

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال هفدهم، شماره ۶۸، زمستان ۱۳۸۸

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

دکتر محمد قربانی<sup>\*</sup>، فاطمه جعفری\*

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

### چکیده

تولید گندم همانند دیگر محصولات کشاورزی، با مجموعه ای از ریسکها مواجه است که یکی از آنها ریسک نهاده هاست. به عبارت دیگر بسیاری از نهاده های تولید در بد و ورود به عرصه کشاورزی و یا پس از مدتی، در واریانس تولید تأثیر می گذارند و ایجاد ریسک می کنند. از طرف دیگر این اعتقاد وجود دارد که برخی از نهاده ها منجر به کاهش ریسک تولید می شوند. در این راستا مطالعه ای با هدف بررسی تأثیر نهاده ها 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 نهاده های کود ازته و آب سبب کاهش ریسک تولید می شوند و

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

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 واژه‌ها:

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

#### مقدمه

ریسک و عدم حتمیت در کشاورزی به عنوان یکی از مهمترین ویژگیهای این بخش، نه تنها ناشی از شرایط آب و هوایی است بلکه از قیمت، شرایط بازار، نوآوریهای فنی و سیاستهای دولت در زمینه استفاده از نهاده‌ها تأثیر می‌پذیرد. دیلونوناندرسون (Dillon and Anderson, 1971) معتقد‌نند که از مهمترین عوامل مؤثر بر نوسان محصولات کشاورزی، میزان استفاده از نهاده‌های مختلف، به ویژه نهاده‌های جدید است. به دلیل اهمیت نهاده‌های تولید در ریسک تولید و اثر ریسک افزایی یا ریسک کاهنده‌گی آنها (Just and Pope, 1978 & 1979; Sasmal, 1993)، در هنگام کاربرد این نهاده‌ها و نیز سیاست‌گذاریهای مختلف برای آنها باید علاوه بر تأثیر نهاده‌ها در میانگین تولید، اثر آنها بر واریانس (ریسک) تولید نیز مدنظر قرار گیرد.

جاست و پوپ (1978 و 1979) معتقد‌نند با ورود ریسک در توابع تولید معمولی، آنها با محدودیت مواجه می‌شوند، در حالی که تابع تولید باید انعطاف لازم برای نشان دادن تأثیر نهاده‌ها 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 کاهنده‌گی بر تولید دارد.

آیا نهاده‌های تولید می‌توانند ....

گاتش و ریگو (Gotech and Regev, 1993) و گاتش و همکاران (Gotsch & et al., 1996)

نشان دادند قارچ کش‌ها 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 پنه 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 نهاده‌های سم، کود حیوانی، بذر و آب باعث افزایش ریسک در تولید چغندر قند می‌شوند. 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 نهاده‌های 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 می‌دهند و بیشترین سطح زیر کشت این محصول را در بردارند (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 نهاده‌های تولید در ریسک تولید گندم در این استانها پرداخته تا به این سؤال که "آیا نهاده‌ها 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)

بیمه محصولات کشاورزی یکی از فناوریهایی است که می‌تواند با تأثیرگذاری بر ریسک‌گریزی و سطح مصرف نهاده، مؤلفه ریسک نهاده‌ها 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 نهاده‌ها بر میانگین تولید و مؤلفه اثر نهاده‌ها بر واریانس تولید. شکل تابعی مورد نظر

جاست و پوپ عبارت است از:

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

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 نهاده‌های 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 وايت، 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 برآورد اشکال تابعی مختلف و آزمونهای انتخاب و نیکویی برآش، در مطالعه حاضر از تابع تولید (در واقع تابع عملکرد) کاب-داگلاس استفاده شده است.  $h(x)$  واریانس  $y$  می‌باشد، از این رو لازم است به صورت  $(x)h^{1/2}$  در تابع منظور شود. با توجه به اینکه  $h(x)$  خود تابعی از متغیرهای توضیحی است، لذا واریانس  $y$  یعنی  $(x)h$  با مشکل ناهمسانی واریانس موافق خواهد بود که این مسئله باید در برآورد مدنظر قرار گیرد.

آیا نهاده‌های تولید می‌توانند ....

جهت دستیابی به برآوردهای سازگار از رابطه ۱، از یک روش سه مرحله‌ای به شرح زیر برای  
برآورد استفاده شده است:

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

$$\begin{aligned}y &= f(x, \alpha) + \varepsilon^*, \quad \varepsilon^* = h^{1/2}(x, \beta) \\y &= \alpha_0 \cdot x_1^{\alpha_1} \cdot x_2^{\alpha_2} \cdots x_n^{\alpha_n} + \varepsilon^*\end{aligned}\tag{۲}$$

در این مرحله ضرایب  $\alpha$  به روش حداقل مربعات غیرخطی  $NLS'$  برآورد و جمله  
به صورت زیر محاسبه شده است:

$$\varepsilon^* = y - f(x, \alpha)\tag{۳}$$

در گام دوم و به روش حداقل مربعات معمولی مؤلفه تصادفی تابع عملکرد، یعنی  
به شکل زیر برآورد گردیده است:

$$\ln|\varepsilon^*| = \beta_0 + \beta_1 \ln x_1 + \dots + \beta_n \ln x_n + e\tag{۴}$$

ضرایب  $\beta$  میان نوع اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید می‌باشند.

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 شده‌اند.

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

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

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

## اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال هفدهم، شماره ۶۸

که در آن  $\sigma_y$  واریانس عملکرد،  $x_i$  میزان کاربرد نهاده با بیشترین سهم در عملکرد گندم (کشش نهاده)،  $\mu_y$  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.

با توجه به اینکه  $k(s)$  تابعی از ویژگیهای کشاورزی است (Mooscardi and Jonvery, 1977)

در این مطالعه در قالب الگوی رگرسیون خطی- لگاریتمی<sup>۱</sup> با برآش  $(s)^k$  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 می شود که انتخاب متغیرها براساس تئوری و مطالعات تجربی و آزمون تصویح بوده است. با توجه به نوع متغیرها، که اکثراً موهومی بوده‌اند (به کارگیری لگاریتم در آن اعتبار ندارد)، و نیز برآورد دو الگوی خطی و خطی- لگاریتمی، در نهایت براساس معیارهای نیکویی برآش 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 تولید کنندگان به ویژه در مورد فناوری تولید، تلاش شده است تا این مهم مورد توجه قرار گیرد. به همین دلیل در بخش نتایج مشاهده می شود بخشی از متغیرها بی معنی شده‌اند.

## نتایج و بحث

جدول ۱ برآورد مرحله اول مؤلفه قطعی تابع عملکرد تصادفی تعیین یافته را نشان می دهد. نتایج برآورد مرحله اول، میان رابطه‌ای مثبت و معنیدار بین متغیرهای بذر، کود ازته و

1. semi-log

### آیا نهاده‌های تولید می‌توانند.....

نیروی کار با میزان عملکرد در هکتار گندم می‌باشد. کلیه متغیرهای الگو به جز کود فسفاته (که البته به لحاظ آماری معنیدار نیست) دارای علامت مورد انتظار بوده اند. با توجه به ضرایب برآورد 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 می‌دهند. تا حدودی ضریب تعیین این بخش با مطالعات ساسمل (Sasmal, 1993) و ترکمنی و قربانی (۱۳۷۶) سازگار است. همان طور که مشاهده می‌شود، پایین بودن ضریب تعیین ناشی از حذف دو متغیر کود پتسه 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.

جدول ۱. برآورد مرحله اول مؤلفه قطعی تابع تولید گندم

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

## اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال هفدهم، شماره ۶۸

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 میان نقش قابل توجه آب در عملکرد گندم باشد. افزایش دور آبیاری خطر تنش خشکی را کاهش می‌دهد و به موازات آن از ریسک تولید می‌کاهد. اثر بذر و نیروی کار هر چند از نظر آماری معنیدار نیست، اما اثر ریسک کاهنده‌گی بر تولید دارد. کود فسفاته نیز اثر ریسک افزایی (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 تعديل 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 ۰/۸۲ 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.

آیا نهاده‌های تولید می‌توانند ....

**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 ***	$\bar{R}^2 = .۲۲$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

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***	$\bar{R}^2 = .۹۹$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

\*\*\* معنیدار در سطح ۱ درصد

در جدول ۴ نیز نتایج برآورد عوامل مؤثر بر ضریب ریسک گریزی بهره‌برداران ارائه شده است. اطلاعات جدول ۴ نشان می‌دهد 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، ریسک گریزترند؛ زیرا واحدهای یکپارچه در مقایسه با واحدهای پراکنده مقیاس بالاتری دارند که این مسئله در نحوه مدیریت این واحدها و در نتیجه ریسک گریزی 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 موسکارדי و جانوری (Mooscardi and Jonvery, 1977) را تأیید نمی‌کند. تأثیر سایر متغیرهای بدون معنی در الگو بدین شرح است: با افزایش سن، کشاورزان ریسک گریزتر می‌شوند، اندازه خانوار تأثیر منفی در ریسک گریزی دارد، افراد با تجربه‌تر ریسک گریزتر و با افزایش سطح زیرکشت، کشاورزان ریسک گریزتر می‌شوند.

اطلاعات جدول ۵ نشان می‌دهد که در مجموع تنها ۷ درصد از کل کشاورزان گندمکار مالک زمین هستند. درصد بالاتری از افراد ریسک گریزتر 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.

آیا نهاده‌های تولید می‌توانند ....

**جدول ۴. برآورد قابع ریسک‌گریزی کشاورزان**

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

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

K(s) مقدار k<0 (N=۱۳۳)	فراآنی بهره‌برداران دارای صفت مورد نظر	درصد بهره‌برداران دارای صفت مورد نظر	صفت مورد نظر
			مالکیت زمین
کشاورزان ریسک‌پذیر	۱۰	%۷/۵	مالکیت زمین
	۴۸	%۳۶	یکارچگی اراضی
کشاورزان ریسک‌گریز	۱۰۹	%۸۲	کلاسهای ترویجی
	۲	%۷	مالکیت زمین
	۲۴	%۸۰	یکارچگی اراضی
	۱۴	%۴۷	کلاسهای ترویج

مأخذ: یافته‌های تحقیق

## نتیجه‌گیری و پیشنهاد

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

با توجه به یافته‌های مطالعه، تلاش برای کاهش سطح کود ازته مصرفی و توجه بیشتر به بازارهای آب و نظامهای قیمتگذاری آب پیشنهاد می‌شود. علاوه بر این، به نظر می‌رسد به منظور پایش مداوم درجه تأثیرگذاری نهاده‌ها بر ریسک تولید لازم است از طریق ایجاد مرکز پایش ریسک تولید، گامهای سه گانه زیر (شکل ۱) صورت گیرد:

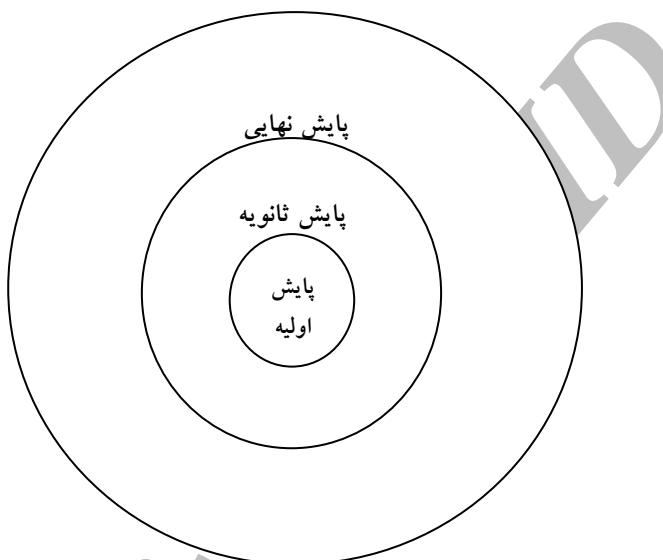
**پایش اولیه (گام اول):** در این پایش لازم است قبل از ورود نهاده‌های جدید به بخش کشاورزی، درجه تأثیرگذاری آنها از ابعاد مختلف، به ویژه تأثیرگذاری بر ریسک تولید، مشخص شود.

**پایش ثانویه (گام دوم):** در این مرحله ضرورت دارد تنها نهاده‌هایی که در ریسک تولید تأثیر منفی دارند وارد مرحله تولید شوند و هر ساله تأثیر نهاده‌ها 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 نهاده‌ها صورت گیرد. در

آیا نهاده‌های تولید می‌توانند ....

این مرحله ممکن است برخی از نهاده‌های ریسک منفی، ریسک مثبت شوند و لذا لازم است این نهاده‌ها 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 نهاده‌های تولید

## منابع

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

## اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال هفدهم، شماره ۶۸

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 ۲۳۹-۲۳۳.
۴. سالنامه های آماری کشاورزی، وزارت کشاورزی، سالهای مختلف.
۵. شرزهای، غ. و م. زیبایی (۱۳۸۰)، اثر مصرف نهاده ها 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 تولید کنندگان چغندر قند استان خراسان، فصلنامه بیمه و بانک، ۱: ۳۴-۶۴.
۷. قربانی، م. (۱۳۷۶)، تأثیر بیمه بر بهره وری 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. بر جیان (۱۳۸۵)، تعیین اثر نهاده ها بر ریسک تولید با استفاده از تابع تولید تصادفی تعمیم یافته: مطالعه موردی چغندر کاران استان فارس، مجله چغندر قند، 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.

آیا نهاده‌های تولید می‌توانند ....

- 13.Just, R.E. and R.D. Pope (1978), Stochastic specification of production function and implications, *J. Econometrics*, 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.