اثر کاربرد نهاده‌ها بر ریسک تولید برنج استان گیلان

مجید کوپاهی*، سید حامد سادات باریکانی، محمد کاوسی کلاشمی و محمد رضا ساسولی[۱]

(تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۲/۱۱ ؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۲/۲۹)

چکیده

ریسک و عدم حتمیت نقش مهمی در تعیین اهداف کشاورزان و چگونگی تصمیم گیری آنها دارد؛ به گونه‌ای که ریسک بر استفادهٔ بهینه از نهاده‌ها و کارایی تولید تأثیر می‌گذارد. از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر ریسک تولید محصولات کشاورزی، استفاده از نهاده‌های تولید، به ویژه نهاده‌های جدید می‌باشد. از این جهت لازم است اطلاعاتی در مورد ریسک و عدم حتمیت نهاده‌ها به‌دست آورد تا بدین طریق بتوان پیشنهاداتی در مورد کاهش ریسک در فرایند تولید محصولات کشاورزی ارائه نمود. بر این اساس مقالهٔ حاضر به بررسی اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید محصول برنج در استان گیلان در سال زراعی ۱۳۸۵-۱۳۸۴ با استفاده از تابع تولید درجهٔ دوم می‌پردازد. تابع میانگین تولید نشان‌دهندهٔ بازدهی ثابت نسبت به مقیاس در تولید محصول برنج در استان گیلان است. هم‌چنین تابع ریسک تولید محصول برنج نشان داد که افزایش سطح زیر کشت و مصرف کود شیمیایی باعث افزایش ریسک تولید محصول برنج در این استان می‌گردد. لذا برنامهٔ یکپارچه‌سازی اراضی کشت برنج و سیاست پرداخت یارانه به نهادهٔ کود شیمیایی باید با آگاهی کامل‌تری از شریط حاکم بر بهره‌برداران کشاورز صورت گیرد.

واژه‌های کلیدی: تابع تولید درجه دوم، ریسک تولید، مصرف نهاده‌ها، برنج، استان گیلان

مقدمه

تولید محصولات کشاورزی همراه با ریسک و عدم حتمیت است. منابع ریسک و عدم حتمیت در تولید محصولات کشاورزی شامل ریسک تولید و ریسک قیمت می‌باشد که باید در تصمیمات مربوط به مدیریت تولید محصولات کشاورزی در نظر گرفته شود. یافته‌های بسیاری از مطالعات نشان می‌دهد که کشاورزی به خصوص در کشورهای در حال توسعه، فعالیتی توام با ریسک و مخاطره است(۱۴، ۱۶ و ۲۴). میزان استفاده از نهاده‌های مختلف به ویژه نهاده‌های جدید از مهم‌ترین عوامل موثر بر نوسان محصولات کشاورزی می‌باشد(۱۳). نهاده‌های مذکور از قبیل ارقام پر محصول، کودهای شیمیایی و آفت‌کش‌ها که از اجزای اصلی تکنولوژی ارقام پرمحصول هستند، موجب افزایش بهره‌وری واحدهای کشاورزی می‌شوند. از سوی دیگر مصرف این نهاده‌ها موجب افزایش نوسانات تولید و در نتیجه ریسک و عدم حتمیت بیشتر می‌گردد. بنابراین در بررسی رابطهٔ تولید، منطقی به نظر می‌رسد که اثرات استفاده از نهاده‌ها بر نوسانات تولیدی نیز مورد توجه قرار گیرد. شناسایی منابع ریسک در تولید محصولات کشاورزی و دخالت دادن این عوامل در تولید و برنامه‌ریزی‌ها به خصوص در سطح کلان، باعث کاهش ریسک تولیدی و افزایش تولیدات

۱. به ترتیب استاد و دانش آموختگان کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی، دانشگاه تهران

* : مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: mkopahi@ut.ac.ir

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.24.9]

کشاورزی شده و هم‌زمان با افزایش تولیدات بخش کشاورزی، سبب افزایش درآمد کشارزان شده و در مجموع کشاورزی را به سمت تجاری شدن سوق خواهد داد. از آن جایی‌که میزان مصرف نهاده‌ها در فرایند تولید، بر میزان ریسک اثر گذار است، شناسایی چگونگی این ارتباط می‌تواند در تصمیم‌گیری‌های مربوط به تولید موثر واقع شود و باعث کاهش ریسک و افزایش تولید محصولات کشاورزی گردد.

برنج از نظر مصرف، دومین محصول کشاورزی پس از گندم در ایران است. مصرف سرانهٔ گندم بر اساس آمار سال ۱۳۸۶ با احتساب مصارف دامی در حدود ۲۰۵ تا ۲۱۰ کیلوگرم بوده است. در حالی‌که مصرف سرانهٔ برنج در همین سال ۴۲ کیلوگرم بوده است. گرچه مصرف سرانهٔ محصول برنج در سال‌های اخیر به خصوص پس از سال ۱۳۷۴ رو به کاهش بوده است(۱). از نظر تغذیه‌ای نیز ۷۵ درصد پروتئین و ۸۰ درصد کالری مردم آسیا از این مادهٔ غذایی تأمین می‌شود(۲۶). اقتصاد استان گیلان تا حد بسیار زیادی وابسته به این محصول است به گونه‌ای که ۲۵ درصد زمین‌های زیر کشت این محصول در استان گیلان واقع شده و ۳۵ درصد تولید شلتوک کشور نیز متعلق به استان مذکور است(۱). با توجه به اهمیت برنج در اقتصاد این استان و میزان مصرف آن در کشور و اهمیت این محصول در سبد غذایی مردم و اهمیت شناسایی ریسک و عدم حتمیت در تولیدات کشاورزی، پژوهش حاضر به بررسی اثر مصرف نهاده‌ها بر میزان ریسک تولید برنج در استان گیلان پرداخته است.

مواد و روش‌ها

اولین گزارش‌ها در مورد ارتباط میان استفاده از نهاده‌ها و ریسک تولید توسط دایلون و اندرسون(۱۴) ارائه گردید. آنها در مطالعه‌ای با عنوان «کارائی تخصیصی، کشاورزی تجاری و ریسک» بیان نمودند که یکی از مهمترین عوامل موثر بر نوسان محصولات کشاورزی میزان استفاده از نهاده‌های مختلف به ویژه نهاده‌های جدید می‌باشد. با مصرف این نهاده‌ها، که شامل بذر و ارقام پر محصول، کودهای شیمیایی و آفت‌کش‌ها است موجب افزایش نوسانات تولیدی شده و در نتیجه ریسک و عدم حتمیت تولید نیز بیشتر می‌شود. اولین تلاش‌ها در پی کمی کردن رابطهٔ بین میزان استفاده از نهاده‌ها و میزان ریسک تولید توسط جاست و پاپ(۱۷) صورت گرفت که تاکنون نیز به صورت گسترده مورد استفادهٔ پژوهشگران قرار گرفته است. به اعتقاد جاست و پاپ، یک تابع تولید مناسب برای بررسی اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید باید قادر باشد تا صعودی، نزولی و یا ثابت بودن اثر مصرف یک نهاده را بر ریسک تولید نشان دهد(۱۷). به بیان دیگر، مصرف نهاده می‌تواند سطوح ریسک تولید را افزایش یا کاهش دهد. کاربرد فرم‌های تابعی رایج از قبیل کاب- داگلاس، ترانسندنتال و ترانسلوگ فرض مطرح شده را تامین نمی‌کند و در صورت بهره‌گیری از این توابع، اثر مصرف یک نهاده بر واریانس و میانگین تولید مشابه هم می‌باشد. به دلیل تفاوت اثر مصرف نهاده‌ها بر واریانس و میانگین تولید، جاست و پاپ این‌گونه بیان نمودند که فرم تابع تولید باید دارای دو جزء باشد. یک جزء اثر مصرف نهاده بر مقدار تولید انتظاری(میانگین) را نشان داده و جزء دیگر اثر مذکور را بر واریانس تولید توضیح دهد. از این رو، فرم تابعی مناسب باید دارای جزء اخلال جمع‌پذیر باشد. تابع تولید جاست و پاپ دارای فرم کلی زیر است:

$$y = f(x:\alpha) + h(z:B)\varepsilon \qquad [1]$$

که در آن $f(x:\alpha)$ تابع تولید میانگین و $h(z:B)$ تابع واریانس یا تابع ریسک است. x و z بردارهای نهاده با پارامترهای α و B است. جزء اخلال تصادفی یا شوک تولید نیز به‌وسیلهٔ ε نشان داده می‌شود که دارای خصوصیات $E(\varepsilon)=0$ و $var(\varepsilon)=\sigma_\varepsilon^2$ است. یکی از خصوصیات فرم تابعی جاست و پاپ این است که اثر مصرف نهاده بر میانگین و واریانس تولید از هم قابل تفکیک می‌باشد. میانگین تولید بوسیلهٔ $E(y)=f(x:\alpha)+u$ نشان داده می‌شود در حالی که واریانس تولید بوسیلهٔ $var(y)=[h(z:B)]^2\sigma_\varepsilon^2$ مشخص می‌گردد. در روابط فوق z ممکن است تمامی یا برخی از متغیرهای

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.24.9]

توضیحی x و یا متغیرهای مستقل دیگری را شامل شود. با به کارگیری این روابط از دید اقتصاد سنجی تابع واریانس تولید را می‌توان به عنوان عامل ایجاد کنندهٔ ناهمسانی واریانس تفسیر کرد. با بازنگری در روابط جاست و پاپ می‌توان به موضوع مذکور دست یافت.

$$var(u) = [h(z:\beta)]^2 \sigma_\varepsilon^2 \qquad [۲]$$

جاست و پاپ با تخمین تابع تولید به شکل کاب-داگلاس و ترانسلوگ برای دو محصول ذرت و یولاف به این نتیجه رسیدند که مصرف بیشتر کود شیمیایی موجب کاهش ریسک تولید می‌گردد(۱۷). مطالعات بسیاری بر مبنای مدل پیشنهادی جاست و پاپ در سال‌های بعد صورت گرفت. ساسمال در مطالعه‌ای به بررسی آثار استفاده از نهاده‌های بذر، نیروی‌کار، کود شیمیایی و حشره‌کش بر میانگین و واریانس تولید ارقام پرمحصول برنج پرداخت. یافته‌های پژوهش نشان داد که آثار نهایی استفاده از نهاده‌ها بر میانگین و واریانس تولید مستقل از هم می‌باشد. دسترسی به نیروی‌کار و بذر مرغوب موجب کاهش ریسک تولید شده در حالی که کود شیمیایی سبب افزایش ریسک تولید می‌گردد(۲۴). گوتش و رجو(۱۶) آثار کوتاه‌مدت متقابل کاربرد قارچ کش‌ها و ریسک را در تولید گندم سویس مورد بررسی قرار داد. نتایج حاکی از آن است که قارچ‌کش‌ها بر عملکرد تولید یا درآمد دارای اثرات ریسک کاهنده نمی‌باشند(۱۶). ساها(۲۲) در مطالعهٔ خود به بررسی اثر مصرف نهاده‌ها بر توابع میانگین و ریسک تولید دو نوع رقم HYV و بومی برنج در بنگال غربی پرداخت. کاربرد تابع تولید جاست و پاپ نشان داد که رقم HYV محصول بیشتری نسبت به رقم بومی عاید می‌کند، ولی ریسک تولید را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر مصرف کود شیمیایی موجب افزایش ریسک تولید نمی‌شود. تولیدکنندگان ریسک‌گریز مقدار نهاده‌ای را مصرف می‌کنند که مطلوبیت انتظاری آنان را که بر پایهٔ قیمت‌های نهاده و ستانده و اطلاعات قبلی از ساختار تکنولوژی تولید شکل می‌گیرد، حداکثر نماید(۲۲). محققان ایرانی نیز در مطالعات خود به صورت گسترده از مدل پیشنهادی جاست و پاپ استفاده کردند که مهم‌ترین آنها عبارت‌اند از مقدسی و یزدانی(۱۰)، ترکمانی و قربانی(۳)، موسی‌نژاد و همکاران(۱۱)، عبدشاهی و سلطانی(۸)، شرزه‌ای و زیبائی(۷) و کرباسی و همکاران(۹).

در مطالعهٔ حاضر تابع تولید درجه دوم (Quadratic Production Function) برای برآورد تابع تولید استفاده شده است. تابع تولید درجهٔ دوم که یک فرم انعطاف‌پذیر می‌باشد؛ با مدل ارائه شده توسط جاست و پاپ مطابقت دارد و در آن ارتباط متقابل بین تابع متوسط تولید و تابع ریسک تولید وجود دارد:

$$Y = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k . X_k + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k . X_k^{\,2} + \sum_{k=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \beta_{jk} . X_j . X_k + u$$
$$j,k = 1,2,\ldots N \qquad [۳]$$

که در آن Y مقدار تولید و X نهاده‌های مصرف شده در جریان تولید را نشان می‌دهد. میزان بازدهی نسبت به مقیاس تولید را می‌توان به صورت زیر به‌دست آورد(۱۹):

$$RTS = \sum_{k=1}^{n} E_k = \sum_{k=1}^{n} \left[\frac{\partial Y}{\partial X_k} \times \frac{X_k}{Y} \right] \qquad [۴]$$

که در آن RTS بازدهی نسبت به مقیاس، E_k کشش جزئی تابع تولید نسبت به نهاده kام، Y مقدار تولید و X_k نهاده kام می‌باشد. در مدل جاست و پاپ تابع ریسک تولید، همان تابع واریانس اجزای اخلال می‌باشد ($Var(u) = h(Z) = Exp[Z\beta] = Var(y)$). تابع واریانس در مطالعهٔ حاضر به صورت زیر درنظر گرفته شده است(۱۶):

$$Var(y) = \exp\left[B_0 + \sum_k B_k x_k \right] \qquad [۵]$$

نتایج و بحث

جهت تخمین تابع تولید درجهٔ دوم از روش حداقل مربعات غیرخطی (Non-Linear Least Squares) (NLS) و جهت تخمین تابع ریسک و یا واریانس از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) (Ordinary Least Squares) استفاده گردید. این تخمین‌ها توسط نرم‌افزار شازم (Shazam Software) صورت گرفت. نتایج حاصل از برآورد تابع تولید در جدول ۱ گزارش گردید. نتایج حاصل از

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.24.9]

جدول ۱. نتایج برآورد تابع تولید درجهٔ دوم

متغیر	نماد	ضریب تخمینی	آمارهٔ t
عرض از مبدا	Constant	۱/۷۳	۰/۰۳
نیروی‌کار	L	۱۱/۸۵*	۳/۵۵
زمین	La	۱۰۵۰/۳*	۳/۲۹
کود	Fe	۳/۵۹*	۶/۳۳
سم	Pe	۲۲۸/۲۶*	۴/۵۵
ماشین‌آلات	Mh	۱۴/۸۷	۱/۲۲
بذر	Se	-۰/۰۴	۰/۰۳
توان دوم نیروی‌کار	L^2	۰/۰۵	۱/۰۰
توان دوم زمین	La^2	۶۹۵/۷۹	۱/۴۴
توان دوم کود	Fe^2	-۰/۰۰۵*	-۴/۵۹
توان دوم سم	Pe^2	-۴/۲۸	-۰/۰۸
توان دوم ماشین‌آلات	Mh^2	۰/۵۵	۱/۳۶
توان دوم بذر	Se^2	۰/۰۸	۰/۷۹
اثر متقابل زمین و نیروی‌کار	LLa	-۱۷/۷۱۹*	-۲/۵۹
اثر متقابل کود و نیروی‌کار	LFe	-۰/۰۶*	-۵/۲۵
اثر متقابل سم و نیروی‌کار	LPe	۲/۲۳*	۱/۹۸
اثر متقابل ماشین‌آلات و نیروی‌کار	LMh	۰/۳۱	۰/۹۷
اثر متقابل بذر و نیروی‌کار	LSe	۰/۰۶**	۱/۵۶
اثر متقابل زمین و کود	LaFe	۷/۳۵*	۶/۵۴
اثر متقابل زمین و سم	LaPe	۹۵/۳۰	۱/۳۵
اثر متقابل زمین و ماشین‌آلات	LaMh	-۴۰/۲۵**	-۱/۷۷
اثر متقابل زمین و بذر	LaSe	-۸/۰۵*	-۲/۲۵
اثر متقابل کود و سم	FePe	-۰/۱۷	-۰/۸۹
اثر متقابل کود و ماشین‌آلات	FeMh	-۰/۰۷**	-۱/۸۶
اثر متقابل کود و بذر	FeSe	۰/۰۰۵	۱/۱۹
اثر متقابل سم و ماشین‌آلات	PeMh	-۳/۳۱۱	-۱/۱۱
اثر متقابل سم و بذر	PeSe	-۲/۴۲*	-۵/۵۱
اثر متقابل ماشین‌آلات و بذر	MhSe	۰/۴۹۴*	۴/۰۱۱
N=۵۹۰	F=۱۰۶۱/۰۳	R^2=۰/۹۷	R^2=۰/۹۸

* و **: به ترتیب معنی‌داری در سطوح پنج و ده درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.24.9]

جدول ۲. نتایج تخمین کشش تولیدی نهاده‌ها

نهاده	کشش تولید	آمارهٔ t
زمین	۰/۴۷	۲۸/۰۲
نیروی کار	۰/۱۱	۱۵/۴۸
کود شیمیایی	۰/۱۴	۸/۳۲
بذر	-۰/۰۰۱	۰/۳۵
سموم شیمیایی	۰/۰۸	۱۲/۹۳
ماشین آلات	۰/۱۷	۲۸/۹۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تخمین تابع تولید درجهٔ دوم نشان می‌دهد که از بین نهاده‌های تولید بیشترین اثر بر میانگین تولید متعلق به نهاده‌های زمین و سموم شیمیایی بوده و اثر نهاده‌های نیروی‌کار و ماشین‌آلات بر میانگین تولید مشابه یکدیگر و به مراتب کمتر از اثر دو نهادهٔ زمین و سموم شیمیایی است.

جهت بررسی مصرف اقتصادی نهاده‌ها از مفهوم کشش تولید استفاده شده است. چنانچه کشش تولید بین صفر و یک باشد نشان‌دهندهٔ مصرف نهاده در ناحیهٔ اقتصادی تولید می‌باشد. مصرف بیش از حد بهینهٔ اقتصادی نهاده‌ها باعث قرار گرفتن در مرحلهٔ سوم تولید و منفی بودن کشش تولید می‌باشد. جدول ۲ نشان‌دهندهٔ کشش تولید نهاده‌ها در تابع تولید درجهٔ دوم برای محصول برنج می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین کشش‌های تولید نهاده‌ها که در جدول ۲ آمده است نشان می‌دهد تمام نهاده‌ها به جز بذر دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر میانگین تولید محصول برنج در شهرستان‌های استان گیلان بوده به بیان دیگر مصرف آنها درناحیه بهینهٔ اقتصادی می‌باشد. کشش تولیدی نهادهٔ بذر منفی می‌باشد. این امر نشان‌دهندهٔ آن است که به علت مصرف بیش از حد کشاورزان از این نهادهٔ تولیدی، مصرف آن از حد بهینهٔ اقتصادی تجاوز کرده و مصرف این نهاده در ناحیهٔ سوم تولید قرار دارد. در بین نهاده‌ها بیشترین کشش تولیدی مربوط به زمین می‌باشد. به گونه‌ای که افزایش ده درصدی در سطح زیر کشت محصول برنج، تولید آن ۴/۷ درصد افزایش می‌یابد. کشش تولیدی نهاده‌های ماشین‌آلات، کود شیمیایی و نیروی‌کار تقریبا مشابه یکدیگر بوده و نشان می‌دهد به ازای افزایش ده درصدی در استفاده از نهاده‌های مذکور تولید برنج به ترتیب ۱/۷ درصد، ۱/۴ درصد و ۱/۱ درصد افزایش می‌یابد. کشش تولیدی نهادهٔ سم بسیار کم بوده و می‌توان نتیجه گرفت اثر نهادهٔ سم در افزایش محصول برنج در استان گیلان بسیار ناچیز است. مجموع کشش‌های جزئی نهاده‌های تولیدی تابع تولید برنج در شهرستان‌های استان گیلان نشان‌دهندهٔ وجود بازدهی ثابت به مقیاس در تولید این محصول است؛ به گونه‌ای که یک درصد افزایش در مصرف نهاده‌های تولیدی میزان تولید را نیز به اندازهٔ یک درصد افزایش می‌دهد.

به منظور بررسی تأثیر مصرف نهاده‌های تولیدی بر میزان ریسک تولید محصول برنج در استان گیلان، تابع ریسک تولید به شکل خطی برآورد گردید که نتایج آن در جدول ۳ آمده است.

ضریب تعیین(R^2) و ضریب تعیین تعدیل شده($\bar{R}^2$) نشان می‌دهند که تنها ۱۰ درصد از ریسک تولید محصول برنج در استان گیلان مربوط به نهاده‌های تولیدی می‌باشد. لذا نتایج مطالعهٔ مذکور، مطالعات یزدانی و ساسولی(۶) و کرباسی و همکاران(۹) که ضریب تعیین تعدیل شدهٔ تابع ریسک تولید برنج شهرستان شفت استان گیلان و زیرهٔ آبی و دیم استان خراسان را به ترتیب ۱۷ درصد و ۲۹ درصد محاسبه کرده بودند را تأیید می‌کند.همچنین شرزه‌ای و زیبایی(۵) این ضریب را

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.24.9]

جدول ۳. نتایج تخمین تابع ریسک تولید

متغیر	ضریب تخمینی	آمارهٔ t	کشش ریسک نهاده
عرض از مبدا	۶۱۳۷۶/۰	۱/۵۴**	.....
نیروی‌کار	-۱۵۵۷/۲	-۰/۷۱	-۰/۳۹
زمین	۹۹۸۵۹/۰	۰/۴۳	۰/۳۴
کود شیمیائی	۷۱۰/۴۱	۱/۸۹*	۰/۶۴
سموم شیمیائی	-۶۳۷۷۱/۰	-۲/۱۶*	-۰/۷۴
بذر	۳۱۳۶/۳	۲/۶۴*	۱/۱۵
ماشین‌آلات	-۳۴۲۱/۵	-۰/۴	-۰/۲
F = ۱۲/۹۱	$\bar{R}^2$ = ٪۹		R^2 = ٪۱۰

* و **: به ترتیب معنی‌داری در سطوح پنج و ده درصد، سایر پارامترها بی‌معنی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای محصول پنبه در استان فارس ۲۹ درصد محاسبه کرده‌اند. عوامل مختلفی بر ریسک تولید اثر می‌گذارند، موقعیت جغرافیایی مزرعه، سن زارعین، سطح سواد و آموزش و یا تجربه، جنسیت زارع، دسترسی به اعتبارات، خدمات ارائه شده ترویجی و آموزشی، بارندگی و نوع خاک زراعی همگی در ریسک تولید مؤثر هستند و عدم دخالت این موارد در مدل باعث کاهش ضریب تعیین شده است. چون هدف از بررسی حاضر اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید بود لذا این عوامل در نظر گرفته نشد. در تابع ریسک سطح زیرکشت دارای اثر مثبتی بر ریسک تولید می‌باشد و نشان می‌دهد که افزایش سطح زیر کشت باعث افزایش ریسک تولید می‌گردد زیرا با افزایش سطح زیر کشت زمان صرف شده برای هر متر مربع و کشف شرایط نامساعد تولید کاهش می‌یابد. نهادهٔ مهم دیگر در تولید برنج نیروی‌کار است. نیروی‌کار باعث کاهش ریسک تولید می‌شود. زیرا با افزایش نیروی‌کار شرایط نامطلوب مانند بیماری‌ها، حشرات، کمبود آب، کود و سایر موارد، در مراحل مختلف تولید به راحتی کشف شده و باعث می‌شود که زارع اقدامات لازم را جهت جلوگیری از این شرایط انجام دهد. استفاده از کود شیمیایی نوسان تولید را افزایش می‌دهد. علت این امر عدم آشنایی با روش مناسب مصرف و زمان مناسب مصرف می‌باشد. سموم شیمیایی و بذر استفاده شده بر ریسک تولید اثر منفی دارند و باعث کاهش ریسک می‌گردند.

از طرفی نتایج به دست آمده با نتایج مطالعات ساسولی و یزدانی(۶) که کود شیمیایی و سطح زیر کشت را موجب افزایش ریسک تولید برنج می‌گردد، با مطالعات شرزه‌ای و زیبایی(۷) و کرباسی و همکاران(۹) که استفاده از کودهای شیمیایی موجب افزایش ریسک تولید محصول زیره آبی و دیم و پنبه و ماشین‌آلات موجب کاهش ریسک تولید محصول زیرهٔ آبی و دیم می‌شود و با نتایج مطالعهٔ ترکمانی و شجری(۲) که در شرایط غیر مطلوب استفاده از بذرهای اصلاح شده ریسک تولید را افزایش می‌دهد، مطابقت دارد.

نتیجه‌گیری

مطالعهٔ حاضر به بررسی اثر مصرف نهاده‌های تولیدی بر میزان ریسک تولیدی محصول برنج در ۱۶ شهرستان استان گیلان می‌پردازد. آمار و اطلاعات این مطالعه به وسیلهٔ پرسشنامه و با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای از ۵۹۰ شالیکار این استان استخراج گردیده است. نتایج تخمین تابع تولید درجهٔ دوم و تابع ریسک خطی نشان می‌دهد نهاده‌های نیروی‌کار، سموم شیمیایی و ماشین‌آلات باعث کاهش ریسک تولید شده و

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.24.9]

از طرفی نهاده‌های زمین، کود شیمیایی و بذر موجب افزایش ریسک تولیدی این محصول در استان گیلان می‌گردد.

در مورد اثر زمین بر افزایش ریسک باید به این نکته اشاره کرد که مشخصاً چون زراعت برنج زراعتی کاربر است، افزایش مالکیت زمین و سطح زیر کشت برای هر زارع، کنترل مزرعه‌ای را بسیار دشوار کرده و دشواری انجام به موقع و دقیق فعالیت‌های زراعی کاربر را برای این محصول را تشدید می‌کند. از طرفی افزایش نیروی‌کار به دلیل کاربر بودن این نوع زراعت موجب کنترل بهتر مزارع می‌گردد. این موضوع سبب شده که افزایش مالکیت سرانه موجب نوسانات تولید یا ریسک تولید شود. شاید دلیل اصلی که موجب شده امروزه سطح مالکیت سرانه اراضی شالیکاری استان گیلان به شدت کاهش یابد همین نوسانات تولید یا ریسک تولید در اثر افزایش سطوح زیر کشت تحت مالکیت هر زارع باشد. به عبارت دیگر زارع و یا شالیکار با کاهش مالکیت خود در زراعت برنج، مدیریت مزرعه‌ای خود را در این زراعت کاربر حداکثر می‌کند. هم‌چنین اثر ماشین‌آلات مشابه اثر نیروی‌کار تحلیل می‌شود.

افزایش بیش از اندازه بذر برای کاشت نیز تراکم گیاه در هر واحد سطح را بیشتر کرده و رقابت را برای رشد بین بذرها بیشتر تشدید خواهد نمود که این امر نیز تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

در مورد کود شیمیایی باید به این نکته اشاره کرد که در بسیاری از موارد زارعین و شالیکاران که فعالیت‌های زراعی را به موقع انجام نمی‌دهند، به عنوان مثال نشا را دیرتر به مزرعه انتقال می‌دهند، سعی می‌کنند با مصرف بیش از حد کود ازته (سرک) موجب تسریع رشد نشاء گردند. ولی متاسفانه مصرف این کود باعث خواهد شد رشد رویشی برنج افزایش یافته و ساقه دراز و دارای بافت لطیفی گردد که با کوچکترین تنش محیطی، گیاه دچار ورس (خوابیدگی) خواهد گردید. از طرف دیگر با این وضعیت رشد زایشی گیاه به شدت کاهش یافته و تولید برنج دچار کاهش شدید می‌شود. بنابراین استفادهٔ بیش از حد از کود شیمیایی نیز باعث نوسانات تولید و افزایش ریسک تولید می‌گردد.

با توجه به این‌که مصرف نهادهٔ بذر در حد بهینهٔ اقتصادی نبوده و در ناحیهٔ سوم تولید قرار دارد به نظر می‌رسد سیاست‌های دولت در زمینهٔ کاهش یارانهٔ بذر و ارائه ارقام اصلاح شده و پرمحصول که با شرایط استان هم‌خوانی داشته باید در اولویت سیاست‌های دولت قرار گیرد. از طرفی با توجه به اثر افزایش کودهای شیمیایی بر ریسک تولید محصول برنج و آثار مخرب زیست‌محیطی آن کاهش یارانهٔ این نهاده و آشنایی کشاورزان با نحوه و زمان مصرف این نهاده ضروری به نظر می‌رسد. نتایج حاصل از برآورد تابع ریسک تولید محصول برنج در استان گیلان نشان می‌دهد افزایش سطح زیر کشت باعث افزایش ریسک تولیدی این محصول می‌گردد. دلیل این امر می‌تواند کاهش کنترل کشاورزان بر شرایط تولید با افزایش سطح زیر کشت باشد. با توجه به اثر افزایش سطح زیرکشت بر نوسان تولید این محصول و اثر افزایشی آن بر ریسک تولید به نظر می‌رسد سیاست‌های یکپارچه سازی اراضی در مزارع شالیکاری استان گیلان بایستی با دقت و تأمل بیشتری اجرا گردد.

منابع مورد استفاده

۱. وزارت جهاد کشاورزی. ۱۳۸۵. آمارنامهٔ محصولات کشاورزی و دامی. دفتر آمار و فناوری اطلاعات، تهران.

۲. ترکمانی، ج. و ش. شجری. ۱۳۸۵. بررسی اثر ریسک تولید بر پذیرش فناوری‌های نوین: مطالعهٔ موردی بذر گندم در استان فارس. مجلهٔ علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی ۱۰(۴): ۵۰۲-۴۸۹.

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

۴. رستمی، ف.، ح. شعبان علی فمی، ح. موحد محمدی و ه. ایروانی. ۱۳۸۵. مدیریت ریسک تولید گندم در نظام بهره‌برداری

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.24.9]

خانوادگی: مطالعهٔ موردی شهرستان هرسین. مجلهٔ علوم کشاورز ایران ۳۷(۱): ۱۰۶-۹۳.

۵. زیبایی، م.، ر. سلطانی، ج. ترکمانی، د. خلیلی و ج. بهبودیان. ۱۳۸۰. راهبرد ریسک - کارای آبیاری گندم در منطقهٔ کوار: کابرد معیارهای برتری تصادفی. مجلهٔ اقتصاد کشاورزی و توسعه ۳۶: ۹۰-۷۵.

۶. ساسولی، م. ر. و س. یزدانی. ۱۳۸۷. بررسی اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید محصول برنج در شهرستان شفت استان گیلان. مجلهٔ اقتصاد و کشاورزی ۲(۱): ۴۶-۳۵.

۷. شرزه‌ای، غ. و م. زیبائی. ۱۳۸۰. مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید پنبه در استان فارس. مجلهٔ علوم و صنایع کشاورزی ۱۵(۲): ۵۵-۴۹.

۸. عبدشاهی، ع. و غ. سلطانی. ۱۳۷۹. بررسی ریسک‌گریزی زارعین با استفاده از مدل‌های تجربی، اقتصادسنجی و برنامه‌ریزی ریسکی. مجلهٔ علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی ۴(۱): ۲۱-۱۱.

۹. کرباسی، ع.، م. دانشور، م. ح. کریم کشته و ز. نوری توپکانلو. ۱۳۸۴. بررسی عوامل موثر بر ریسک تولید زیرهٔ آبی و دیم در استان خراسان. مجلهٔ علوم و صنایع کشاورزی ۱۹(۲): ۶۴-۵۷.

۱۰. مقدسی، ر. و س. یزدانی. ۱۳۷۵. ریسک در تابع تولید و بررسی اثر عوامل. مجموعهٔ مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه زابل.

۱۱. موسی‌نژاد، م.، ه. رحیمی. و ا. چیذری. ۱۳۷۸. تعیین کارایی و ریسک تولید سیب‌زمینی در استان فارس. مجلهٔ علوم کشاورزی ۱: ۴۴-۳۶.

۱۲. نقشینه فرد، م.، ح. محمدی، م. باقری، ف. کفیل زاده، س. پیش بین و ا. برجیان. ۱۳۸۵. تعیین اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید با استفاده از تابع تولید تصادفی تعمیم یافته: مطالعهٔ موردی چغندرکاران استان فارس. مجلهٔ چغندر قند ۲۲(۱): ۱۰۰-۹۱.

13. Anderson, J. R. and W. Griffiths. 1981. Production Risk and Input Use: Pastoral Zone of Eastern Australia. Aust. J. Agric. Econ. 25: 149-159.
14. Dillon, J. L. and J. R. Anderson. 1971. Allocative Efficiency, Traditional Agriculture and Risk. Am. J. Agric. Econ. 53: 26-32.
15. Farnsworth, R. L. and L. J. Moffitt. 1981. Cotton Production under Risk: An Analysis of Input Effects on Yield Variability and Factor Demand. West. J. Agric. Econ. 35: 155-164.
16. Gotasch, N. and U. Regev. 1996. Fungicide Use under Risk in Swiss Wheat Production. Agric. Econ. 14: 1-9.
17. Just, R. E. and R. D. Pope. 1978. Production Function Estimation and Related Risk Consideration. J. Agric. Econ. 14: 276-284.
18. Koundouri, P. and C. Nauges. 2005. On Production Function Estimation with Selectivity and Risk Considerations. J. Agric. and Res. Econ. 30: 597-608.
19. Roll, K. H., A. G. Guttormsen and F. Asche. 2006. Modeling Production Risk in Small Scale Subsistence Agriculture. IAAE An. Conference, August 12-18, Gold Coast.
20. Roosen, J. and D. A. Hennessy. 2001. Test for the Role of Risk Aversion on Input Use. AAEA An. Meeting, August 5-8, Chicago.
21. Rosegrant, M. W. and J. A. Roumasset. 1985. The Effect of Fertilizer on Risk: A Heteroscedastic Production Function with Measurable Stochastic Inputs. Aust. J. Agric. Econ. 29: 107-121.
22. Saha, A. 2001. Risk in HYV and Traditional Rice Cultivation an Enquiry in West Bengal Agriculture. Ind. J. Agric. Econ. 56: 57-70.
23. Sangtaek, S., P. D. Mitchell and D. J. Leatham. 2004. Effect of Federal Risk Management Programs on Optimal Acreage Allocation and Nitrogen Use in a Texas Cotton-Sorghum System. AAEA An. Meeting, August 1-4, Denver.
24. Sasmal, J. 1993. Considerations of Risk in the Production of high-yield Variety Paddy: Generalized Formulation for Production Function Estimation. Ind. J. Agric. Econ. 48: 694-701.
25. Taxler, G. J., J. I. Falck-Zepeda, R. Oritz-Monasterion and Ken Sayre. 1995. Production Risk and Evaluation of Varital Technology. Am. J. Agric. Econ. 77: 1-7.
26. www.FaoStat.com, (FAO, Various Years)

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.24.9]