اقتصادکشاورزی و توسعه، سال هفدهم، شماره ٦٨، زمستان ١٣٨٨

آیا نهاده های تولید می توانند نقش بیمه را در فرایند تولید گندم داشته باشند؟

دکتر محمد قربانی*[1]، فاطمه جعفری*

تاریخ دریافت: ۸۶/۴/۵ تاریخ پذیرش: ۸۷/۱۱/۷

چکیده

تولید گندم همانند دیگر محصولات کشاورزی، با مجموعه‌ای از ریسکها مواجه است که یکی از آنها ریسک نهاده‌هاست. به عبارت دیگر بسیاری از نهاده‌های تولید در بدو ورود به عرصه کشاورزی و یا پس از مدتی، در واریانس تولید تأثیر می گذارند و ایجاد ریسک می‌کنند. از طرف دیگر این اعتقاد وجود دارد که برخی از نهاده‌ها منجر به کاهش ریسک تولید می شوند. در این راستا مطالعه ای با هدف بررسی تأثیر نهاده‌ها در ریسک تولید با استفاده از اطلاعات به دست آمده از ۱۶۳ نفر از گندمکاران استان خراسان رضوی در سال زراعی ۱۳۸۲-۱۳۸۳ از طریق الگوی پیشنهادی جاست و پوپ (Just and Pope, 1978) انجام شد. نتایج نشان داد که نهاده‌های کود ازته و آب سبب کاهش ریسک تولید می‌شوند و

* به ترتیب: دانشیار و دانشجوی سابق کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد
۱.نویسنده مسئول e-mail: ghorbani@ferdowsi.um.ac.ir

بنابراین می‌توانند نقش بیمه را داشته باشند. در پایان با توجه به یافته‌های مطالعه، الگویی برای بررسی این چنین تأثیرگذاری پیشنهاد شد.

طبقه‌بندی JEL: D21, D24, D81

کلید واژه ها:

ریسک، حداقل مربعات غیرخطی، مؤلفه تصادفی، گندم، بیمه

مقدمه

ریسک‌وعدم حتمیت‌درکشاورزی به‌عنوان یکی‌از مهمترین‌ویژگیهای این بخش، نه تنها ناشی‌از شرایط‌آب‌وهوایی‌است‌بلکه‌از قیمت، شرایط بازار، نوآوریهای فنی و سیاستهای‌دولت در زمینه استفاده از نهاده‌ها تأثیر می‌پذیرد. دیلونواندرسون(Dillon and Anderson, 1971) معتقدندکه از مهمترین عوامل مؤثر بر نوسان محصولات کشاورزی، میزان استفاده از نهاده‌های مختلف، به ویژه نهاده های جدید است. به دلیل اهمیت نهاده های تولید در ریسک تولید و اثر ریسک افزایی یا ریسک کاهندگی آنها (Just and Pope, 1978 & 1979; Sasmal, 1993)، در هنگام کاربرد این نهاده ها و نیز سیاستگذاریهای مختلف برای آنها باید علاوه بر تأثیر نهاده ها در میانگین تولید، اثر آنها بر واریانس (ریسک) تولید نیز مدنظر قرار گیرد.

جاست و پوپ (۱۹۷۸ و ۱۹۷۹) معتقدند با ورود ریسک در توابع تولید معمولی، آنها با محدودیت مواجه می شوند، در حالی که تابع تولید باید انعطاف لازم برای نشان دادن تأثیر نهاده ها در جزء قطعی و تصادفی تولید را به طور جداگانه داشته باشد تا بتوان اثر ریسک را مورد مطالعه قرار داد. ساسمل (Sasmal, 1993) نشان داد که تأثیر نهاده‌ها در میانگین و واریانس تولید مستقل است. کود اثر معنیداری بر ریسک ندارد، اما آفت کش تأثیر مثبت و معنیداری در ریسک دارد. کیفیت خوب بذر نیز اثر ریسک کاهندگی بر تولید دارد.

گاتش‌وریگو(Gotech and Regev,1996)وگاتش‌وهمکاران (Gotsch & et al., 1993) نشان دادند قارچ کش ها در سطوح پایین بارندگی بر درآمد اثر ریسک افزایی دارند.

شرزه‌ای و زیبایی (۱۳۸۰) نشان دادند که کود شیمیایی و سم باعث افزایش ریسک و سطح زیر کشت باعث کاهش ریسک تولید پنبه می‌شود. نتایج مطالعه ترکمانی و قربانی(۱۳۷۶) نشان داد که اثر بذر و نیروی کار بر ریسک تولید گندم مثبت و معنیدار است. مقدسی و یزدانی (۱۳۷۵) نتیجه گرفتند که بذر اثر کاهنده و نیروی کار اثر مثبت بر ریسک تولید دارند. نقشینه فرد و همکارانش (۱۳۸۵) نشان دادند نهاده های سم، کود حیوانی، بذر وآب باعث افزایش ریسک در تولید چغندر قند می شوند. این در حالی است که سایر نهاده‌ها (نیروی کار، کودهای شیمیایی و ماشینهای کشاورزی) باعث کاهش ریسک تولید می‌شوند.

گندم به عنوان یکی از راهبردی ترین محصولات کشاورزی، همواره به اشکال مختلف مورد توجه و حمایت دولت بوده است. این حمایتها در دو بخش نهاده‌ها و ستانده در قالب پرداخت اعتبارات یارانه‌ای، توزیع نهاده‌های یارانه‌ای و خرید تضمینی گندم بوده که در سالهای مختلف شدت و ضعف داشته است. آن دسته از سیاستهای مؤثر در نهاده های تولید علاوه بر اثر بر سطح تولید گندم، در ریسک تولید این محصول نیز تأثیر می‌گذارند. از این رو بررسی و شناخت صحیح اثر نهاده‌های تولید بر تولید و ریسک تولید به جهتگیری مناسبتر این سیاستها کمک خواهد کرد. استانهای سه گانه خراسان در مجموع حدود ۱۰ درصد از کل تولید گندم کشور را به خود اختصاص می دهند و بیشترین سطح زیر کشت این محصول را دربردارند (سالنامه آماری وزارت کشاورزی، سالهای مختلف). با توجه به اهمیت بررسی نحوه تأثیرگذاری نهاده‌ها در ریسک تولید، مطالعه حاضر با استفاده از تابع تولید تعمیم یافته به بررسی نحوه تأثیر نهاده های تولید در ریسک تولید گندم در این استانها پرداخته تا به این سؤال که "آیا نهاده ها می‌توانند نقش بیمه را داشته باشند؟ " پاسخ گوید؛ زیرا به اعتقاد برخی از محققان (ترکمانی و قربانی، ۱۳۷۸؛ دریجانی و قربانی، ۱۳۷۷؛ قربانی، ۱۳۸۳ و قربانی، ۱۳۷۶)

بیمه‌محصولات‌کشاورزی‌یکی‌از فناوریهایی است که می تواند با تأثیرگذاری بر ریسک‌گریزی و سطح مصرف نهاده، مؤلفه ریسک نهاده ها را به نوعی تحت تأثیر قرار دهد.

مواد و روشها

جاست و پوپ معتقدند تابع تولید مناسب باید به طور همزمان دو مؤلفه را دارا باشد: مؤلفه اثر نهاده ها بر میانگین تولید و مؤلفه اثر نهاده ها بر واریانس تولید. شکل تابعی مورد نظر جاست و پوپ عبارت است از:

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

که در آن $f(x)$ مؤلفه قطعی و $h^{1/2}(x)$ مؤلفه تصادفی تابع، y میزان عملکرد گندم (تن در هکتار) و x بردار نهاده های تولید شامل نیروی کار (روز- نفر در هکتار)، بذر (کیلوگرم در هکتار)، کود فسفاته (کیلوگرم در هکتار)، کود ازته (کیلوگرم در هکتار)، دور آبیاری (دور در هکتار)، ماشینهای کشاورزی(ساعت در هکتار) و کود پتاسه (کیلوگرم در هکتار) است. با توجه به تشخیص وجود همخطی از طریق آزمون مؤلفه اصلی و در واقع نقش دو متغیر ماشینهای کشاورزی و کود پتاسه در این فرایند، این دو از تابع حذف شده‌اند تا مشکل همخطی رفع شود. علاوه بر این، از طریق آزمون رمزی، تصریح الگو بررسی و نبود خطای تصریح تأیید شد. در مورد الگوی مرحله اول، با استفاده از آزمون وایت، نبود ناهمسانی واریانس مورد تأیید قرار گرفت. توابع h و f می‌توانند به فرم کاب داگلاس، ترانسندنتال یا سایر اشکال تبعی باشند. با توجه به براورد اشکال تابعی مختلف و آزمونهای انتخاب و نیکویی برازش، در مطالعه حاضر از تابع تولید(در واقع تابع عملکرد) کاب- داگلاس استفاده شده است.h(x) واریانسy می باشد، از این رو لازم است به صورت $h^{1/2}(x)$ در تابع منظور شود. با توجه به اینکه $h(x)$ خود تابعی از متغیرهای توضیحی است، لذا واریانس y یعنی h(x) با مشکل ناهمسانی واریانس مواجه خواهد بود که این مسئله باید در براورد مدنظر قرار گیرد.

جهت دستیابی به براوردهای سازگار از رابطه ۱، از یک روش سه مرحله ای به شرح زیر برای براورد استفاده شده است:

در گام اول مؤلفه قطعی تابع یعنی f(x)، به شکل زیر براورد شده است:

$$y = f(x,\alpha) + \varepsilon^*, \varepsilon^* = h^{1/2}(x,\beta)$$
$$y = \alpha_0 . x_1^{\alpha_1} . x_2^{\alpha_2} ... x_n^{\alpha_n} + \varepsilon^* \qquad (۲)$$

در این مرحله ضرایب α به روش حداقل مربعات غیرخطی *NLS*[1] براورد و جمله به صورت زیر محاسبه شده است:

$$\varepsilon^* = y - f(x,\alpha) \qquad (۳)$$

در گام دوم و به روش حداقل مربعات معمولی مؤلفه تصادفی تابع عملکرد، یعنی $h^{1/2}(x,\beta)$ به شکل زیر براورد گردیده است:

$$\ln|\varepsilon^*| = \beta_0 + \beta_1 \ln x_1 + ... + \beta_n \ln x_n + e \qquad (۴)$$

ضرایب β مبین نوع اثر نهاده ها بر ریسک تولید می باشند.

در مرحله سوم جهت برطرف کردن مشکل ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات غیرخطی وزنی(*WNLS*) استفاده شده است که در آن متغیرهای اولیه با وزن $h^{1/2}(x,\beta)$ به متغیرهای وزنی تبدیل و سپس به روش *NLS* متغیر وابسته وزنی بر متغیرهای مستقل وزنی رگرس شده اند.

با بهره گیری از نتایج براورد تابع عملکرد و با استفاده از روش پیشنهادی موسکاردی و جانوری (Mooscardi and Jonvery, 1977)، ضریب ریسک گریزی گندمکاران مورد مطالعه به شکل زیر محاسبه گردیده است:

$$k(s) = \frac{1}{\theta}\left(1 - \frac{p_i . x_i}{p . f_i . \mu_y}\right)$$

$$\theta = \frac{\sigma_y}{\mu_y}$$

1. Non-Linear Least Square

که در آن σ_y واریانس عملکرد، x_i میزان کاربرد نهاده با بیشترین سهم در عملکرد گندم (کشش نهاده)، μ_y میانگین عملکرد، p قیمت محصول، P_i قیمت نهاده با بیشترین سهم در عملکرد محصول، f_i سهم(کشش) نهاده با بیشترین سهم در عملکرد (کشش نهاده) است.

باتوجه‌به‌اینکه $k(s)$ تابعی‌ازویژگیهای‌کشاورزاست (Mooscardi and Jonvery, 1977)، در این مطالعه در قالب الگوی رگرسیون خطی- لگاریتمی[1] با برازش $k(s)$ بر روی ویژگیهای اقتصادی- اجتماعی کشاورزان، شامل تحصیلات، سن، اندازه خانوار، تجربه کشاورز، مالکیت مزرعه (متغیر موهومی، مالک= یک و غیر مالک= صفر)، بیمه گندم (متغیر موهومی، بیمه شده= یک و بیمه نشده= صفر)، تناوب زراعی (متغیر موهومی، با تناوب= یک و بدون تناوب= صفر)، مشارکت در کلاسهای ترویجی(متغیر موهومی، با مشارکت= یک و بدون مشارکت= صفر)، یکپارچگی اراضی (متغیر موهومی، یکپارچه= یک و پراکنده= صفر) و سطح زیر کشت، عوامل مؤثر بر ریسک گریزی کشاورزان مورد بررسی قرار گرفته است. یادآوری می‌شود که انتخاب متغیرها براساس تئوری و مطالعات تجربی و آزمون تصریح بوده است. با توجه به نوع متغیرها، که اکثراً موهومی بوده‌اند (به کارگیری لگاریتم در آن اعتبار ندارد)، و نیز براورد دو الگوی خطی و خطی- لگاریتمی، در نهایت بر اساس معیارهای نیکویی برازش و تطابق علامتها با تئوری، الگوی خطی- لگاریتمی انتخاب شده است. اطلاعات مورد نیاز با استفاده از روش نمونه گیری تصادفی طبقه بندی شده از ۱۶۳ گندمکار استان خراسان بزرگ در سال زراعی ۱۳۸۲-۱۳۸۳ از طریق پرسشنامه گردآوری شده است. با توجه به اهمیت همگنی تولیدکنندگان به ویژه در مورد فناوری تولید، تلاش شده است تا این مهم مورد توجه قرار گیرد. به همین دلیل در بخش نتایج مشاهده می‌شود بخشی از متغیرها بی‌معنی شده‌اند.

نتایج و بحث

جدول ۱ براورد مرحله اول مؤلفه قطعی تابع عملکرد تصادفی تعمیم یافته را نشان می‌دهد. نتایج براورد مرحله اول، مبین رابطه‌ای مثبت و معنیدار بین متغیرهای بذر، کود ازته و

1. semi-log

نیروی کار با میزان عملکرد در هکتار گندم می باشد. کلیه متغیرهای الگو به جز کود فسفاته (که البته به لحاظ آماری معنیدار نیست) دارای علامت مورد انتظار بوده اند. با توجه به ضرایب براورد شده مشخص است که در مجموع، متغیر معنیدار بذر دارای بالاترین کشش (۰/۳۶) و در نتیجه بالاترین تأثیرگذاری بر عملکرد گندم می‌باشد. با افزایش ده درصدی در میزان به کارگیری بذر، عملکرد گندم به اندازه ۳/۶ درصد افزایش خواهد یافت. پس از آن نهاده‌های کود ازته (با کشش ۰/۱۵۶) و نیروی کار (با کشش ۰/۰۸۹) قرار می‌گیرند. در واقع نحوه تأثیرگذاری این دو متغیر به گونه‌ای است که با افزایش ده درصدی آنها، عملکرد گندم به ترتیب به اندازه ۱/۵۶ و ۰/۸۹ درصد افزایش خواهد یافت. متغیرهای توضیحی معنیدار الگو در مجموع ۲۷ درصد تغییرات در تولید را نشان می دهند. تا حدودی ضریب تعیین این بخش با مطالعات ساسمل (Sasmal, 1993) و ترکمانی و قربانی (۱۳۷۶) سازگار است. همان طور که مشاهده می‌شود، پایین بودن ضریب تعیین ناشی از حذف دو متغیر کود پتاسه و به ویژه ماشینهای کشاورزی است که می‌توانند درصد بالایی از عملکرد را در واحد سطح توجیه نمایند. علاوه بر این، کشاورزان به لحاظ به کارگیری نهاده‌ها از همگنی بالایی برخوردار بوده‌اند که این مسئله به معنیدار نشدن برخی از متغیرها منجر شده است.

جدول۱. براورد مرحله اول مؤلفه قطعی تابع تولید گندم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
مقدار ثابت	-۱/۵۸۷**	۰/۷۷۲	-۲/۰۵۶
بذر	۰/۳۶۰***	۰/۱۳۰	۲/۷۸۰
کود فسفاته	-۰/۰۲۵	۰/۰۸۷	-/۲۹۲
کود ازته	۰/۱۵۶***	۰/۰۵۵	۲/۸۴۲
دور آبیاری	۰/۰۰۸	۰/۰۸۷	۰/۰۹۲
نیروی کار	۰/۰۸۹**	۰/۰۳۷	۲/۴۰۳
	F=۱۴/۱ ***	$\overline{R}^2$ = ۰/۲۷	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

** و *** به ترتیب معنیدار در سطح ۵ و ۱درصد

نتایج مرحله دوم براورد (جدول ۲) رابطه میان نهاده‌ها و جزء تصادفی تولید (واریانس عملکرد) را نشان می‌دهد. اطلاعات مربوط به مؤلفه تصادفی تابع نشان می‌دهد که نهاده‌های کود ازته و آب تأثیر معنیداری در ریسک تولید دارند. علامت ضرایب مربوط به این دو متغیر نشان می‌دهد که با افزایش میزان به کارگیری کود ازته، ریسک تولید کاهش می‌یابد. این مسئله را می‌توان به تأمین کافی نیازهای غذایی گیاه نسبت داد. با افزایش تعداد دور آبیاری، ریسک تولید کاهش می‌یابد که این امر می‌تواند مبین نقش قابل توجه آب در عملکرد گندم باشد. افزایش دور آبیاری خطر تنش خشکی را کاهش می دهد و به موازات آن از ریسک تولید می کاهد. اثر بذر و نیروی کار هر چند از نظر آماری معنیدار نیست، اما اثر ریسک‌کاهندگی بر تولید دارد. کود فسفاته نیز اثر ریسک‌افزایی (فاقد اهمیت آماری) بر تولید دارد. ضریب (کشش) متغیر کود ازته و دور آبیاری نشان می‌دهد که با افزایش ده درصدی به کارگیری این نهاده‌ها در فرایند تولید گندم، ریسک تولید این محصول به ترتیب ۷/۴۳ و ۵/۰۵ درصد افزایش می‌یابد. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده الگو نشان می‌دهد که نهاده‌های تولید تنها ۲۲ درصد واریانس تولید را توضیح می‌دهند که می‌توان مقدار پایین آن را به نبود متغیرهای تأثیرگذار دیگر در الگو نسبت داد.

در مرحله سوم، مؤلفه قطعی تابع تولید پس از حذف ناهمسانی واریانس براورد گردیده که نتایج آن در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج مرحله سوم نشان می‌دهد که متغیرهای بذر، کود ازته و نیروی کار به ترتیب بیشترین تأثیر و کشش مثبت و معنیدار را در میانگین عملکرد گندم دارند. مقدار ضرایب این متغیرها نشان می‌دهد که با افزایش ده درصدی متغیرهای بذر، کود ازته و نیروی کار، عملکرد گندم به ترتیب به اندازه ۳/۸، ۱/۸۵ و ۰/۸۱ درصد افزایش خواهد یافت. بنابراین، تأثیر بذر در عملکرد گندم در اولویت اول است و پس از آن کود ازته و نیروی کار قرار می‌گیرند. متغیرهای کود فسفاته و تعداد دور آبیاری به لحاظ آماری تأثیر معنیداری در میانگین عملکرد نداشته‌اند. متغیرهای توضیحی ۹۹ درصد تغییرات در میانگین عملکرد گندم را توضیح می‌دهند.

جدول ۲. نتایج عوامل مؤثر بر واریانس عملکرد (مؤلفه تصادفی) گندم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار t
مقدار ثابت	۱/۸۴۹	۲/۶۸۰	۰/۶۹۰
بذر	-۰/۲۵۸	۰/۴۱۵	۰/۵۷۲
کود فسفاته	۰/۴۴۹	۰/۳۰۳	۱/۴۸۲
کود ازته	-۰/۷۴۳***	۰/۱۹۱	-۳/۸۸۴
دور آبیاری	-۰/۵۰۵**	۰/۳۰۳	-۱/۶۶۰
نیروی کار	-۰/۰۸۷	۰/۱۲۸	۰/۶۸۱
	F=۱۱/۰۳***	$\overline{R}^2$ = ۰/۲۲	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

** و *** به ترتیب معنیدار در سطح ۵ و ۱درصد

از مقایسه براورد مرحله دوم و سوم ملاحظه می‌شود که اثر کود ازته بر میانگین و واریانس عملکرد همسو است؛ به عبارت دیگر کود ازته علاوه بر افزایش میانگین تولید، ریسک تولید را نیز کاهش می‌دهد. نهاده آب هر چند باعث کاهش واریانس عملکرد (ریسک تولید) می‌شود، اما تأثیر معنیداری در میانگین عملکرد ندارد.

جدول ۳. نتایج براورد عوامل مؤثر بر جزء قطعی تابع عملکرد گندم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار t
مقدار ثابت	۵/۱۶۷***	۰/۸۸۰	۵/۸۷۳
بذر	۰/۳۸۰***	۰/۱۵۰	۲/۵۳۳
کود فسفاته	-۰/۰۵۱	۰/۰۸۸	-۰/۵۷۷
کود ازته	۰/۱۸۵***	۰/۰۶۷	۲/۷۵۷
دور آبیاری	۰/۰۳۶	۰/۰۷۲	۰/۴۹۹
نیروی کار	۰/۰۸۱***	۰/۰۲۸	۲/۸۶۶
	F=۳۱۰۸/۶***	$\overline{R}^2$ = ۰/۹۹	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

*** معنیدار در سطح ۱ درصد

در جدول ۴ نیز نتایج براورد عوامل مؤثر بر ضریب ریسک‌گریزی بهره‌برداران ارائه شده است. اطلاعات جدول ۴ نشان می دهد مالکیت زمین و مشارکت در کلاسهای ترویج تأثیر منفی معنیداری در ریسک گریزی کشاورزان دارند؛ به عبارت دیگر گندمکاران مالک زمین در مقایسه با گروه جانشین (غیرمالک)ریسک‌پذیرترند. در مقایسه با عدم مشارکت در کلاسهای ترویجی، مشارکت در کلاسهای ترویجی موجب ریسک‌پذیر شدن کشاورزان گندمکار می‌شود. این امر می‌تواند به دلیل عملکرد مناسب این کلاسها باشد. به استناد نتایج رابطه مثبت و معنیداری میان یکپارچگی اراضی و ریسک گریزی بهره‌برداران وجود دارد و بهره‌بردارانی که از زمین یکپارچه برخوردارند در مقایسه با بهره‌برداران دارای اراضی پراکنده، ریسک‌گریزترند؛ زیرا واحدهای یکپارچه در مقایسه با واحدهای پراکنده مقیاس بالاتری دارند که این مسئله در نحوه مدیریت این واحدها و در نتیجه ریسک‌گریزی تأثیر می‌گذارد. سایر متغیرهای موجود در الگو تأثیر معنیداری بر ریسک گریزی کشاورزان ندارد. تحصیلات رابطه مثبت و غیرمعنیداری با ریسک گریزی دارد که نتایج مطالعات گذشته مانند مقدسی و یزدانی (۱۳۷۵) و موسکاردی و جانوری (Mooscardi and Jonvery, 1977) را تأیید نمی‌کند. تأثیر سایر متغیرهای بدون معنی در الگو بدین شرح است: با افزایش سن، کشاورزان ریسک‌گریزتر می‌شوند، اندازه خانوار تأثیر منفی در ریسک گریزی دارد، افراد با تجربه‌تر ریسک‌گریزترند و با افزایش سطح زیرکشت، کشاورزان ریسک‌گریزتر می‌شوند.

اطلاعات جدول ۵ نشان می دهد که در مجموع تنها ۷ درصد از کل کشاورزان گندمکار مالک زمین هستند. درصد بالاتری از افراد ریسک‌گریزتر اراضی یکپارچه دارند و افراد بیشتری از کشاورزان ریسک‌پذیر در کلاسهای ترویج مشارکت داشته‌اند. با توجه به جدول ۵ به نظر می‌رسد که اکثر کشاورزان گندمکار در استانهای سه گانه خراسان ریسک‌پذیرند.

جدول ٤. براورد تابع ریسک‌گریزی کشاورزان

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
مقدار ثابت	-۵/۰۷۸*	۲/۸۸۷	۱/۷۵۹
تحصیلات	۰/۱۵۴	۰/۲۵۶	۰/۶۰۰
سن	۰/۲۵۹	۰/۹۲۸	۰/۲۷۹
اندازه خانوار	-۰/۳۶۳	۰/۳۱۶	-۱/۱۴۹
تجربه	۰/۱۵۳	۰/۴۰۰	۰/۳۸۴
سطح زیر کشت	۰/۰۹۲	۰/۱۹۶	۰/۴۶۶
مالکیت زمین	-۱/۷۶۷*	۰/۸۲۶	-۲/۱۳۹
یکپارچگی اراضی	۱/۹۷۳***	۰/۳۷۸	۵/۲۱۴
بیمه گندم	۰/۲۳۰	۰/۳۷۷	۰/۶۱۰
تناوب زراعی	۰/۲۸۳	۰/۴۵۳	۰/۶۲۵
مشارکت در کلاسهای ترویج	-۰/۸۳۷*	۰/۴۲۰	-۱/۹۹۵
	F=۱۱/۶۱ ***	R^2=۰/۲۲	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* و *** به ترتیب معنیدار در سطح ۱۰ و ۱درصد

جدول ۵. فراوانی عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر ضریب ریسک‌گریزی

صفت مورد نظر	درصدبهره‌برداران دارای صفت مورد نظر	فراوانی‌بهره‌برداران دارای صفت مورد نظر	مقدار K(s)
مالکیت زمین	٪۷/۵	۱۰	k<0 (N=۱۳۳) کشاورزان ریسک‌پذیر
یکپارچگی اراضی	٪۳۶	۴۸	
کلاسهای ترویجی	٪۸۲	۱۰۹	k> 0 (N=۳۰) کشاورزان ریسک‌گریز
مالکیت زمین	٪۷	۲	
یکپارچگی اراضی	٪۸۰	۲۴	
کلاسهای ترویج	٪۴۷	۱۴	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

با توجه به آنچه گذشت، در این بخش از مطالعه می توان به سؤال محوری مقاله پاسخ داد. با توجه به اثر منفی برخی از نهاده های تولید بر ریسک تولید(کود ازته و آب) و اثر مثبت برخی دیگر(بذر، کود فسفاته و نیروی کار)،ملاحظه می شود که در مجموع افزایش کاربرد نهاده‌های ریسک کاهنده و کاهش کاربرد نهاده‌های ریسک افزا باعث کاهش ریسک تولید شده و این هدفِ بیمه محصولات کشاورزی است. از این رو نحوه و ترکیب کاربرد نهاده ها از یک سو و پایش نحوه اثر گذاری آنها در طی زمان از سوی دیگر می تواند مبین نوعی بیمه تولید باشد. به عبارت دیگر می‌توان گفت که استفاده از منابع کاهنده ریسک به منزله تحقق نقش بیمه است.

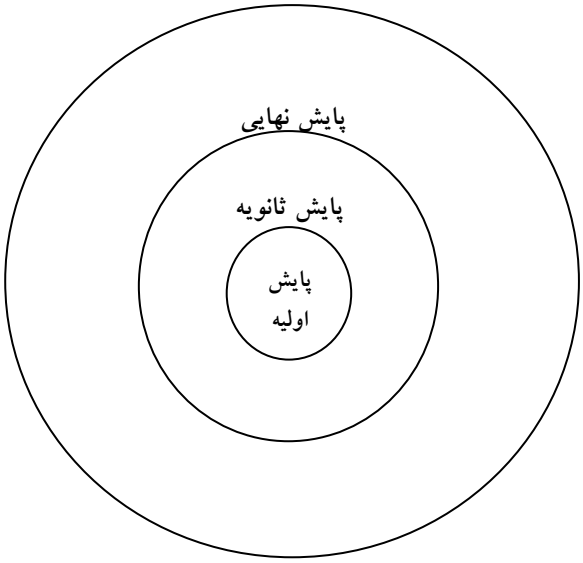
با توجه به یافته های مطالعه، تلاش برای کاهش سطح کود ازته مصرفی و توجه بیشتر به بازارهای آب و نظامهای قیمتگذاری آب پیشنهاد می شود. علاوه بر این، به نظر می رسد به منظور پایش مداوم درجه تأثیرگذاری نهاده ها بر ریسک تولید لازم است از طریق ایجاد مرکز پایش ریسک تولید، گامهای سه گانه زیر (شکل۱) صورت گیرد:

پایش اولیه (گام اول): در این پایش لازم است قبل از ورود نهاده‌های جدید به بخش کشاورزی، درجه تأثیرگذاری آنها از ابعاد مختلف، به ویژه تأثیرگذاری بر ریسک تولید، مشخص شود.

پایش ثانویه (گام دوم): در این مرحله ضرورت دارد تنها نهاده هایی که در ریسک تولید تأثیر منفی دارند وارد مرحله تولید شوند و هر ساله تأثیر نهاده ها مورد پایش قرار گیرد. ذکر این نکته نیز مهم است که از نقش نهاده‌ها در تولید نباید غفلت کرد، زیرا هدف اولیه و اصلی به کارگیری نهاده‌ها، افزایش تولید است.

پایش نهایی (گام سوم): پایش نهایی دارای دوره زمانی طولانی تری است به نحوی که در این مرحله باید با توجه به کلیه شرایط، هر ده سال، پایش نهایی نهاده ها صورت گیرد. در

این مرحله ممکن است برخی ازنهاده های ریسک منفی، ریسک مثبت شوند و لذا لازم است این نهاده ها از فرایند مصرف حذف گردند. علاوه بر این، با توجه به بحران آبی و آلودگیهای زیست محیطی باید این نقشها از طریق سیاستهای جایگزین مانند بیمه از دوش نهاده‌های یاد شده برداشته شود.



شکل ۱. سازوکار نهایی پایش نهاده های تولید

منابع

۱.ترکمانی، ج. و م. قربانی (۱۳۷۸)، عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه محصولات کشاورزی:مطالعه موردی کشاورزان شهرستان ساری، *مجله علوم کشاورزی ایران*، شماره ۳۰: ۲۳۳-۲۳۹.

۲.ترکمانی، ج. و م. قربانی (۱۳۷۶)، تأثیر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید: کاربرد تابع تولید تصادفی تعمیم یافته، *مجله علوم کشاورزی ایران*، ۲۸ (۲): ۳۷-۴۲.

۳.دریجانی، ع. و م.، قربانی (۱۳۷۷)، عوامل مؤثر بر پذیرش بیمه گندم: مطالعه موردی استان مازندران، مجموعه مقالات دومین گردهمایی اقتصاد کشاورزی ایران، کرج، دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران، صفحات ۲۳۳-۲۳۹.

۴.سالنامه های آماری کشاورزی، وزارت کشاورزی، سالهای مختلف.

۵.شرزه‌ای، غ. و م. زیبایی (۱۳۸۰)، اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید پنبه در استان فارس، *مجله علوم و صنایع کشاورزی*، ۱(۲): ۴۹-۵۳.

۶.قربانی، م. (۱۳۸۳)، ارزیابی کارکرد سیاست حمایتی بیمه بر کارایی و برابری تولیدکنندگان چغندرقند استان خراسان، *فصلنامه بیمه و بانک*، ۱: ۳۴-۶۴.

۷.قربانی، م. (۱۳۷۶)، تأثیر بیمه بر بهره‌وری تولید گندم استان مازندران: کاربرد مدل تجزیه، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۲۰: ۷۳-۹۱.

۸.مقدسی، ر. و س. یزدانی (۱۳۷۵)، ریسک در تابع تولید و بررسی اثر عوامل، مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، زابل، دانشکده کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، صفحات ۴۶-۶۱.

۹.نقشینه فرد، م.، ح. محمدی، م. باقری، ف. کفیل زاده، س. پیش بین و ا. برجیان (۱۳۸۵)، تعیین اثر نهاده ها بر ریسک تولید با استفاده از تابع تولید تصادفی تعمیم یافته: مطالعه موردی چغندرکاران استان فارس، *مجله چغندرقند*، ۲۲ (۱): ۹۰-۱۰۰.

10.Dillon, J. and G. R. Anderson (1971), Allocative efficiency, traditional agriculture and risk, *Amer. J. Agric. Econ*, 53: 26-32.

11.Gotech, N. and U. Regev (1996), Fungicide use under risk in Swiss wheat production, *Agric. Econ.*, 14:1-9.

12.Gotsch, N., U. Regev and P. Rieder (1993), Economic evaluation of pest management decisions in Swiss wheat production, E.T.H,Zorich, Switzerland.

13.Just, R.E. and R.D. Pope (1978), Stochastic specification of production function and implications, *J. Ecnometrics*, 7(1): 67-86.

14.Just, R.E. and R.D. Pope (1979), Production function estimation and related risk considerations, *Amer. J. Agric. Econ.*, 59(4): 16-710.

15.Mooscardi, E. and A. De. Jonvery (1977), Attitudes toward risk among peasants: An econometric approach, *Amer. J. Agric. Econ*., 59: 16-710.

16.Sasmal, J. (1993), Consideration of risk in the production of high- yielding variety paddy: A generalized stochastic formulation for production function estimation, *Ind. J. Agric. Econ.*, 48(4): 694-701.