اقتصادکشاورزی و توسعه، سال نوزدهم، شماره ۷۵، پاییز ۱۳۹۰

نقش تنوع واریته‌ای و فناوری آبیاری در مواجهه با ریسک تولید گندم

سیدحبیب الله موسوی*[۱]، دکتر جواد ترکمانی*، یوسف حسنی**، سمیه اژدری**

تاریخ دریافت: ۸۸/۲/۲۰ تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۷

چکیده

در این مطالعه اثر تنوع ژنتیکی واریته‌های گندم و فناوری آبیاری بر ریسک و بهره‌وری تولید محصول گندم بررسی شده است. داده‌های مورد نیاز به صورت پیمایشی از زارعان دشت شهرکرد واقع در استان چهارمحال و بختیاری در سال زراعی ۱۳۸۷-۱۳۸۸ جمع‌آوری شد. سپس به منظور تعیین اثر تنوع واریته‌ای و فناوری آبیاری بر میانگین و واریانس تولید، تابع تولید تصادفی تخمین زده شد. به منظور تخمین این تابع، چندین فرم تابعی و نیز چندین روش تخمین مورد آزمون قرار گرفت و نهایتاً تابع درجهٔ دو انتخاب و به روش حداکثر درست‌نمایی تخمین زده شد. سپس از پارامترهای تخمینی حاصل جهت شبیه‌سازی اثر متغیرهای مورد مطالعه استفاده گردید.

* به ترتیب: دانشجوی دوره دکتری و استاد اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

۱. نویسنده مسئول e-mail: shamosavi@yahoo.com

** دانشجویان به ترتیب دوره دکتری و کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

نتایج حاصل از تخمینهای اقتصادسنجی نشان داد که غنای واریته‌ای باعث افزایش بهره‌وری و کاهش واریانس تولید (ریسک) می‌شود. این موضوع در مورد کاربرد بذرهای اصلاح شده و نوع فناوری آبیاری مورد استفاده نیز تأیید شد. همچنین تصمیمات مبتنی بر کم آبیاری و زمان‌بندی در مصرف آب منجر به افزایش ریسک تولیدی گردید. نتایج حاصل از شبیه‌سازی نیز مبین این مطلب است که کشت واریته‌های مختلف گندم راهبردی مؤثر در کاهش ریسک و افزایش بهره‌وری و رفاه زارعان است.

طبقه‌بندی JEl: I3, D8, D1

کلیدواژه‌ها:

ریسک تولید، تابع تولید تصادفی، تنوع ژنتیکی، آبیاری، شبیه سازی، گندم

مقدمه

مقابله با مشکل مزمنی مانند پایین و نوسانی بودن تولید محصولات کشاورزی، مسئله‌ای مهم برای ادامه بقای خانوارهای کشاورز است. اهمیت این نکته در مناطق خشک و در کشورهای در حال توسعه که از فناوری، بازارها و نهادهای کمتر توسعه‌یافته در بخش کشاورزی استفاده می‌کنند، بارزتر می‌باشد و لذا در چنین شرایطی مدیریت مواجهه با ریسک از دغدغه‌های خانوارها به شمار می‌آید که می‌تواند اثر چشمگیری بر رفاه کشاورزان داشته باشد (Di Falco & et al., 2007). به منظور مقابله با این مسئله چندین راهبرد مختلف مانند بیمه محصولات، ایجاد تنوع، خرید و فروش تضمینی، استفاده از نهاده‌های کاهنده ریسک و قراردادها در کشاورزی به کار گرفته شده‌اند (Just & et al., 2003). ساز و کار بیمه به علت وجود محدودیتهای اعتباری، نبود اطلاعات کامل و نبود تعهدات لازم معمولاً نتوانسته است نقش کاملی در کاهش ریسک ایفا کند (Di Falco & et al., 2007) و لذا در چنین شرایطی پایداری تولید از طریق ایجاد تنوع و نهاده‌های ریسک کاهنده نقش کلیدی در مدیریت

ریسک خواهد داشت به‌گونه‌ای که می‌توان گفت یکی از راه‌های رویارویی با مخاطرات کشاورزی، ایجاد تنوع بهینه است که می‌تواند به عنوان راهبرد مقدماتی مواجهه با ریسک منظور گردد (Just & et al., 2003). مطالعات نشان می‌دهند که ایجاد تنوع چه در الگوی کشت و چه در واریته‌های ژنتیکی کشت شده به‌وسیله زارعان توانسته‌است ریسک تولید را کاهش و بهره‌وری را افزایش دهد (Di Falco & et al, 2007). کاربرد سیستمهای آبیاری بارانی در مقابل سیستمهای سنتی نیز به عنوان نهاده‌ای ریسک کاهنده به موضوعی مهم جهت مدیریت و کاهش نوسانات تولید و درآمد زارعان بدل گردیده است (موسوی، ۱۳۸۳). بعضی از آثار بالقوه استفاده از این سیستمها در مناطق خشک و نیمه خشک شامل بقای بهتر گیاه، برداشت زودرس، عملکرد بیشتر، توزیع کاراتر مواد مغذی،کاهش استرس گیاهی، کاهش نوسانات تولید، ارتقای کارایی مصرف آب، صرفه جویی در آب و افزایش کیفیت محصولات می‌باشد(Cetin & et al., 2004). علاوه بر این، کاربرد سیستم آبیاری مناسب از طریق کاهش نوسانات تولید می‌تواند به کاهش ریسک نیز منجر گردد (خلیلیان و موسوی، ۱۳۸۴).

تحلیلهای اقتصادی و توابع تولید تخمینی همواره نبود ریسک در فرایند تولید را به عنوان یک اصل کلی در بخش کشاورزی، مسلم و از پیش تعیین شده در نظر می‌گیرند و از این رو اثر متغیرهایی که تحت کنترل زارع نیستند به جزء اخلال منتقل می‌گردد. این مسئله همواره باعث می‌گردد که دیگر فروض نرمال مدل رگرسیون خطی در مورد اجزای اخلال برقرار نباشد و لذا تخمینهای به دست آمده جهت بررسیها و سیاستگذاریهای بعدی دارای اطمینان کافی نباشد(Just & et al., 1978). از طرفی جزء اخلال تابع تولید در شرایط نبود ریسک، ناکارایی فنی مزارع را بیان می‌نماید. لذا در صورت وجود ریسک و نبود حتمیت در فرایند تولید، تفکیک جزء اخلال به دست آمده به صورتی که ریسک تولید و کارایی فنی مزارع قابل تفکیک باشد، بسیار مشکل خواهد بود (Kumbhakar, 2002)؛ بنابراین، محاسبه و تخمین دقیق پارامترهای تابع تولید نیاز به لحاظ نمودن فرضیات خاصی در مورد اجزای اخلال و ماهیت متغیرهای کنترل‌ناپذیر در فرایند تولید دارد (Just & et al., 1978).

جاست و پوپ (Just & Pope, 1978) به منظور محاسبه ریسک در تابع تولید روشی ارائه نمودند که ریسک خود را به عنوان واریانس در تابع تولید آشکار نماید. علی‌رغم کاربرد بسیار وسیع تابع پیشنهادی آنها در محاسبه ریسک تولید، این تابع یک نکته اساسی را از نظر دور داشته است و آن هم دیدگاه ریسکی افراد است؛ چرا که هر میزانی از مصرف نهاده‌ها و نیز هر سطحی از عرضه محصول توسط زارع یک متغیر انتخاب شده به‌وسیله اوست و لذا شدیداً تحت تأثیر ماهیت ذهنی زارع و نوع نگرش وی به فرایند تولید می‌باشد. برای مثال چنین می‌توان ذکر نمود که تصمیم برای کاربرد سطح خاصی از نهادهٔ کود در تولید گندم توسط زارعان علاوه بر نیاز زراعی محصول، تابع ذهنیت فرد و درجهٔ ریسک گریزی وی نیز می‌باشد. استدلال مشابهی نیز برای عرضه سطح مشخصی از محصول توسط زارع می‌توان ارائه نمود (Kumbhakar, 2002).

این مطالعه در دشت شهرکرد واقع در استان چهارمحال و بختیاری انجام شده است. در منطقه مورد مطالعه بارشها شدیداً پیش‌بینی‌ناپذیر است. متوسط بارش سالانه در این منطقه در طول دهه گذشته چیزی حدود ۲۵۰ تا ۶۰۰ میلی‌متر و ضریب تغییرات تولید نیز تقریباً سه برابر کل کشور بوده است. در این منطقه حتی در فاصله‌های خیلی کم، شرایط اقلیمی کاملاً متفاوتی پیش روی کشاورزان وجود دارد. در چنین شرایطی وجود واریته‌های مختلفی از محصولات به صورتی که بتوانند در مقابل شرایط واکنشهای متفاوتی از خود نشان دهند، ممکن است منجر به کاهش ریسک تولید گردد. بر همین اساس در این منطقه زارعان واریته‌های مختلفی از محصول گندم را به منظور مقابله با شرایط متفاوت آب و هوایی کشت می‌نمایند. این واریته‌ها شامل دو گروه عمده می‌باشند: ۱. واریته‌های بومی با عملکرد پایین (حدود ۲ تن در هکتار) که این واریته‌ها نسبت به شرایط متغیر محیطی مقاوم می‌باشند و ۲. واریته‌های اصلاح شده با عملکرد بالای ۵ تن در هکتار و مقاومت محیطی کم. در مجموع ۸ واریته متفاوت از گندم کشت می‌شود که ۵ واریته از نوع اصلاح شده می‌باشد. کشت واریته‌های اصلاح شده گندم از اوایل دهه هفتاد شمسی در منطقه گسترش یافت و امروزه ارقام

متنوعی مانند گندم امید (دو نوع)، نوید، کارون و کرج کشت می‌گردد. در صورت مناسب بودن شرایط برای پذیرش و کاربرد بذرهای اصلاح شده و همچنین وجود سایر نهاده‌های لازم، توسعه کشت این بذرها می‌تواند به کاهش ریسک منجر گردد، در غیر این صورت کشت این واریته ها باعث افزایش نوسان تولید زارعان می‌شود (ترکمانی و شجری، ۱۳۸۵). همچنین زارعان منطقه از چندین روش سنتی آبیاری استفاده می‌کنند که اکثر این روشها با اتلاف منابع محدود آبی توأم هستند.

در این مطالعه به منظور محاسبه و ارائه تخمینهای مناسبی از تابع تولید در شرایط ریسک و نبود حتمیت به منظور بررسی اقتصادی تولید گندم دشت شهرکرد و تحلیل روشهای مقابله با ریسک از تابع پیشنهادی جاست و پوپ استفاده گردید. سپس به منظور لحاظ نمودن ضریب ریسک‌گریزی فردی زارعان در محاسبات، بیمه ریسک و بیمه ریسک نسبی به عنوان شاخصهایی ذهنی برای کشاورزان به منظور مبادله ریسک با یک میزان درآمد باثبات مورد محاسبه قرار گرفت. در پایان نیز شاخصهای محاسباتی در دامنه تنوع ژنتیکی موجود در مزارع منطقه و با استفاده از تخمینهای به دست آمده شبیه‌سازی شدند و اثر کاربرد نهاده‌ها به‌ویژه فناوری آبیاری و تنوع ژنتیکی منطقه بر ریسک تولید و معادل حتمیت زارعان مورد تحلیل قرار گرفت.

روش تحقیق

تابع تولید بهره‌بردار را می‌توان به صورت زیر نشان داد (Di Falco & et al., 2007):

$$y=g(x,v) \qquad (۱)$$

که y میزان تولید، $\mathbf{x}$ بردار نهاده‌های قابل کنترل توسط زارع (مانند کود، زمین، نیروی کار و بذر)، $\mathbf{v}$ بردار عوامل غیر قابل کنترل مؤثر بر تولید (مانند شرایط آب و هوایی) و $g(\mathbf{x},\mathbf{v})$ حداکثر تولید ممکن با در نظر گرفتن $\mathbf{x}$ و $\mathbf{v}$ می‌باشد. در اینجا وجود $\mathbf{v}$ باعث ایجاد ریسک در فرایند تولید می‌گردد.

از آنجا که در کشاورزی سنتی تصمیمات ریسکی در سطح خانوار اتخاذ می‌گردد، لذا می‌توان تصمیمات تولید و تصمیمات خانوار را با یکدیگر و به صورت توأم در نظر گرفت. از این رو در کشاورزی معیشتی مقدار تولید y یا به‌وسیله خانوار مصرف می‌گردد و یا در بازار به فروش می‌رسد؛ پس:

$$y=c_1+m \qquad (۲)$$

که c_1 مقداری از محصول است که توسط خانوار کشاورز مصرف می‌گردد و m مازاد محصول است که با قیمت p_1 در بازار عرضه می‌شود. مازاد عرضه شده به بازار مثبت خواهد بود اگر تولید خانوار از مصرفش بیشتر باشد و برعکس. خانوار کالای دیگری مانند c_2 را نیز در قیمت p_2 خریداری می‌نماید و بنابراین، درآمد خانوار معادل خواهدبود با $p_1m+N(\mathbf{x})$ که در آن p_1m درآمد حاصل از مازاد بازاری خانوار و $N(\mathbf{x})$ درآمد خالص حاصل از سایر فعالیتها (در اینجا هزینه خالص پرداختی جهت خرید نهاده‌ها) می‌باشد. حال درآمد خانوار با در نظر گرفتن $p_2=1$ نرمال می‌شود؛ پس محدودیت بودجه خانوار به شکل زیر بیان می‌گردد (Di Falco & et al., 2007):

$$c_2 \le p_1m+N(x) \qquad (۳)$$

$$m=y-c_1=g(x.v)-c_1 \qquad (۴)$$

با توجه به محدودیت بودجه خانوار، c_2 به شکل زیر محاسبه می‌گردد:

$$c_2=N(x)+p_1[g(x.v)-c_1] \qquad (۵)$$

حال از تابع مطلوبیت ون نیومن- مورگنسترن $U(c_1,c_2)$ برای بیان ترجیحات ریسکی خانوار استفاده می‌شود. با توجه به مدل مطلوبیت انتظاری، تصمیمات خانوار در مورد c_1 و $\mathbf{x}$ به صورتی اتخاذ خواهدگردید که حداکثر مطلوبیت به شکل زیر حاصل گردد:

$$Max\{EU(c_1,\ N(\mathbf{x})+p_1[g(\mathbf{x},\mathbf{v})-c_1])\} \qquad (۶)$$

که در آن E عملگر امید ریاضی است و مقدار مورد انتظار متغیرها را در شرایط نبود حتمیت و براساس دیدگاه Subjective Probability محاسبه می‌نماید.

پرت در سال ۱۹۶۴ هزینه ضمنی ریسک را با R_a در نظر گرفت به صورتی که:

$$EU\ (c_1\ ,\ N(\mathbf{x}) + p_1[g(\mathbf{x},\mathbf{v}) - c_1]) = U\ (c_1\ ,\ E\ [N(\mathbf{x}) + p_1[g(\mathbf{x},\mathbf{v}) - c_1]] - R_a) \qquad (۷)$$

هزینه بیمه ریسک، میزان هزینه‌ای است که تصمیم گیرنده مایل به پرداخت آن جهت از بین بردن ریسک موجود در فرایند تصمیم‌گیری است؛ به بیان دیگر میزان هزینه‌ای است که تصمیم گیرنده مایل به پرداخت جهت جایگزین شدن متغیر $N(\mathbf{x}) + p_1[g(\mathbf{x},\mathbf{v}) - c_1]$ تصادفی با مقدار مورد انتظار آن $E\ [N(\mathbf{x}) + p_1[g(\mathbf{x},\mathbf{v}) - c_1]]$ می‌باشد، با توجه به این تعریف، اگر $R_a \succ 0$ باشد، تصمیم‌گیرنده ریسک‌گریز است و اگر $R_a \prec 0$ باشد، ریسک پذیر می‌باشد و اگر $R_a = 0$ باشد، ریسک خنثی خواهد بود.

در مجموع، هزینه بیمه ریسک R_a به ترجیحات ریسکی فرد و توزیع احتمالی ریسک بستگی دارد. با در نظر گرفتن $\frac{\partial U}{\partial c_2} \succ 0$ حداکثر کردن معادله ۶ معادل حداکثر کردن رابطه زیر می‌باشد:

$$Max\ \{E[N(\mathbf{x}) + p_1 g(\mathbf{x},\mathbf{v})] - R_a(\mathbf{x})\} \qquad (۸)$$

رابطه ۸ همان رابطه *معادل* حتمیت می‌باشد که برابر است با درآمد مورد انتظار منهای هزینه ریسک شخصی (که به‌وسیله هزینه بیمه ریسک $R_a(\mathbf{x})$ نشان داده می‌شود). واریانس تولید می‌تواند به عنوان هزینه ریسک شخصی لحاظ گردد؛ پس می‌توان سود را به شکل زیر تعریف کرد:

$$\pi\ =\ N(\mathbf{x}) + p_1 g(\mathbf{x},\mathbf{v}) \qquad (۹)$$

همچنین مطابق مطالعه پرت (۱۹۶۴)، R_a به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$R_a = \frac{1}{2} r_a M_2 \qquad (۱۰)$$

در رابطه بالا r_a (که همان ضریب ریسک گریزی مطلق آرو- پرت است) و M_2 یا واریانس سود به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\begin{cases} M_2 = E\ (\pi - E(\pi))^2 \\ r_a = -\left(\partial^2 U / \partial \pi^2\right) / \left(\partial U / \partial \pi\right) \end{cases} \qquad (۱۱)$$

در این صورت شاخص معادل حتمیت برابر خواهد بود با:

$$CE = E(\pi) - R_a \qquad \Rightarrow \qquad CE \approx E(\pi) - \frac{1}{2} r_a M_2 \tag{۱۲}$$

همچنین می‌توان رابطه ۱۰ را به صورت نسبی نیز بیان نمود:

$$R_r = \frac{r_a M_2}{2E(\pi)} \tag{۱۳}$$

در این حالت شاخص معادل حتمیت برابر خواهد بود با:

$$CE \approx E(\pi) - \frac{r_a M_2}{2E(\pi)} \tag{۱۴}$$

در این مطالعه کشاورزان با ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت توصیف می‌شوند. در این حالت ضریب ریسک گریزی نسبی آرو- پرت یا $r_r = r_a E(\pi)$ در صورتی که $r_r \succ 1$ باشد، ثابت خواهد بود. براساس مطالعه پرت در سال ۱۹۶۴، مسئله فوق مشابه این است که تابع مطلوبیت به شکل زیر لحاظ شده باشد:

$$\begin{cases} U(c_1, \pi) = a(c_1) - b(c_1)\pi^{1-r_r} \\ b(c_1) \succ 0 \end{cases} \tag{۱۵}$$

لحاظ کردن فرض ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت[1] (CRRA) از چندین جنبه قابل توجیه می‌باشد: ۱. فرض CRRA با r_a مابین ۱ و ۴ بیانگر رفتار ریسکی عمومی است. ۲. فرض CRRA با کاهش‌ریسک‌گریزی مطلق سازگاری دارد. ۳. با فرض CRRA و فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس و با در نظر گرفتن سطح زیر کشت ثابت، حداکثر کردن مطلوبیت انتظاری درآمد معادل حداکثر کردن درآمد انتظاری در هکتار می‌باشد (Binswanger, 1981). در این مطالعه از روابط ۱۰ و ۱۲ و ۱۳ به منظور شبیه‌سازی اثر راهبردهای مختلف مقابله با ریسک بر رفاه کشاورزان استفاده شده است.

به منظور تخمین روابط یاد شده، نیاز به تخمین میانگین و واریانس تولید می‌باشد. بدین منظور از تابع تولید تصادفی که به‌وسیله جاست و پوپ (۱۹۷۸) پیشنهاد گردید، استفاده شد. این تابع به صورت زیر تصریح گردیده است:

$$Y = f(\mathbf{X}) + e(\mathbf{v})[h(\mathbf{X})]^{\frac{1}{2}} \tag{۱۶}$$

1. Constant Relative Risk Aversion (CRRA)

که در این تابع Y میانگین تولید، $\mathbf{X}$ بردار نهاده‌های مورد استفاده و e جزء اخلال تصادفی است که تمامی فروض روش حداقل مربعات را تأمین می‌نماید؛ لذا خواهیم داشت: $E(Y) = f(\mathbf{X})$ و $Var(Y) = h(\mathbf{X})$. پس در بدو امر باید تابع تولید فوق مورد تخمین قرار گیرد. توجه به این نکته ضروری است که این تابع به صورتی تصریح گردیده است که ناهمسانی‌واریانس جزء لاینفک آن‌می‌باشد و لذا پارامترهای تخمینی از این معادله ناکارا خواهند بود. به منظور تخمین این تابع، از روشهای متفاوتی استفاده گردیده است. این روشها شامل تخمین چند مرحله‌ای (Saha, 1994) روش حداقل مربعات وزنی (Just & et al., 1978) و روش حداکثر درست‌نمایی (Kumbhakar, 2002) می‌باشد. روش چند مرحله‌ای براساس تخمین مدل اولیه بدون در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس و سپس یافتن اجزای اخلال است. در مرحله بعدی این اجزای اخلال خود به صورت متغیری وابسته بر متغیرهای مستقل رگرس شده، مقادیر تخمینی به عنوان وزن در تابع اولیه به کار گرفته می‌شوند. مسلماً در این فرایند نیاز به دو بار تخمین مدل وجود دارد که وجود خطایی مانند خطای تصریح در هرکدام از مراحل تخمین نتایج نهایی را شدیداً تحت تأثیر قرار خواهد داد و لذا این روش معمولاً کمتر به کار گرفته می‌شود. روش حداقل مربعات وزنی WLS یک مرحله‌ای در صورت علم به ماهیت وزن، روش بسیار مناسب و ایده‌آلی خواهد بود. از بین این روشها، روش حداکثر درست نمایی (ML) روش مرسوم و متداول جهت تخمین تابع جاست و پوپ می‌باشد و لذا در مطالعه حاضر نیز از این روش استفاده گردید.

داده‌های استفاده شده در این مطالعه از ۱۵۵ گندمکار به روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای در سالهای ۱۳۸۷-۱۳۸۸ حاصل گردیده است. کل جامعه مورد مطالعه شامل ۵۰۰ زارع بوده که براساس تشکلهای دهقانی موجود و دسترسی این تشکلها به آب آبیاری و دوری و نزدیکی آنها به شهر طبقه‌بندی گردیدند. سپس تابع تولید تصادفی تخمین زده‌شد و از پارامترهای تخمینی به منظور شبیه‌سازی ارزش بیمه و رفاه زارعان استفاده گردید.

داده‌های آماری مورد نیاز این مطالعه شامل تولید گندم مزارع، نهاده بذر مصرفی، میزان نیروی کار مصرفی، میزان کود استفاده شده در فرایند تولید، مقدار آب مورد استفاده، میزان تنوع ژنتیکی موجود، کاربرد سیستمهای آبیاری، کاربرد بذرهای اصلاح شده، اعمال زمان‌بندی مناسب آبیاری و نهایتاً استفاده از روشهای کم آبیاری است. مقدار گندم تولید شده توسط زارعان برحسب کیلوگرم در هکتار منظور گردید و به همین منوال مقادیر استفاده شده از سایر نهاده‌ها نیز برحسب هکتار در مطالعه وارد گردیدند. برای بیان اثر تنوع ژنتیکی بر عملکرد مزارع از شاخصی به عنوان شاخص غنای واریته‌ای استفاده گردید. به منظور محاسبه این شاخص تعداد واریته‌های مورد استفاده در منطقه بر لگاریتم سطح زیر کشت تقسیم گردید (Di Falco & et al., 2007). جدول ۱ مبین متغیرهای به‌کار گرفته‌شده در مطالعه است.

جدول ۱. معرفی متغیرهای مدل

X_1	بذر مصرفی برحسب کیلوگرم در هکتار
X_2	نیروی کار مصرفی به صورت روز- نفر در سال
X_3	کود مصرفی برحسب کیلوگرم (شامل سه نوع کود ازت، فسفر و پتاسیم)
X_4	آب مصرفی برحسب متر مکعب
X_5	شاخص غنای واریته‌ای
X_6	سطح زیر کشت گندم برحسب هکتار
Y	تولید گندم برحسب کیلوگرم در هکتار
D_1	کاربرد بذر اصلاح شده توسط زارع: در صورت استفاده یک و در غیر این صورت صفر است.
D_2	فناوری آبیاری: در صورت مدرن بودن یک و در صورت سنتی بودن صفر است.
D_3	اعمال زمان‌بندی آبیاری: در صورت عدم اعمال زمان‌بندی یک و در غیر این صورت صفر است.
D_4	اعمال هر نوع تلاشی جهت کم آبیاری: در صورت وجود یک و در غیر این صورت صفر است.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، برخی از متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه به صورت متغیر مجازی می‌باشند که وجود یا عدم وجود فعالیتی را بیان می‌نمایند. برای مثال

متغیر D_1 کاربرد بذرهای اصلاح شده و ارائه شده از طریق سازمان خدمات کشاورزی شهرستان را بیان می‌کند. این متغیر با این فرض در مدل لحاظ شده که اولاً می‌تواند در تابع تولید سهم داشته‌باشد و در ثانی اثر آن نیز بر ریسک تولید را می‌توان ارزیابی کرد. متغیر دیگر یا همان D_2 مبین فناوری آبیاری مورد استفاده در مزارع نمونه می‌باشد. مطالعات نشان داده است که کاربرد فناوری مناسب آبیاری منجر به افزایش ۱۸٪ تولید محصولات منطقه، افزایش کارایی (موسوی، ۱۳۸۴) و نیز کاهش ریسک تولید خواهدگردید (موسوی، ۱۳۸۳). در این مطالعه نیز به منظور آزمون این مسئله در شرایط توأم با ریسک و نبود حتمیت منطقه این متغیر در مدل گنجانده شده است. متغیر دیگری که به صورت مجازی در مدل در نظر گرفته و با D_3 نشان داده شد، بر اعمال زمان‌بندی در انجام عملیات آبیاری دلالت می‌کند، چرا که در مسئله آبیاری محصولات کشاورزی تنها میزان آب مصرفی ملاک نبوده و زمان مصرف آب نیز از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است. بر این اساس اگر مراحل رشد گیاه گندم به دو فاز رشد رویشی و رشد زایشی تقسیم شود، مشاهده خواهد شد که مصرف آب در تمام زمانها از ارزش مساوی برخوردار نخواهدبود. براساس نظر کارشناسان امور زراعی، اثرگذاری نهاده آب در طول دوران رشد زایشی گیاه گندم بسیار حیاتی می‌باشد و اعمال آبیاری مناسب و کافی در زمان گل دهی تحت عنوان دان‌آب، اکیداً توصیه شده است. متأسفانه مطالعاتی که برمبنای مدلهای اقتصادسنجی است، فاقد توانایی لازم جهت اعمال زمان‌بندی در مصرف نهاده می‌باشند چرا که مصرف نهاده یکباره و به صورت یک عدد خالص در مقابل هر سطح از تولید لحاظ می‌گردد، در حالی که برای برخی از نهاده‌ها مانند آب، چگونگی توزیع آن در طول فصل زراعی از مقدار مطلق استفاده آن مهمتر می‌باشد. بدین منظور در ادبیات مربوطه از مدلهای برنامه‌ریزی ریاضی و غالباً برنامه‌ریزی پویا استفاده می‌شود. در این مطالعه به منظور در نظر گرفتن نحوه توزیع نهاده آب از متغیر مجازی استفاده گردید تا بدین وسیله در مدل مورد استفاده اثر توزیع نهاده آب لحاظ گردد. البته این کار برای سایر نهاده‌ها از قبیل کود و سموم نیز لازم الاجراست ولی به منظور رعایت اصل قلت در مدل و نیز به دلیل تأکید خاص این

مطالعه بر آب و فناوری آبیاری، متغیرهای توزیع زمانی برای سایر نهاده‌ها در مطالعه لحاظ نشدند.

آخرین متغیر مجازی نمایش داده‌شده در جدول ۱ یا همان D_4 به منظور لحاظ کردن کلیه تدابیر زارعان جهت صرفه‌جویی در مقدار آب مصرفی در نظر گرفته شده است. در منطقه مورد مطالعه به علت برودت شدید هوا معمولاً گندم در آبان ماه کشت می‌گردد و سپس انجام آبیاری توسط برخی از زارعان صورت می‌گیرد (خاک آب)، و برخی دیگر بعد از انجام عمل بذر پاشی در انتظار بارشهای جوی پاییزی می‌مانند و یا اینکه آنقدر کشت را به تعویق می‌اندازند تا با رطوبت موجود از بارشهای آخرین روزهای سال، گندم را به اصطلاح *"خاکبند"* کنند. از طرفی در فصل بهار نیز اغلب سه الگوی عمده آبیاری محصول گندم در منطقه اعمال می‌گردد: آبیاری با دوره هفت روزه، چهارده روزه و بیست و هشت روزه. بدین وسیله کشاورز می‌تواند این مقدار آب صرفه‌جویی شده را صرف سایر محصولات از قبیل کشتهای بهاره، جو و محصولات علوفه‌ای نماید. در این مطالعه از یک متغیر مجازی جهت بیان اعمال این نوع راهبردها در تولید گندم منطقه استفاده گردید و نهایتاً اثر اعمال کم آبیاری بر عملکرد و ریسک تولید تحلیل گردید.

نتایج و بحث

جدول ۲ خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی داده‌های مورد استفاده در مدل را بیان می‌نماید. براساس اطلاعات مندرج در این جدول، مشاهده می‌گردد که میزان متوسط تولید زارعان منطقه ۳۹۸۳/۸ کیلوگرم در هکتار با انحراف از معیار ۱۳۲۶/۲۶ می‌باشد. حداقل تولید منطقه ۱۳۲۳/۲ کیلوگرم و حداکثر نیز نزدیک به ۷۶۲۸ کیلوگرم در هکتار است. همچنین میزان متوسط، حداقل، حداکثر و انحراف از میانگین کلیه نهاده‌های مورد استفاده در مدل نیز در این جدول ارائه گردیده است.

جدول ۲. آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در مطالعه

متغیر	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف از میانگین
X_1	۴۸۶/۹	۸۶۳/۹	۱۶۷/۷	۲۸۹/۲۸
X_2	۳۱/۲	۵۲	۷	۳۸/۵۳
X_3	۴۳۶/۲	۹۳۷	۶۵/۷	۱۳۳
X_4	۴۲۵۰/۴	۷۲۲۳/۲	۱۶۴۸/۲	۱۰۵۱/۵۸
X_5	۴/۳۸	۱۱/۵۴	۱/۶۵	۲/۳۷
X_6	۱۳/۳	۱۲۶/۸	۲	۱۵
Y	۳۹۸۳/۸	۷۶۲۷/۹	۱۳۲۳/۲	۱۲۳۶/۲۶
D_1	۰/۵	۱	۰	۰/۵
D_2	۰/۴	۱	۰	۰/۴۹
D_3	۰/۳	۱	۰	۰/۴۷
D_4	۰/۳	۱	۰	۰/۴۴

مأخذ: یافته‌های مطالعه

شاخص محاسباتی برای لحاظ کردن غنای واریته‌ای در مدل به طور متوسط ۴/۳۸ و حداقل و حداکثر آن نیز مابین ۱/۶۵ و ۱۱/۵۴ محاسبه گردیده است. انحراف از معیار ۲/۳۷ که تقریباً عدد بزرگی است، بر این مسئله دلالت دارد که سطح زیر کشت مزارع تغییرات عمده‌ای داشته، چرا که با تغییر سطح زیر کشت، میزان شاخص محاسباتی برای مزارع متفاوت بوده است. به هرحال این شاخص به نوعی تداعی‌کنندهٔ کارایی بذرها نیز می‌باشد. متوسط نیروی کار مصرفی در هر هکتار منطقه نیز ۳۱ نفر با واریانس نسبتاً زیادی محاسبه گردید. این میزان نیروی کار مصرفی از میزان متوسط کشوری که حدود ۲۲ نفر- روز در هکتار است (آمار هزینه تولید وزارت جهاد کشاورزی) زیادتر بوده و کاربر بودن تولید گندم منطقه را که ناشی از کوچک و سنتی بودن واحدهاست بیان می‌نماید. نتیجه مشابهی نیز از مقایسه آماره‌های ذکر

شده برای سطح زیر کشت استنباط می‌گردد. حداقل سطح زیر کشت ۲ هکتار و حداکثر حدود ۱۲۷ هکتار بوده است. کوچک بودن اندازه مزارع و استفاده وسیع از نیروی کار جلوه‌ای کاملاً معیشتی به کشت گندم منطقه مورد مطالعه داده است. باید گفت که کوچک بودن اندازه مزارع در منطقه مورد مطالعه نتیجه موقعیت خاص جغرافیایی منطقه است؛ زیرا که حداکثر میزان چین‌خوردگی‌های زاگرسی در این منطقه قابل مشاهده و غالب منطقه پوشیده از ارتفاعات می‌باشد. میزان کود مصرفی نیز مطابق معمول اکثر نقاط ایران، بیش از متوسط مورد نیاز گیاه است. پراکندگی استفاده از نهاده کود در منطقه ۱۳۳ کیلوگرم در هکتار محاسبه گردید که با توجه به میزان میانگین محاسباتی پراکندگی، اندک بودن مصرف را بیان می‌نماید.

داده‌های مورد بررسی در مطالعه به‌وسیله چند فرم تابعی تخمین و تجزیه و تحلیل شدند. از بین مدلهای مورد نظر، تابع تولید درجه دوم توانست بهترین برازش را از میانگین و واریانس تولید ایجاد نماید. از طرفی این مدل، مدلی انعطاف پذیر می‌باشد و مانند توابع کلاسیک تولید قادر است اثر مشترک نهاده‌ها بر تولید و واریانس تولید را نیز محاسبه نماید. از سوی دیگر چون تعدادی از متغیرهای منظور شده در مطالعه در قالب متغیر مجازی طرح‌ریزی شدند، لذا تابع درجه دوم از تمامی شکلهای تابعی دیگر برای لحاظ چنین متغیرهایی مناسبتر است. در این مطالعه نیز با این استدلال و با مشاهده نتایج حاصل از الگوهای مختلف تولید نهایتاً مدل درجهٔ دو برای هر دو تابع میانگین و واریانس تولید نسبت به سایر مدلها ارجحیت یافت و به روش حداکثر درست نمایی (ML) مورد تخمین قرار گرفت که نتایج حاصل از آن در جدول ۳ گزارش شده است. باید متذکر شد که عدد مقابل هر ضریب در جدول ۳ آمارهٔ Z متناسب با آن ضریب و مبین معنی‌داری آماری ضریب متناظر با آن می‌باشد.

جدول ۳. نتایج تخمین تابع عملکرد و واریانس تولید گندم به روش ML

متغیر	تابع عملکرد		تابع واریانس	
	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z
عرض از مبدأ	۱۴۹۱/۹۴***	۲/۸۱[a]	−۱۷۷۲۲۶/۶	−۰/۷۴
X_1	۰/۳۲۱۲**	۲/۳۰	۱۶۵/۱۸**	۱/۹۶
X_2	۵/۲۸۴۳***	۴/۱۶	۹۶۹/۷***	۵/۵۷
X_3	۰/۲۱۱۵	۰/۳۳	−۳۲۸/۳*	−۱/۵۹
X_4	۰/۵۱***	۲/۸۲	−۹۳/۳۶	−۱/۰۶
X_5	۲۹۸۷/۵***	۳/۰۰	۳۸۱۷۷۱/۲	۰/۹۸
X_1X_1	−۰/۰۰۰۱*	−۱/۷۷	−۰/۰۰۷***	−۳/۰۶
X_2X_2	−۰/۰۶۲	−۰/۲۳	۴۹/۶۳	۱/۴۹
X_3X_3	−۰/۰۰۰۸	−۰/۱۱	۰/۰۴۱**	۱/۹۸
X_4X_4	−۰/۰۳۴**	−۲/۱۹	−۰/۰۱۲	−۱/۲۶
X_5X_5	۷۷/۸۲۸۶	۹/۱	۳۵۳۷۹/۹	۱/۶۷
X_1X_2	−۰/۰۱۴۹	−۰/۶۸	−	
X_1X_3	۰/۰۰۱۷*	۱/۶۵	−	
X_1X_4	−۰/۰۴۹*	−۱/۸۴	−	
X_1X_5	۰/۲۳۶۲	۰/۵۴	−	
X_2X_3	−۰/۰۱۹۹	−۰/۹۸	−	
X_2X_4	۰/۰۰۱۸	۰/۶	−	
X_2X_5	−۲/۱۷۷۸	−۰/۰۹	−	
X_3X_4	۰/۰۰۰۲	۰/۲۷	۰/۰۴۵	(۱/۱۸)
X_3X_5	−۱/۱۲۲	−۰/۸۵	۰	
X_4X_5	−۰/۵۰۸۰***	−۲/۹۱	۰	
D_1	۳۷۶/۱۹***	۷/۰۱	−۲۸۲۱۴/۷	−۱/۲۰
D_2	۴۲۵/۷۶***	۴/۵۹	−۱۰۱۸۴۲/۲***	−۲/۵۸
D_3	۸۴۳***	۹/۶۸	۳۳۷۴۵۱/۵***	۶/۸۶
D_4	−۹۶۸/۲۴***	−۱۵/۴۱	۱۵۱۹۳۲/۹***	۴/۰۹
R^2	۰/۸۷		۰/۲۲	

مأخذ: یافته‌های مطالعه

مشاهده می‌شود که تابع تولید مورد نظر برای تولید گندم منطقه دارای جزء عرض از مبدأ می‌باشد. معنی‌داری آماری این ضریب در جدول ۳ تأییدی است بر این دیدگاه و این ضریب هر چند دارای تعبیر اقتصادی خاصی نمی‌باشد، مبین اثر متوسط و غیر تصادفی سایر عوامل لحاظ نشده در مدل بر تولید می‌باشد (اثر تصادفی عوامل لحاظ نشده در مدل در جزء اخلال بازتاب می یابد). همچنین مشاهده می‌گردد که تابع تخمینی برای واریانس تولید فاقد جزء عرض از مبدأ محاسبه شده است چرا که این ضریب در تابع واریانس به لحاظ آماری معنی‌دار نشده است.

میزان بذر مصرفی در هکتار اثر مثبت معنی‌داری بر تولید گندم منطقه داشته و با نرخی کاهنده میزان تولید را افزایش داده‌است. این مسئله به نوعی تداعی‌گر این مطلب است که زارعان منطقه بذر مصرفی را در ناحیهٔ دوم تابع تولید آن، یعنی جایی که استفاده از نهاده به لحاظ اقتصادی توجیه‌پذیر است، استفاده می‌نمایند. با مشاهده تابع تخمینی برای واریانس تولید گندم مشاهده می‌گردد که بذر مصرفی، نهاده‌ای ریسک افزا در فرایند تولید گندم منطقه بوده است. این امر از مثبت و معنی‌دار بودن ضریب تخمینی این نهاده در تابع واریانس به خوبی قابل مشاهده است.

نیروی کار مصرفی در هر هکتار نیز بر تولید گندم منطقه اثر مثبت و معنی‌داری داشته است. با مشاهده پارامتر تخمینی برای مربع نیروی کار مشاهده گردید که نیروی کار نیز مانند بذر مصرفی در ناحیهٔ دوم تابع تولید یعنی جایی که افزایش نهاده با نرخ کاهنده تولید را می‌افزاید، مورد استفاده قرار می‌گیرد. نهاده نیروی کار نیز مانند میزان بذر مصرفی زارعان اثری مثبت و معنی‌دار بر واریانس تولید داشته است به این صورت که با افزایش نیروی کار مورد استفاده در مزارع گندم، نوسانات عملکرد در هکتار افزایش می‌یابد.

میزان کود مصرفی بر تولید گندم زارعان منطقه اثر مثبتی داشته ولی مقدار پارامتر تخمینی برای این متغیر به لحاظ آماری تفاوت معنی‌داری با صفر نداشته است. مفهوم این ضریب این نیست که اثر استفاده از نهاده کود بر تولید گندم زارعان منطقه واقعاً تفاوت

معنی‌داری با صفر ندارد، بلکه مفهوم این ضریب آن است که نمونه‌های مورد بررسی در مطالعه حاضر به صورتی از کود استفاده کرده‌اند که این میزان از کود نتوانسته است تولید را توضیح دهد و این مسئله ریشه در تغییرات کم یا مصرف نزدیک کود توسط زارعان نمونه مورد بررسی دارد و همان‌گونه که از نتایج جدول ۲ نیز مشاهده گردید، انحراف از میانگین مصرف کود در میان زارعان مورد بررسی مقدار اندکی محاسبه گردیده است.

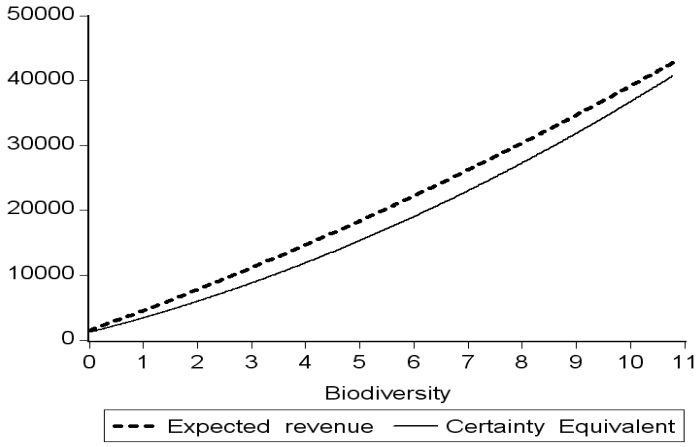
روند اثرگذاری کود مصرفی بر تولید نیز با نرخ کاهشی گزارش شده، هر چند این ضریب نیز به لحاظ آماری معنی‌دار نشده است. نکته جالب این می‌باشد که مصرف کود هر چند در تولید معنی‌دار نبوده ولی توانسته است به عنوان نهاده‌ای ریسک کاهنده در تابع واریانس مشاهده گردد. مصرف کود نوسانات تولید را با نرخ افزایشی کاهش می‌دهد و لذا میزان مصرفِ بیش از متوسط کشوریِ کود توسط زارعان منطقه (که در جدول ۲ نیز بدان اشاره شد) می‌تواند به علت همین ریسک کاهنده بودن این نهاده باشد. نهاده آب مصرفی نیز مانند بذر و نیروی کار توسط زارعان در منطقه اقتصادی آن به کار گرفته می‌شود. این نهاده تولید گندم منطقه را با روند کاهشی افزایش می‌دهد. از طرفی هرچند میزان آب مصرفی در هر هکتار گندم منطقه در تابع واریانس به لحاظ آماری معنی‌دار نشده ولی باعث کاهش ریسک با نرخ نزولی شده است که علامت ضریب مربوطه این مطلب را تأیید می‌نماید. شاخص محاسبه‌شده برای غنای واریته‌ای منطقه، متغیر لحاظ شده دیگر در مدل می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که این متغیر منجر به افزایش تولید منطقه با روند صعودی گردیده است. مفهوم این مسئله این می‌باشد که هنوز منطقه پتانسیل بیشتری برای ورود بذرهای اصلاح شده دارد، زیرا پارامتر محاسبه شده غنای واریته‌ای منطقه را در ناحیه اول اثرگذاری بر تولید نشان می‌دهد و لذا افزایش این شاخص به منظور افزایش هر چه بیشتر عملکرد گندم منطقه کاملاً توجیه‌پذیر است. نتایج حاصل از تخمین توابع در جدول ۳ همچنین اثر مشترک کاربرد نهاده‌ها را بر عملکرد گندم منطقه بیان می‌نماید. برای مثال پارامتر تخمینی برای متغیر X_3X_4 اثر توأم آب و کود را بر تولید بیان می‌دارد. هرچند این پارامتر به لحاظ آماری معنی‌دار نشده ولی بیانگر اثر

توأم مثبت آب و کود بر تولید است. پارامتر تخمینی برای متغیر مجازی کاربرد بذرهای اصلاح شده بیانگر اثرگذاری مثبت این متغیر بر تولید گندم منطقه است. از طرفی کاربرد این نوع از بذرها باعث افزایش مقدار شاخص غنای واریته‌ای نیز خواهد گردید. همچنین کاربرد بذرهای اصلاح شده در منطقه به طور متوسط به عنوان نهاده‌ای ریسک کاهنده مطرح می‌باشد هر چند در این مطالعه و با استفاده از تحلیل مزارع نمونه‌گیری شده معلوم گردید که کاربرد این نوع از بذرها اثر معنی‌داری بر ریسک تولید ندارد (علامت ضریب تخمینی حاکی از ریسک کاهندگی است ولی در مدل به لحاظ آماری معنی‌دار نشده است). کاربرد سیستم‌آبیاری متناسب با شرایط منطقه توانسته است اثر مثبت و معنی‌داری بر متوسط تولید در هکتار منطقه داشته باشد. همچنین این سیستم در تولید گندم منطقه به عنوان نهاده کاهندهٔ ریسک مشاهده شد. اعمال زمان‌بندی متناسب با شرایط فیزیولوژیکی گیاه گندم در منطقه باعث افزایش تولید گندم منطقه گردیده است. همچنین از نتایج مدل مشاهده می‌شود که چنین اقداماتی با افزایش نوسانات تولید بین زارعان منطقه همراه است که شاید علت این امر استفاده اکثر زارعان از منابع آبی مشترک باشد، زیرا بیشتر مزارع نمونه‌گیری شده به صورت اشتراکی از یک منبع آب برداشت می‌نمودند. در این مورد نیاز است در طول مدت زمانی خاص تمامی کشاورزان اقدام به آبیاری نمایند که این امر باعث می‌گردد نوع تخصیص منابع آبی در بازه زمانی خاصی غیر بهینه گردد و لذا بعضی از زارعان به منظور استفاده از آب محدودی که در دست دارند ممکن است آن را به سایر زارعان بفروشند که در مجموع این نوع اقدامات موجب افزایش تولید می‌گردد هر چند نوسان تولید را نیز بین کشاورزان بهره‌بردار از یک منبع آبی مشترک افزایش می‌دهد. اعمال کم آبیاری نیز به ترتیبی که نتایج مطالعه نشان می‌دهد باعث کاهش تولید و افزایش ریسک تولید محصول گندم گردیده‌است. البته تحلیل ما از نوع مقطعی و فقط برای یک محصول می‌باشد، زیرا ممکن است اعمال کم‌آبیاری باعث استفاده پایدار از منابع آبی منطقه گردد و ریسک تولید را در طول زمان کاهش دهد و یا ممکن است میزان آب ذخیره شده در فرایند تولید گندم توسط زارع برای دوره‌های بعد در نظر گرفته نشود و در

همین دوره مورد نظر در کشت سایر محصولات الگوی کشت مورد استفاده قرار گیرد که در این صورت حداقل می‌توان گفت که اعمال راهبرد کم‌آبیاری به کاهش تولید و در آمد کلی زارع منجر نخواهدشد. در مطالعه حاضر از آنجا که فقط یک محصول و یک دوره زمانی لحاظ شده است، اعمال کم‌آبیاری به کاهش تولید و افزایش ریسک تولید گندمکاران منطقه انجامیده است.

نتایج حاصل از شبیه‌سازی

با استفاده از نتایج تخمین پارامترهای مدل و براساس روابط ۱۰، ۱۲ و ۱۳، اثر تنوع ژنتیکی بر درآمد انتظاری، معادل حتمیت، بیمه ریسک و بیمه نسبی ریسک شبیه‌سازی گردید. مقادیر شبیه سازی شده برای درآمد انتظاری مزارع گندم و معادل حتمیت آن در نمودار ۱ ارائه گردیده است. به منظور شبیه‌سازی مقادیر بیمه ریسک و بیمه نسبی ریسک از فرض ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت (CARA) استفاده شد. شبیه سازی مقادیر بیمه ریسک و بیمه نسبی ریسک مطابق با روابط ۱۰ و ۱۳ و براساس ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت مابین ۱ تا ۴ انجام گردید. مشاهده شد که نتایج حاصل از شبیه‌سازی‌ها بسیار به یکدیگر نزدیک و دارای یک فرم کلی بودند و لذا فقط نتایج حاصل از شبیه سازی با استفاده از ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت معادل ۳ ارائه گردید. با توجه به نمودار ۱ مشاهده می‌گردد که همگام با افزایش تنوع واریته‌ای، درآمد انتظاری روندی افزایشی داشته است. شیب مقادیر شبیه‌سازی‌شده روندی افزایشی را آشکار می‌نماید، به این مفهوم که با افزایش مقادیر متوالی شاخص غنای واریته‌ای، میزان تولید و نهایتاً درآمد انتظاری به میزان بیشتری افزایش می‌یابد. این امر مؤید کم بودن تعداد واریته‌های مورد استفاده در منطقه است به صورتی که تولید گندم نسبت به این شاخص در منطقه اول قرار داشته و در صورت افزایش تعداد واریته‌ها امکان افزایش میزان تولید وجود خواهدداشت.

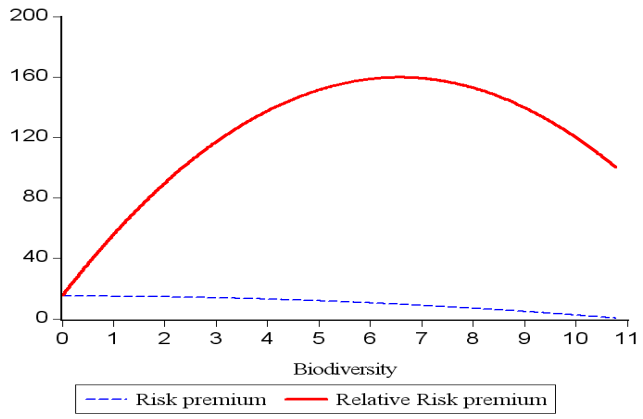


نمودار ۱. مقادیر شبیه‌سازی شده درآمد انتظاری و معادل حتمیت در سطوح مختلف تنوع واریته‌ای

از طرفی نمودار ۱ اثر تنوع ژنتیکی را بر بهره‌وری تولید گندم مزارع منطقه به خوبی نمایان می‌سازد و لذا در منطقه مورد بررسی تنوع ژنتیکی محصول گندم در نقش متغیری اثرگذار بر افزایش تولید می‌باشد. در صورت کسر مقدار ریسک بیمه از درآمد انتظاری براساس رابطه ۱۲، معادل حتمیت را خواهیم داشت. روند افزایش شاخص معادل حتمیت کاملاً مشابه درآمد انتظاری است با این تفاوت که تفاضل این دو نمودار ریسک بیمه را نمایان می‌سازد. رفته رفته و با افزایش میزان تنوع واریته‌ای، فاصله مابین درآمد انتظاری و معادل حتمیت زیاد می‌گردد. این افزایش در شاخص تنوع واریته‌ای معادل ۶/۳ به حداکثر خود می‌رسد و دوباره فاصله مابین دو منحنی رو به کاهش می‌گذارد تا جایی که در مقادیر بالای شاخص تنوع واریته‌ای، اختلاف دو منحنی بسیار کم می‌شود. این امر مؤید این پدیده است که همراه با افزایش شاخص تنوع واریته‌ای، ریسک بیمه زیاد می‌گردد و در مقدار شاخص تنوع واریته‌ای ۶/۳ به حداکثر می‌رسد و بعد از آن رو به کاهش می‌گذارد. این پدیده در نمودار ۲ که نشانگر منحنی مقادیر شبیه‌سازی‌شده ریسک بیمه و ریسک بیمه نسبی می‌باشد، به خوبی به

تصویر کشیده شده است. همگام با افزایش شاخص تنوع واریته‌ای، ریسک بیمه از خود تغییراتی سهمی شکل نشان می‌دهد.

در ابتدا میزان ریسک بیمه افزایش می‌یابد و آنگاه در نقطه‌ای به حداکثر خود می‌رسد که معادل حداکثر فاصله مابین دو منحنی درآمد انتظاری و معادل حتمیت در نمودار ۱ است و سپس کاهش می‌یابد. چنین استنباط می‌گردد که در سطوح پایین تنوع ژنتیکی، این شاخص خاصیت ریسک کاهنده بودن از خود نشان نمی‌دهد و میزان مطلق هزینه مواجهه با ریسک زارعان تنها در مقادیر بالای تنوع واریته‌ای کاهش می‌یابد.



نمودار ۲. مقادیر شبیه‌سازی شده بیمه ریسک و بیمه نسبی ریسک در سطوح مختلف تنوع واریته‌ای

بیمه نسبی ریسک نیز که طبق رابطهٔ ۱۳ حاصل تقسیم بیمه ریسک بر درآمد انتظاری است، روند کاهش مداومی از خود نشان داده است که علت آن را می‌توان افزایشی بودن مقادیر درآمد انتظاری در سطوح مختلف شاخص تنوع واریته‌ای دانست. بر این اساس تنوع واریته‌ای در تمام دامنه آن در حکم پارامتری است که باعث کاهش هزینه نسبی مواجهه با ریسک زارعان گندمکار منطقه گردیده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در مطالعهٔ حاضر اثر تنوع ژنتیکی بذر گندم و نیز فناوری آبیاری بر ریسک و بهره‌وری تولید محصول گندم از طریق تخمین تابع تولید تصادفی مورد ارزیابی قرار گرفت. اطلاعات لازم از گندمکاران دشت شهرکرد جمع‌آوری گردید، چرا که کشت گندم در این منطقه به علت شرایط آب و هوایی خاص منطقه با نوسانات زیادی همراه می‌باشد. نتایج حاصل از مطالعه نشان داد که می‌توان نهاده‌های مورد استفاده در تولید گندم را به دو گروه نهاده‌های ریسک کاهنده و ریسک فزاینده تقسیم بندی نمود. بر این اساس تصمیمات مبتنی بر راهبرد کم آبیاری و نیز زمان‌بندی موجبات کاهش تولید و افزایش ریسک را در کوتاه مدت ایجاد می‌نمایند و لذا پیشنهاد می‌گردد که اگر هدف زارعان و یا سیاستگذاران مدیریت کوتاه مدت ریسک‌تولید است، از اعمال این دو راهبرد اجتناب نمایند. گفتنی است که علی‌رغم ریسک‌افزا بودن دو راهبرد یاد شده در کوتاه‌مدت، در بلندمدت این دو راهبرد می‌توانند موجبات کاهش ریسک و تولید پایدار را فراهم آورند. همچنین در صورت اعمال راهبرد کم آبیاری و زمان‌بندی، کشت محصولات دیگری که آب صرفه جویی شده را با کارایی بالاتری مصرف می‌کنند، توصیه می‌گردد.

همچنین مشاهده گردید که تنوع ژنتیکی (غنای واریته‌ای)، بذرهای اصلاح شده و نیز فناوری آبیاری مدرن علی‌رغم اینکه بهره‌وری را افزایش می‌دهند، موجبات کاهش ریسک تولید را نیز فراهم می‌کنند. در مجموع مشاهده می‌گردد که تنوع واریته‌ای به عنوان یک راهبرد سودمند می‌تواند به کاهش ریسک و افزایش بهره‌وری مزراع گندم منطقه مورد مطالعه بینجامد. اگر میزان تنوع واریته‌ای پایین باشد، اثر مثبت و چشمگیر آن در فرایند تولید، در افزایش بهره‌وری بازتاب می‌یابد، به صورتی که در رابطه $R_r = R_a/E(\pi)$ افزایش $E(\pi)$ بیش از افزایش R_a بوده و به کاهش هزینه نسبی مواجه با ریسک انجامیده است. اگر میزان تنوع واریته‌ای زیاد باشد (در اینجا بیش از ۶/۳)، اثر آن در فرایند تولید مضاعف می‌گردد به این صورت که هم باعث افزایش $E(\pi)$ خواهدشد و هم به کاهش R_a یا هزینه مطلق مواجه

با ریسک زارعان می‌انجامد؛ لذا در عمل تنوع واریته‌ای می‌تواند به عنوان راهبرد مناسبی به منظور مقابله با ریسک و افزایش بهره‌وری مدنظر قرار گیرد. از این رو جهت‌گیری سیاستهای مرتبط با تولید گندم به سمت کاربرد بذرهای اصلاح شده می‌تواند موجب افزایش سطح غنای واریته‌ای شود و کاربرد فناوری نوین آبیاری نیز می‌تواند علی‌رغم افزایش درآمد کشاورزان، ثبات و پایداری آن را تضمین نماید.

منابع

۱. ترکمانی جواد و شاهرخ شجری (۱۳۸۵)، بررسی اثر ریسک تولید بر پذیرش فناوری‌های نوین: مطالعه موردی بذر گندم در استان فارس، مجله *علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی*، سال دهم، شماره چهارم (ب): ۴۸۹-۵۰۲.

۲. خلیلیان، صادق و سید حبیب الله موسوی (۱۳۸۴)، ارزیابی ریسکی آثار کاربرد سیستمهای آبیاری تحت فشار، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ویژه‌نامه *کارایی و بهره‌وری*، سال سیزدهم: ۱۱۳-۱۲۹.

۳. موسوی، سید حبیب الله (۱۳۸۳)، ارزیابی اقتصادی سیستمهای آبیاری تحت فشار شهرستان شهرکرد، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.

۴. موسوی، سید حبیب الله و صادق خلیلیان (۱۳۸۴)، بررسی عوامل اثر گذار بر کارایی فنی تولید گندم، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۵۴: ۴۵-۶۰.

۵. وزارت جهادکشاورزی (۱۳۸۸)، آمار هزینه تولید محصولات کشاورزی.

6. Binswanger, H. P. (1981), Attitudes toward risk: theoretical implications of an experiment in rural India, *Economic Journal*, 91: 867–890.

7. Cetin, B., S. Yazgan and T. Tipi (2004), Economic of drip irrigation of olives in Turkey, *Agricultural Water Management*, 66: 145-151.

8. Di Falco, S., J.P. Chavas and M. Smale (2007), Farmer management of production risk on degraded lands: the role of wheat variety diversity in the Tigray region, Ethiopia, *Agricultural Economics*, 36: 147–156.

9. Just, R. E., R.D. Pope (1978), Production function estimation and related risk considerations, *American Journal of Agricultural Economics*, 61: 276–284.

10. Just, R. E. and R. D. Pope (2003), Agricultural risk analysis: adequacy of models, data, and issues, *American Journal of Agricultural Economics*, 85: 1249-1256.

11. Kumbhakar, S.C. (2002), Specification and estimation of production risk, risk preferences and technical efficiency, *American Journal of Agricultural Economics*, 84(1): 2-8.

12. Pratt, J.W. (1964), Risk aversion in the small and in the large, *Econometrica*, 32: 122–136.

13. Saha, A., C.R. Shumway and H. Talpaz (1994), Joint estimation of risk preference structure and technology using expo-power utility, *American Journal of Agricultural Economics*, 76:173–184.