

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 تصمیم‌گیری آنها دارد؛ به گونه‌ای که ریسک بر استفاده 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 به دست آورد تا بدین طریق بتوان پیشنهاداتی در مورد کاهش ریسک در فرایند تولید محصولات کشاورزی ارائه نمود. بر این اساس مقاله حاضر به بررسی اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید محصول برنج در استان گیلان در سال زراعی ۱۳۸۵-۱۳۸۴ با استفاده از تابع تولید درجه دوم می‌پردازد. تابع میانگین تولید نشان‌دهنده 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 برنامه یکپارچه‌سازی اراضی کشت برنج و سیاست پرداخت یارانه به نهاده کود شیمیایی باید با آگاهی کامل‌تری از شرایط حاکم بر بهره‌برداران کشاورز صورت گیرد.

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

مقدمه

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 رابطه 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

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 توأم با ریسک و مخاطره است (۱۴، ۱۶ و ۲۴). میزان استفاده از نهاده‌های مختلف به ویژه نهاده‌های جدید از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر نوسان محصولات کشاورزی می‌باشد (۱۳). نهاده‌های

۱. به ترتیب استاد و دانش‌آموختگان کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران

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

کشاورزی شده و هم‌زمان با افزایش تولیدات بخش کشاورزی، سبب افزایش درآمد کشاورزان شده و در مجموع کشاورزی را به سمت تجاری شدن سوق خواهد داد. از آن جایی که 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 سرانه گندم بر اساس آمار سال ۱۳۸۶ با احتساب مصارف دامی در حدود ۲۰۵ تا ۲۱۰ کیلوگرم بوده است. در حالی که مصرف سرانه برنج در همین سال ۴۲ کیلوگرم بوده است. گرچه مصرف سرانه 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 ماده 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 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 «کارایی 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 رابطه بین میزان استفاده از نهاده‌ها و میزان ریسک تولید توسط جاست و پاپ (۱۷) صورت گرفت که تاکنون نیز به صورت گسترده مورد استفاده 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 تأمین 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 اخلاص جمع‌پذیر باشد. تابع تولید جاست و پاپ دارای فرم کلی زیر است:

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

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 اخلاص تصادفی یا شوک تولید نیز به وسیله ε نشان داده می‌شود که دارای خصوصیات $E(\varepsilon) = 0$ و $\text{var}(\varepsilon) = \sigma_\varepsilon^2$ 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 بوسیله $E(y) = f(x;\alpha) + u$ نشان داده می‌شود در حالی که واریانس تولید بوسیله $\text{var}(y) = [h(z;B)]^2 \sigma_\varepsilon^2$ مشخص می‌گردد. در روابط فوق z ممکن است تمامی یا برخی از متغیرهای

مهم‌ترین آنها عبارت‌اند از مقدسی و یزدانی (۱۰)، ترکمانی و قربانی (۳)، موسی نژاد و همکاران (۱۱)، عبدشاهی و سلطانی (۸)، شرزهای و زیبائی (۷) و کرباسی و همکاران (۹).

در مطالعه حاضر تابع تولید درجه دوم (Quadratic Production Function) برای برآورد تابع تولید استفاده شده است. تابع تولید درجه 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:

$$Y = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \cdot X_k + \sum_{k=1}^n \alpha_k \cdot X_k^2 + \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{jk} \cdot X_j \cdot X_k + u$$

$j, k = 1, 2, \dots, N$ [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 به دست آورد (۱۹):

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

[۴]

که در آن RTS بازدهی نسبت به مقیاس، E_k کشش جزئی تابع تولید نسبت به نهاده k ، Y مقدار تولید و X_k نهاده k می‌باشد. در مدل جاست و پاپ تابع ریسک تولید، همان تابع واریانس اجزای اخلاص می‌باشد (Var(u) = h(Z) = Exp[Zβ] = Var(y)). تابع واریانس در مطالعه حاضر به صورت زیر در نظر گرفته شده است (۱۶):

$$\text{Var}(y) = \exp \left[B_0 + \sum_k B_k X_k \right]$$

[۵]

نتایج و بحث

جهت تخمین تابع تولید درجه 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

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

$$\text{var}(u) = [h(z : \beta)]^2 \sigma_\varepsilon^2$$

[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، نیروی کار، 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 نیروی کار 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 مطالعه 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 پایه 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

جدول ۱. نتایج برآورد تابع تولید درجه دوم

| متغیر | نماد | ضریب تخمینی | آماره t |
|-----------------------------------|-----------------|----------------------|----------------------|
| عرض از مبدا | Constant | ۱/۷۳ | ۰/۰۳ |
| نیروی کار | L | ۱۱/۸۵* | ۳/۵۵ |
| زمین | La | ۱۰۵۰/۳* | ۳/۲۹ |
| کود | Fe | ۳/۵۹* | ۶/۳۳ |
| سم | Pe | ۲۲۸/۲۶* | ۴/۵۵ |
| ماشین آلات | Mh | ۱۴/۸۷ | ۱/۲۲ |
| بذر | Se | -۰/۰۴ | ۰/۰۳ |
| توان دوم نیروی کار | 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 ماشین آلات | Mh ² | ۰/۵۵ | ۱/۳۶ |
| توان دوم بذر | Se ² | ۰/۰۸ | ۰/۷۹ |
| اثر متقابل زمین و نیروی کار | LLa | -۱۷/۷۱۹* | -۲/۵۹ |
| اثر متقابل کود و نیروی کار | LFe | -۰/۰۶* | -۵/۲۵ |
| اثر متقابل سم و نیروی کار | LPe | ۲/۲۳* | ۱/۹۸ |
| اثر متقابل ماشین آلات و نیروی کار | LMh | ۰/۳۱ | ۰/۹۷ |
| اثر متقابل بذر و نیروی کار | 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 ماشین آلات | 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 ماشین آلات | FeMh | -۰/۰۷** | -۱/۸۶ |
| اثر متقابل کود و بذر | FeSe | ۰/۰۰۵ | ۱/۱۹ |
| اثر متقابل سم و ماشین آلات | PeMh | -۳/۳۱۱ | -۱/۱۱ |
| اثر متقابل سم و بذر | PeSe | -۲/۴۲* | -۵/۵۱ |
| اثر متقابل ماشین آلات و بذر | MhSe | ۰/۴۹۴* | ۴/۰۱۱ |
| | | R ² =۰/۹۷ | R ² =۰/۹۸ |
| | | F=۱۰۶۱/۰۳ | N=۵۹۰ |

* و **: به ترتیب معنی داری در سطوح پنج و ده درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. نتایج تخمین کشش تولیدی نهاده‌ها

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تولیدی نهاده‌های ماشین‌آلات، کود شیمیایی و نیروی کار تقریباً 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 نهاده سم بسیار کم بوده و می‌توان نتیجه گرفت اثر نهاده سم در افزایش محصول برنج در استان گیلان بسیار ناچیز است. مجموع کشش‌های جزئی نهاده‌های تولیدی تابع تولید برنج در شهرستان‌های استان گیلان نشان‌دهنده 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 اندازه 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 مطالعه مذکور، مطالعات یزدانی و ساسولی (۶) و کرباسی و همکاران (۹) که ضریب تعیین تعدیل شده تابع ریسک تولید برنج شهرستان شفت استان گیلان و زیره 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

تخمین تابع تولید درجه دوم نشان می‌دهد که از بین نهاده‌های تولید بیشترین اثر بر میانگین تولید متعلق به نهاده‌های زمین و سموم شیمیایی بوده و اثر نهاده‌های نیروی کار و ماشین‌آلات بر میانگین تولید مشابه یکدیگر و به مراتب کمتر از اثر دو نهاده 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 نشان‌دهنده مصرف نهاده در ناحیه اقتصادی تولید می‌باشد. مصرف بیش از حد بهینه اقتصادی نهاده‌ها باعث قرار گرفتن در مرحله سوم تولید و منفی بودن کشش تولید می‌باشد. جدول ۲ نشان‌دهنده کشش تولید نهاده‌ها در تابع تولید درجه 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 در ناحیه بهینه اقتصادی می‌باشد. کشش تولیدی نهاده بذر منفی می‌باشد. این امر نشان‌دهنده آن است که به علت مصرف بیش از حد کشاورزان از این نهاده تولیدی، مصرف آن از حد بهینه اقتصادی تجاوز کرده و مصرف این نهاده در ناحیه 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

جدول ۳. نتایج تخمین تابع ریسک تولید

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

* و **: به ترتیب معنی داری در سطوح پنج و ده درصد، سایر پارامترها بی معنی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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 ماشین آلات موجب کاهش ریسک تولید محصول زیره آبی و دیم می‌شود و با نتایج مطالعه ترکمانی و شجری (۲) که در شرایط غیر مطلوب استفاده از بذره‌های اصلاح شده ریسک تولید را افزایش می‌دهد، مطابقت دارد.

نتیجه‌گیری

مطالعه 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 وسیله پرسشنامه و با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای از ۵۹۰ شالیکار این استان استخراج گردیده است. نتایج تخمین تابع تولید درجه دوم و تابع ریسک خطی نشان می‌دهد نهاده‌های نیروی کار، سموم شیمیایی و ماشین آلات باعث کاهش ریسک تولید شده و

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. نهاده مهم دیگر در تولید برنج نیروی کار است. نیروی کار باعث کاهش ریسک تولید می‌شود. زیرا با افزایش نیروی کار 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.

می‌دهند، سعی می‌کنند با مصرف بیش از حد کود ازته (سرک) موجب تسریع رشد نشاء گردند. ولی متأسفانه 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 استفاده بیش از حد از کود شیمیایی نیز باعث نوسانات تولید و افزایش ریسک تولید می‌گردد.

با توجه به این که مصرف نهاده بذری در حد بهینه اقتصادی نبوده و در ناحیه سوم تولید قرار دارد به نظر می‌رسد سیاست‌های دولت در زمینه کاهش یارانه بذری و ارائه ارقام اصلاح شده و پرمحصول که با شرایط استان هم‌خوانی داشته باشد 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 یارانه 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 زیر کشت 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.

از طرفی نهاده‌های زمین، کود شیمیایی و بذری 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 زراعتی کاربر را برای این محصول را تشدید می‌کند. از طرفی افزایش نیروی کار 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 نیروی کار تحلیل می‌شود.

افزایش بیش از اندازه بذری 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 زراعتی را به موقع انجام نمی‌دهند، به عنوان مثال نشاء را دیرتر به مزرعه انتقال

منابع مورد استفاده

۱. وزارت جهاد کشاورزی. ۱۳۸۵. آمارنامه 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: مطالعه موردی بذری گندم در استان فارس. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی ۱۰(۴): ۴۸۹-۵۰۲.
۳. 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.
۴. رستمی، ف.، ح. شعبان علی فمی، ح. موحد محمدی و ه. ایروانی. ۱۳۸۵. مدیریت ریسک تولید گندم در نظام بهره‌برداری

- خانوادگی: مطالعه موردی شهرستان هرسین. مجله علوم کشاورزی ایران ۳۷(۱): ۹۳-۱۰۶.
۵. زیبایی، م.، ر. سلطانی، ج. ترکمانی، د. خلیلی و ج. بهبودیان. ۱۳۸۰. راهبرد ریسک - کارای آبیاری گندم در منطقه کوار: کاربرد معیارهای برتری تصادفی. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه ۳۶: ۷۵-۹۰.
۶. ساسولی، م.، ر. و س. یزدانی. ۱۳۸۷. بررسی اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید محصول برنج در شهرستان شفت استان گیلان. مجله اقتصاد و کشاورزی ۲(۱): ۳۵-۴۶.
۷. شرزه‌ای، غ. و م. زیبایی. ۱۳۸۰. مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید پنبه در استان فارس. مجله علوم و صنایع کشاورزی ۱۵(۲): ۴۹-۵۵.
۸. عبدشاهی، ع. و غ. سلطانی. ۱۳۷۹. بررسی ریسک‌گریزی زارعین با استفاده از مدل‌های تجربی، اقتصادسنجی و برنامه‌ریزی ریسکی. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی ۴(۱): ۱۱-۲۱.
۹. کرباسی، ع.، م. دانشور، م. ح. کریم کشته و ز. نوری توپکانلو. ۱۳۸۴. بررسی عوامل موثر بر ریسک تولید زیره آبی و دیم در استان خراسان. مجله علوم و صنایع کشاورزی ۱۹(۲): ۵۷-۶۴.
۱۰. مقدسی، ر. و س. یزدانی. ۱۳۷۵. ریسک در تابع تولید و بررسی اثر عوامل. مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه زابل.
۱۱. موسی‌نژاد، م.، ه. رحیمی. و ا. چیدری. ۱۳۷۸. تعیین کارایی و ریسک تولید سیب‌زمینی در استان فارس. مجله علوم کشاورزی ۱: ۳۶-۴۴.
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: مطالعه موردی چغندرکاران استان فارس. مجله چغندر قند ۲۲(۱): ۹۱-۱۰۰.
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)