
بررسی اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید محصول برنج در شهرستان شفت استان گیلان

تاریخ پذیرش: ۸۶/۱۲/۲۵

تاریخ دریافت: ۸۶/۹/۱۹

سعید یزدانی و محمدرضا ساسولی*

چکیده

جهت بررسی اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید محصول برنج در شهرستان شفت استان گیلان در سال ۱۳۸۴ از مدل ارائه شده توسط جاست و پاپ و تابع تولید خطی درجه ۱ دوم استفاده شد. تابع میانگین تولید نشان دهنده ی بازدهی صعودی نسبت به مقیاس می‌باشد و تابع ریسک تولید نیز نشان داد که افزایش سطح زیر کشت و مصرف کود شیمیایی باعث افزایش ریسک تولید محصول برنج می‌گردد. بر این اساس کاهش یارانه‌ی کود شیمیایی پیشنهاد شده است.

واژه‌های کلیدی: ریسک و عدم حتمیت، تابع میانگین تولید، تابع ریسک تولید، برنج، گیلان

* به ترتیب دانشیار و دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران
e-mail: sasouli2006@gmail.com

پیشگفتار

کشاورزی به عنوان یکی از محورهای اساسی توسعه در کشورهای در حال توسعه، نقش مهمی در توسعه اقتصادی دارد. جهت دستیابی به توسعه کشاورزی به سیاست‌ها و برنامه‌های مناسب و پذیرفتنی از سوی کشاورزان نیاز است. تدوین سیاست‌ها و برنامه‌های مناسب در بخش کشاورزی ضمن این که مستلزم آگاهی کافی از شرایط تولید و منابع موجود در این بخش است، تا حد زیادی نیز به میزان آگاهی برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران از شیوه‌ی تصمیم‌گیری کشاورزان و واکنش آنها در برابر سیاست‌های به کاررفته بستگی دارد. بهره‌برداران کشاورز مجریان اصلی برنامه‌ها و سیاست‌های دولت در سطح مزرعه هستند و میزان پذیرش و استقبال آنها از سیاست‌ها و برنامه‌های جدید نقش تعیین‌کننده‌ای در موفقیت این برنامه‌ها دارد. ریسک و نبود حتمیت باعث می‌شود که کشاورزان در فرآیند تولید افزون بر بیشینه کردن سود، هدف‌هایی چون کمینه کردن واریانس درآمد و کسب سود مطمئن را نیز در نظر بگیرند. همچنین وجود ریسک نقش مهمی در الگوی کشت بهینه‌ی کشاورزان دارد. بنابراین، توجه به ریسک و ابعاد آن در تحلیل‌های مربوط به اقتصاد کشاورزی، باعث می‌شود که برنامه‌ریزان با دید مناسب‌تر و کامل‌تری از فرآیند تصمیم‌گیری بهره‌برداران کشاورز در شرایط توأم با ریسک و همچنین با آگاهی از روحیه کشاورزان در رویارویی با مخاطرات احتمالی، سیاست‌ها و برنامه‌های مناسبی را برای دستیابی به هدف‌های توسعه کشاورزی گزینش و اجرا کنند.

به گونه‌ی معمول، بهره‌برداران کشاورز با قیمت، عملکرد و هزینه‌های متغیری روبه‌رو هستند. افزون بر این، کشاورزان همواره با خطرهای طبیعی همچون سیل، خشکسالی، آفت‌ها، آتش‌سوزی و دیگر موارد نیز روبه‌رو هستند. این گونه عوامل، به گونه‌ی معمول پیش‌بینی ناشدنی بوده و باعث افزایش ریسک و مخاطرات فعالیت‌های کشاورزی می‌شود. از ریسک به عنوان عاملی مهم، مستمر و مؤثر بر رفتار بهینه‌سازی کشاورزان در کشاورزی سنتی یاد شده است (شولتز، ۱۹۷۵). مطالعات بسیاری نشان داده‌اند که کشاورزان عمدتاً رفتاری ریسک‌گریز از خودشان نشان می‌دهند (کهخا و سلطانی، ۱۳۷۵؛ ترکمانی، ۱۳۷۹؛ کاندری، ۲۰۰۵) بنابراین به گونه‌ی معمول طرح‌هایی را ترجیح می‌دهند که با وجود صرف‌نظر کردن از مقداری درآمد، از سطح اطمینان قابل قبولی برای تأمین معاش برخوردار باشند. عدم اطمینان در مورد قیمت‌ها و میزان تولید را می‌توان از عمده‌ترین دلایل وجود ریسک در فعالیت‌های کشاورزی ذکر کرد. در فرآیند تولید، ریسک بر میزان استفاده‌ی بهینه از نهاده تأثیر می‌گذارد. رام‌سامی (۱۹۹۲) نشان

داد که کشاورزان در حالت عدم اطمینان مقدار کمتری کود شیمیایی نسبت به حالت بهینه استفاده می‌کنند. همچنین ریسک تولید باعث می‌شود که بهره‌برداران تکنولوژی و فناوری‌های جدید مانند ارقام جدید محصول را به گونه‌ی کامل نپذیرند. در حالی که ارقام جدید و پر محصول نسبت به ارقام قدیم باعث افزایش در بازدهی زمین و نیروی کار می‌گردد (وا بارون، ۱۹۸۹).

از مهمترین عامل‌های مؤثر بر نوسان تولید محصولات کشاورزی، میزان استفاده از نهاده‌های تولید، به ویژه نهاده‌های جدید می‌باشد. این نهاده‌ها، از قبیل بذره‌های جدید و ارقام پرمحصول، کود شیمیایی و آفت‌کش‌ها که جزء فناوری‌های جدید هستند، به گونه‌ی معمول موجب افزایش بازدهی واحدهای کشاورزی و افزایش نوسانات تولید و در نتیجه موجب ریسک و عدم حتمیت بیشتر می‌شوند. در کشورهای در حال توسعه کمک‌های دولت اغلب به صورت ارائه‌ی یارانه جهت عرضه‌ی بیشتر بذره‌های جدید و کودهای شیمیایی می‌باشد، در حالی که کشاورزی در این کشورها به صورت معیشتی انجام می‌گیرد. این نوع کشاورزان ریسک‌گریزند و در مقابل پذیرش فناوری‌های جدید مقاومت نشان می‌دهند و رفتار ریسک‌گریزی آنها موجب عدم افزایش سطح کارایی تولید می‌شود. کرباسی و همکاران (۱۳۸۱) در اندازه‌گیری کارایی ذرت کاران شهرستان فسا نشان دادند که نزدیک به ۲۰ تا ۲۵ درصد از ناکارایی اقتصادی بهره‌برداران مورد مطالعه ناشی از ریسک تولید است. همچنین با افزایش ریسک تولید، میزان تولید می‌تواند کاهش یافته و این موضوع امنیت غذایی را با خطر رو به رو می‌کند. لذا لازم است اطلاعاتی در مورد ریسک و عدم حتمیت نهاده‌ها و فناوری‌های جدید بدست آورد تا بتوان از این راه استراتژی‌های توسعه‌ی بخش کشاورزی را تعیین نمود.

برنج دومین عنصر مهم غذایی است که پس از گندم در سبد غذایی مردم ایران جای گرفته است و دولت نیز با سیاست‌های قیمتی و غیر قیمتی بر عرضه‌ی محصول و مصرف نهاده‌های تولیدی، تولیدکنندگان را به سوی هدف‌های برنامه‌ریزی شده سوق می‌دهد (یزدانی و دوران‌دیش، ۱۳۸۲). بیشترین کشت برنج در ایران در سه استان شمالی کشور، گیلان، مازندران و گلستان، با ۷۱ درصد سطح زیر کشت کل کشور انجام می‌گیرد. استان گیلان بیش از ۳۵ درصد تولید و سطح زیر کشت شلتوک در کشور را داراست. در این استان هر ساله بیش از ۱۸۱ هزار بهره‌بردار در سطحی بیش از ۲۰۰ هزار هکتار از اراضی حاصلخیز و مستعد،

برنج کاری می کنند. در واقع کشت برنج مهمترین فعالیت کشاورزی این استان به شمار می آید و اقتصاد این استان نیز بر پایه ی محوریت برنج استوار است (جهاد کشاورزی استان گیلان، ۱۳۸۵).

با توجه به اینکه تولید برنج همراه با ریسک است بنابراین، آن دسته از سیاست های دولت مانند پرداخت یارانه به نهاده های جدید یا سیاست یکپارچه سازی اراضی که بر ریسک تولید این محصول اثر داشته باشند، می توانند بر افزایش و یا کاهش سطح زیر کشت این محصول و بر اقتصاد منطقه تأثیر بگذارند. مطالعه حاضر با استفاده از مدل ارائه شده توسط جاست و پاپ (۱۹۷۸)، اثر مصرف نهاده ها را بر میزان ریسک تولید برنج مورد بررسی قرار می دهد تا مشخص شود که اگر به دلیل کاهش یارانه نهاده های کشاورزی و یا به منظور حفظ محیط زیست و توسعه ی پایدار به سمت کاهش مصرف این نهاده ها حرکت شود، چه تأثیری بر میزان ریسک تولید برنج خواهد داشت؟ این مدل به گونه ی گسترده در مطالعات ریسک تولید مورد توجه قرار گرفته است. مقدسی و یزدانی (۱۳۷۵)، ترکمانی و قربانی (۱۳۷۶)، شرزهای و زیبایی (۱۳۸۰) و کرباسی و همکاران (۱۳۸۴) با فرم تابع کاب-داگلاس مدل ارائه شده توسط جاست و پاپ به بررسی اثر نهاده ها بر ریسک تولید پرداختند.

روش پژوهش

بیشتر مطالعاتی که به بررسی ریسک تولید پرداخته اند، بر اساس مدل ارائه شده توسط جاست و پاپ (۱۹۷۸) بنا شده اند. جاست و پاپ در مطالعه ی خود هشت فرض را برای تابع تولید تصادفی ارائه نمودند. یکی از فرض های آنها عبارت است از این که، اثر یک نهاده بر ریسک تولید ممکن است مثبت، منفی و یا صفر باشد. به بیان دیگر نهاده ها می توانند باعث افزایش و یا کاهش ریسک تولید شوند. فرم عمومی تابع تولید ارائه شده توسط جاست و پاپ عبارت است از:

$$Y = f(X; \alpha) + h(Z; \beta)\varepsilon \quad (1)$$

که Y مقدار تولید، $f(X; \alpha)$: میانگین تابع تولید، $h(Z; \beta)$: تابع واریانس (یا تابع ریسک)، X و Z : برداری از عوامل تولید می باشند. α و β نیز پارامترهای تابع هستند. ε نشان دهنده ی عوامل تصادفی است که دارای میانگین صفر ($E(\varepsilon) = 0$) و واریانس ثابت

($Var(\varepsilon) = \sigma_\varepsilon^2$) می‌باشد. تابع تولید ارائه شده توسط جاست و پاپ اثر میانگین و واریانس تغییرات در سطح نهاده‌ها را بر تولید محصول به صورت جداگانه نشان داده است. میانگین تولید عبارت است از: $E(y) = f(X; \alpha) + u$ و واریانس تولید عبارت است از: $Var(Y) = [h(Z; \beta)]^2 \cdot \sigma_\varepsilon^2$ که Z می‌تواند شامل تمام و یا برخی از عوامل مؤثر بر میانگین تولید نیز باشد. جاست و پاپ (۱۹۷۸) با فرم تابع تولید کاب-داگلاس و ترانسلوگ به بررسی اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید پرداختند.

در این مطالعه تابع تولید خطی درجه دوم^۱ برای برآورد تابع تولید استفاده شده است. تابع تولید خطی درجه دوم که یک فرم انعطاف‌پذیر است، 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:

$$Y = \alpha_0 + \sum_{k=1}^N \alpha_k \cdot X_k + \sum_{k=1}^N \alpha_k \cdot X_k^2 + \sum_k \sum_j \beta_{jk} \cdot X_j \cdot X_k + u \quad (2)$$

$j, k = 1, 2, \dots, N$

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 بدست آورد (رول و همکاران، ۲۰۰۶):

$$RTS = \sum_{k=1}^n E_k = \sum_{k=1}^n \left[\frac{\partial Y}{\partial X_k} \times \frac{X_k}{Y} \right] \quad (3)$$

که در آن RTS : بازدهی نسبت به مقیاس، E_k : کشش جزئی تابع تولید نسبت به نهاده k ام، Y : مقدار تولید و X_k : نهاده k ام می‌باشد. تابع واریانس در مطالعه حاضر تابع واریانس ارائه شده توسط هاروی (۱۹۷۶) است، در مدل جاست و پاپ تابع ریسک تولید، همان تابع واریانس اجزای احتمال می‌باشد ($Var(u) = h(Z) = Exp[Z\beta]$)، و چون $Var(y) = Var(u)$ است، لذا در این مطالعه واریانس تولید به صورت زیر در نظر گرفته شده است.

$$Var(y) = Exp \left[\gamma_0 + \sum_k \gamma_k \cdot X_k \right] \quad (4)$$

۱- Linear quadratic production function.

با بدست آوردن پارامترهای تابع ریسک تولید (واریانس تولید) می‌توان کشش واریانس نهاده‌ها را بدست آورد، و کشش کل واریانس تولید نیز عبارت خواهد بود از (هاروی، ۱۹۷۶):

$$TVE = \sum_{K=1}^n VE_k = \sum_{K=1}^n \lambda_k \quad (5)$$

$$VE_k = \frac{\text{var}(Y)}{\partial X_k} \times \frac{X_k}{\text{var}(Y)} \quad k = 1, 2, \dots, N$$

که در آن TVE : کشش کل واریانس تولید، VE_k : کشش جزئی واریانس تولید نسبت به نهاده k ام، می‌باشد. اگر کشش کل تابع ریسک تولید بزرگتر از صفر باشد، نشان دهنده ی آن است که افزایش مصرف نهاده‌ها به یک نسبت باعث افزایش کل ریسک تولید می‌شوند (رول و همکاران، ۲۰۰۶).

جهت بررسی اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید ابتدا تابع تولید خطی درجه دوم جهت تعیین وجود و یا عدم وجود ریسک تولید بدست آمد. تابع تولید با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی^۱ (OLS) و توسط نرم‌افزار *Eviews* برآورد شد. سپس وجود واریانس ناهمسانی در این تابع توسط تست وایت^۲ مورد آزمون قرار گرفت. چنانچه وجود واریانس ناهمسانی در این تابع پذیرفته شود، نیازی به جزء دوم ارائه شده در تابع جاست و پاپ نیست زیرا واریانس ناهمسانی در اجزاء اخلاص نشان دهنده واریانس متغیر وابسته (واریانس تولید) است. اما اگر واریانس ناهمسانی در تابع میانگین تولید پذیرفته نشود، طبق مدل ارائه شده توسط جاست و پاپ جهت بررسی واریانس تولید می‌توان این جزء را به مدل اضافه نمود.

جامعه‌ی آماری مورد بررسی در این مطالعه زارعین شالیکار شهرستان شفت استان گیلان می‌باشد. داده‌های مورد نیاز از راه پرسشنامه و به روش تصادفی در سال ۱۳۸۴ از میان شالیکاران این شهرستان بدست آمده است. در مجموع ۶۴ عدد پرسشنامه از شالیکاران نمونه مورد بررسی جمع‌آوری شده است. متغیرهای مورد بررسی عبارتند از: Y : میزان شلتوک تولید شده (کیلوگرم)، S : سطح زیرکشت (هکتار)، L : نیروی کار روزمزد (روز کار)، L_f : نیروی کار خانوادگی (روز کار)، K : میزان کود شیمیایی مصرف شده (کیلوگرم)، Sa : میزان مصرف سموم شیمیایی (لیتر) و B : میزان مصرف بذر (کیلوگرم). متغیرهای مورد استفاده در

۱- Ordinary Least square.

۲- White test

تابع ریسک تولید نیز شامل سطح زیرکشت، نیروی کار خانوادگی، نیروی کار روزمزد، کود شیمیایی، کود حیوانی، سموم شیمیایی، بذر و نحوه دسترسی شالیکاران به آب می‌باشند. در این تابع چگونگی دسترسی شالیکاران به آب به عنوان یک متغیر کیفی وارد مدل شده است. متغیر کیفی برای نشان دادن اثر استفاده از آب سد در مقابل استفاده از سایر منابع تأمین آب می‌باشد.

نتایج و بحث

تابع تولید شلتوک برنج با استفاده از رابطه ی (۲) برآورد شد. نتایج برآورد این تابع در جدول شماره ی (۱) نشان داده شده است. کشش تابع تولید برآوره شده نسبت به میزان مصرف نهاده‌ها، با استفاده از رابطه ی (۳) بدست آمده و در جدول شماره ی (۲) نشان داده شده است. کشش تولید سطح زیرکشت نشان می‌دهد که با افزایش سطح زیرکشت به میزان یک درصد تولید شلتوک برنج ۰/۶۷ درصد افزایش می‌یابد. کشش‌های ارائه شده در جدول شماره ی (۲) بین صفر و یک قرار دارند و در سطح قابل قبولی معنی‌دار هستند، اما کشش تولید نهاده ی بذر دارای اثر منفی بر تولید بوده و نشان دهنده ی مصرف غیر اقتصادی این نهاده و قرار داشتن مصرف آن در ناحیه ی سوم تولید می‌باشد. کشش کل تولید نیز ۱/۲ است. کشش کل تولید نشان دهنده ی بازدهی صعودی نسبت به مقیاس در کشت برنج می‌باشد.

جدول (۱) نتایج برآورد تابع تولید

آماره t	برآورد	ضریب	نام متغیر
-۲۴/۲***	-۰/۱۴	α_0	عرض از مبدأ
۲۶۳۸/۵***	۳/۸	S	سطح زیرکشت
-۲۰۱۹/۸۵***	-۲/۷	S ²	توان دوم سطح زیرکشت
-۷/۸***	-۰/۶۱	L	نیروی کار روزمزد
-۰/۲۵	-۰/۵۳	L ²	توان دوم نیروی کار روزمزد
۱۶/۸۵***	۱/۲	L _f	نیروی کار خانوادگی
-۰/۴۴	-۱/۳۷	L _f ²	توان دوم نیروی کار خانوادگی
-۲۹/۹۱***	-۲	Sa	سموم شیمیایی
۰/۴۲	۰/۶	Sa ²	توان دوم سموم شیمیایی

ادامه جدول (۱) نتایج برآورد تابع تولید

نام متغیر	ضریب	برآورد	آماره t
کود شیمیایی	K	۲/۲۵	۴/۲۶***
توان دوم کود شیمیایی	K ²	-۰/۷۵	-۰/۰۰۳۸
بذر	B	-۰/۱۸	-۰/۹۱
توان دوم بذر	B ²	۲/۴	۰/۰۶۰
اثر متقابل سطح زیر کشت و نیروی کار روز مزد	S × L	۱/۱	۴۴/۱۱***
اثر متقابل سطح زیر کشت و نیروی کار خانوادگی	S × L.f	۲/۴	۷۷/۸۵***
اثر متقابل سطح زیر کشت و سموم شیمیایی	S × Sa	-۳/۸	-۱۲۳/۹۵***
اثر متقابل سطح زیر کشت و کود شیمیایی	S × K	-۲/۴	-۴/۹***
اثر متقابل سطح زیر کشت و بذر	S × B	۰/۳۹	۴/۱***
اثر متقابل نیروی کار روز مزد و نیروی کار خانوادگی	L × L.f	-۰/۲۵	-۰/۱۷
اثر متقابل نیروی کار روز مزد و سموم شیمیایی	L × Sa	۵/۳۵	۲/۸**
اثر متقابل نیروی کار روز مزد و کود شیمیایی	L × K	-۰/۴۵	-۰/۰۲۳
اثر متقابل نیروی کار روز مزد و بذر	L × B	-۰/۹۵	-۰/۱۹
اثر متقابل نیروی کار خانوادگی و سموم شیمیایی	L.f × Sa	۵	۳**
اثر متقابل نیروی کار خانوادگی و کود شیمیایی	L.f × K	-۲	-۰/۱۵
اثر متقابل نیروی کار خانوادگی و بذر	L.f × B	-۱/۵	-۰/۲۸
اثر متقابل سموم شیمیایی و کود شیمیایی	Sa × K	-۲/۴	-۰/۱۵
اثر متقابل سموم شیمیایی و بذر	Sa × B	۲/۸	۰/۰۴۱
اثر متقابل کود شیمیایی و بذر	K × B	-۱/۶	-۰/۰۲۶
D.W = ۱/۸		$\bar{R}^2 = ۰/۹۸$	$R^2 = ۰/۹۹$

*، ** و *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد.
 مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) کشش تولید نهاده‌ها

کشش- تولید	سطح زیر کشت	نیروی کار روز مزد	نیروی کار خانوادگی	سموم شیمیایی	کود شیمیایی	بذر
کشش- تولید	۰/۶۷	۰/۱۵	۰/۱۳	۰/۲۲	۰/۱۰	-۰/۰۷
آماره t	۹	۲/۴	۳/۴	۷/۵	۲/۵	-۲/۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید برنج در β ۴۳

جهت بررسی اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید از رابطه ی (۴) استفاده شد. نتایج بدست آمده از برآورد تابع ریسک تولید در جدول شماره ی (۳) آورده شده است.

جدول (۳) نتایج برآورد تابع ریسک تولید

نام متغیر	ضریب	برآورد	آماره t
عرض از مبدأ	γ_0	۱۰/۴۷	۲۰/۱۸***
سطح زیر کشت	γ_S	۰/۹۱	۰/۵
نیروی کار روزمزد	γ_L	-۰/۰۳۸	-۱/۲
نیروی کار خانواده	γ_{Lf}	-۰/۰۲۲	-۰/۷۳
کود شیمیایی	γ_{Sa}	۰/۰۳۳	۱/۵
سموم شیمیایی	γ_{Ksh}	-۰/۰۳۳	-۱/۷
کود حیوانی	γ_{Kh}	-۰/۱۳	-۱/۷۵
نوع دسترسی به آب	D_W	۰/۴۳	۰/۷۶
$R^2 = ۰/۱۷$		$D.W = ۱/۹$	

*، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

کشش‌های تابع ریسک تولید نسبت به مصرف نهاده‌ها با استفاده از رابطه ی (۵) بدست آمده و در جدول شماره (۴) آورده شده است.

جدول (۴) کشش ریسک نهاده‌ها

کشش ریسک	سطح زیرکشت	نیروی کار روزمزد	نیروی کار خانوادگی	کود شیمیایی	سموم شیمیایی	کود حیوانی	بذر	نوع دسترسی به آب
کشش ریسک	۰/۹۲	-۱/۶	-۰/۵۵	۰/۸۲	-۰/۴۴	-۰/۱۲	-۰/۳۳	-۰/۱۲
آماره t	۹	-۸	-۷/۲۲	۸/۴	-۶/۶	-۲/۷۷	-۹/۸	-۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

کشش ریسک نهاده‌ها در سطح قابل قبول معنی‌دار است. کشش ریسک تولید نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در میزان مصرف نهاده، نوسان تولید نسبت به میانگین تولید در دوره‌های مختلف تولید و یا در میان کشاورزان متفاوت چند درصد تغییر می‌کند. کشش تابع ریسک نسبت به سطح زیرکشت نشان می‌دهد که با افزایش سطح زیرکشت میزان نوسان تولید شلتوک برنج $0/92$ درصد افزایش می‌یابد. افزون بر آن کشش کل ریسک تولید نیز محاسبه شد. کشش کل ریسک تولید نیز $1/4$ - می‌باشد. کشش کل ریسک دارای علامت منفی است و نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در مصرف نهاده‌ها باعث کاهش $1/4$ درصد ریسک تولید می‌شود.

میزان ضریب تعیین تابع ریسک تولید بسیار پائین است و نشان می‌دهد که نزدیک به 17 درصد از ریسک تولید توسط مصرف نهاده‌ها توضیح داده شده زیرا عوامل مختلف دیگری بر ریسک تولید اثر دارند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بررسی تابع تولید و کشش‌های تولید نهاده‌ها نشان می‌دهد که شالیکاران مورد بررسی با بازده صعودی نسبت به مقیاس روبه‌رو هستند، اما استفاده از بذر در این مزارع به صورت بهینه نیست و باید در جهت کاهش مصرف بذر آموزش‌های لازم به آنان داده شود. تا مصرف این نهاده در سطح بهینه قرار گیرد. تابع ریسک تولید نیز نشان می‌دهد که سطح زیر کشت و کود شیمیایی باعث افزایش ریسک تولید می‌شوند. با توجه به اینکه کاهش مصرف کود شیمیایی باعث کاهش ریسک تولید می‌گردد، می‌توان مصرف کود شیمیایی را با کاهش یارانه این نهاده کاهش داد.

منابع

اداره جهاد کشاورزی اسان گیلان، (۱۳۸۵) آمار وضعیت برنجکاری در استان گیلان.
 ترکمانی، ج.، م، قربانی. (۱۳۷۶)، تأثیر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید: کاربرد تابع تولید
 تصادفی تعمیم‌یافته، مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۲۸، ۲: ۳۷-۴۲.

- ترکمانی، ج. (۱۳۷۹)، مقایسه و ارزیابی روش‌های مختلف گرایش به ریسک بهره‌برداران کشاورزی فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۳۱: ۵۶-۳۱.
- شرزه‌ای، غ. م.، زیبایی، (۱۳۸۰)، اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید پنبه در استان فارس، مجله علوم و صنایع کشاورزی، جلد ۱۵، ۲: ۵۳-۴۹.
- کرباسی، ع. م. سالارپور و م. گزین، (۱۳۸۱)، مدل‌سازی و اندازه‌گیری کارایی اقتصادی در شرایط توأم با ریسک مطالعه موردی ذرت کاران شهرستان فسا، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۴۰: ۶-۴۷.
- کرباسی، ع. و همکاران، (۱۳۸۴)، بررسی عوامل مؤثر بر ریسک تولید زیره آبی و دیم در استان خراسان، مجله علوم و صنایع کشاورزی، جلد ۱۹، ۲: ۶۴-۵۷.
- کهنخا، ا. (۱۳۷۵)، تعیین ضریب ریسک‌گریزی زارعین، مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه زابل، ص: ۴۵-۳۳.
- مقدسی، ر. س. یزدانی، (۱۳۷۵)، بررسی عوامل ریسک تولید (مطالعه موردی محصول سیب زمینی شهرستان فریدون). فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۳: ۲۴۹-۲۶۰.
- یزدانی، س. آ. دوران‌دیش، (۱۳۸۲)، مقایسه بهره‌وری عوامل تولید برنج در مناطق عمده کشت: کاربرد شاخص ترنکوئیست - تیل، مجله علوم و صنایع کشاورزی، جلد ۱۷، ص: ۱۱-۳.
- Harvey, A. C. (۱۹۷۶), Estimating regression model with multiplicative Heteroskedasticity. *Econometrica*, ۴۴: ۶۶۱-۶۶۵.
- Just, R., Pope, R.D. (۱۹۷۸), Stochastic specification production function and economic implications, *Journal of Econometrica*, ۷(۱): ۸۶-۶۷.
- Just, R. Pope, R.D. (۱۹۷۹), Production function and related risk considerations, *American Journal of Agricultural Economics*, ۶۱: ۲۸۴-۱۷۶.
- Kristin. H. R, A.Guttormsen, F. Asche, (۲۰۰۶) Modeling production risk in small subsistence agriculture International Association of Agricultural Economics Conference, Gold Coast, Australia.
- Koundouri, P., C. Nauges, (۲۰۰۵). On production function estimation with selectivity and risk considerations *Journal of Agricultural and Resource Economics*, ۳۰ (۳): ۶۰۸-۵۹۷.

Ramaswami, B.(۱۹۹۲), Production risk and optimal input decision, American Journal of Agricultural Economics, ۷۴: ۸۶۰-۸۶۶.

Roll, H. K., Atel, G. Guttormsen, F. Asche, (۲۰۰۶). Modeling production risk in small scale subsistence agriculture, Contributed paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Gold Coast, Australia.

Schultz, T. (۱۹۷۵), The value of the ability to deal with disequilibria , Journal of Economic Literature, ۱۳(۳) : ۸۲۷-۸۴۶.

Von Braun J., Kennedy, E. Bouis, H. (۱۹۸۹), Comparative Analysis of the Effect of Increased Commercialization of Subsistence Agriculture on Production, Consumption and Nutrition . International Food Policy Research Institute.