input use on production risk: an application of generalized stochastic production function. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 28(2): 37-42. (Persian)
26. Villano, R.A., O'Donnell, C.J. and Battese, G.E. (2005). An investigation of production risk, risk preferences and technical efficiency: evidence from rainfed lowland rice farms in the Philippines. Working Paper Series in Agricultural and Resource Economics, No. 2005-1, ISSN 1442 1909.