مدلسازی کارایی تکنیکی با لحاظ ریسک تولید

(مطالعه موردی مزارع پرورش ماهی سردآبی شهرستان کامیاران)

لیدا علیخانی[1]، قادر دشتی، حسین راحلی، جواد حسین زاد

۱- دانش آموخته ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

۲- ۳ -۴- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

چکیده

نظر به وجود امکانات و پتانسیل ها چشمگیر برای تولید محصولات آبزی همه ساله مقادیر قابل توجهی از فرآورده های شیلات در مناطق مختلف کشور تولید می شود. بر این اساس هدف از این مطالعه ارزیابی کارایی تکنیکی واحد های پرورش ماهی با وجود و لحاظ ریسک تولید می باشد. اطلاعات مورد نیاز از طریق پرسشنامه از ۵۵ واحد تولیدی منطقه پالنگان شهرستان کامیاران به دست آمد. جهت نیل به هدف مطالعه از مدل مرزی تصادفی بهره گرفته شد که طی آن تابع تولید، ریسک و عدم کارایی به طور همزمان برآورد گردید. نتایج مؤید آن است که میزان به کارگیری نهاده های غذا، نیروی کار و بچه ماهی با مقدار تولید ماهی رابطه معنی دار دارند. نتیجه محاسبه کارایی تکنیکی در این واحد ها با در نظر گرفتن ریسک تولید ۶۱ درصد به دست آمد که این مقدار تحت تأثیر مواردی مثل تجربه ، عضویت در تعاونی و شرکت در کلاسهای ترویجی بوده است.

کلمات کلیدی: پرورش ماهی، ریسک تولید، کارایی تکنیکی ، کامیاران، مدل مرزی تصادفی

[1] Lilided64@yahoo.com

مقدمه

بخش کشاورزی نقش عمده ای در توسعه اقتصادی کشور دارد. اهمیت این بخش از نظر امنیت غذایی، ایجاد اشتغال، جلوگیری از خروج ارز و روابط آن با سایر بخش‌ها در خور ملاحظه است. به طور کلی همه تولیدات در معرض عدم قطعیت و ریسک هستند، اما ریسک مرتبط با محصولات کشاورزی به طورویژه ای نمایان و محسوس بوده و خسارت‌های زیادی برای کشاورزان و روستاییان در پی دارد. در این راستا کشاورزان و تولید کنندگان بخش کشاورزی با نوعی عدم اطمینان در تولید، روبرو هستند، در این بین دامنه وسیعی از سیاست‌های مداخله‌ای مانند آموزش، تعلیم و توسعه برنامه‌ها وجود دارد که به عنوان تلاش در جهت افزایش کارایی محصولات کشاورزی در نظر گرفته شوند(ناگس و همکاران[۲] ۲۰۱۰). آبزی پروری در دو دهه اخیربیشترین رشد را در بین سایربخش‌های تولید غذا نشان می‌دهد. بر اساس گزارش سازمان خوار و بار جهانی آبزی پروری تنها منبعی است که بیشترین انگیزش را برای فقرزدایی دارد. رشد بیش از حد جمعیت در بیشتر کشورهای جهان و بخصوص در کشور های توسعه نیافته و یا در حال توسعه،لزوم افزایش سالانه تولید محصولات آبزی را برای کشورهایی که دارای منابع آبی و امکانات مورد نیاز هستند، الزامی کرده است. به واسطه وجود عوامل غیر قابل کنترل و ریسک زا به طور طبیعی کارایی واحد های تولیدی نیز تنزل پیدا می‌کند. از این رو تفاوت‌های مشاهده شده در ستاده واقعی و ستاده مورد انتظار ممکن است تفاوت در کارایی، اختلاف در پیامد های حاصل ازتصمیم گیریهای ریسکی یا هر دو را منعکس کند(ناگس و همکاران،۲۰۱۱). به دلیل اینکه برخی نهاده‌ها سطح واریانس ستاده ها (ریسک تولید)را افزایش می‌دهند در حالی که نهاده های دیگر آن را کاهش می‌دهند،(آشه و توتراس،[۳] ۱۹۹۹). دلایلی را برای اهمیت دادن به ریسک تولید ناشی از بکارگیری نهاده‌ها در تجزیه و تحلیل تجربی رفتار بنگاه‌ها و تغییرات بهره‌وری مطرح کرد. دلیل اول:تولید کنندگان ریسکگریز سطح نهاده ها را طوری انتخاب می‌کند که متفاوت از سطح بهینه نهاده های بکار گرفته شده توسط تولید کنندگان خنثی به ریسک باشد. دلیل دوم:تولید کنندگان ریسک گریز وقتی یک تکنولوژی جدید اتخاذ می‌کنند بخاطر کمبود اطلاعات در زمینه تکنولوژی، نهاده یا ایده مورد نظرلزوماً "یک تکنولوژی با بالاترین تولید متوسط را انتخاب نمی‌کنند.ارزیابی کارایی در بخش تولید بیولوژیکی پیامد های مهمی را در پی دارد. این ارزیابی‌ها اهمیت تأثیر کاربرد نهاده‌ها روی ریسک تولیدرا نشان می‌دهد (جینیک و همکاران،[۴] ۲۰۰۳ و یلانو و فلمینگ،[۵] ۲۰۰۶). این بدان مفهوم است که مشارکت دادن ریسک تولید در اندازه گیری کارایی واحد های تولیدی حائز اهمیت می‌باشد.

---

[2] Nauges et al
[3] Tveterås
[4] Jaenicke et al
4 Villano and Fleming

کشور ایران علی رغم داشتن مرز های آبی طولانی در شمال و جنوب کشور، و وجود منابع آبی فراوان در قسمت‌های مختلف بر خلاف سایر کشورها کار چشمگیری در زمینه تکثیر و پرورش انواع ماهی‌های دریایی،میگوها و صدف‌ها انجام نگرفته است. استان کردستان به دلیل داشتن منابع آبی فراوان و کوهستانی بودن منطقه از مناطق مستعد برای گسترش آبزی پروری و افزایش تولیدات مربوطه محسوب می‌شود. مطابق اطلاعات موجود سالانه بالغ بر۸۰۰ تن از انواع ماهیان خوراکی در این منطقه پرورش داده می‌شودکه علاوه بر مصرف داخلی بخشی از آن به صورت منجمد به کشور عراق نیز صادر می‌شود (سازمان جهاد کشاورزی استان کردستان، ۱۳۹۲). با عنایت به حجم قابل توجه تولید محصولات آبزی در شهرستان کامیاران ضرورت مطالعه علمی پیرامون ابعاد مختلف ریسک تولید و کارایی تکنیکی در راستای بهره‌گیری مطلوبتر از امکانات موجود و نیز کمک به برنامه‌ریزان جهت تدوین سیاست-های اصولی اجتناب ناپذیر است، چرا که شناخت عوامل اثرگذار بر تولید، کارایی و ریسک تولید محصول ماهی می-تواند ضمن ارائه تصویر واقع بینانه از وضع حاکم به تولیدکنندگان، این امکان را فراهم می‌سازد که سیاستگذاران و برنامه‌ریزان مربوط نیز راهکارهای علمی و عملی متناسب با شرایط و ویژگیهای واحدهای تولیدی را اتخاذ نمایند. از همین رو هدف اصلی این مقاله ارزیابی کارایی تکنیکی و ریسک تولید در مزارع پرورش ماهی سردآبی شهرستان کامیاران می‌باشد.

پیشینه تحقیق

در زمینه کارایی تکنیکی و ریسک تولید در خارج و داخل کشور مطالعات متعددی به شکل جداگانه انجام گرفته است، اما مطالعاتی که ارتباط بین این دو را در بر گیرد بسیار محدود می‌باشد. ترکمانی و قربانی (۱۳۷۴)، اثر استفاده از نهاده های مختلف بر ریسک گندم را بررسی کرد نتایج مربوط به برآورد جزء تصادفی تابع تولید نشان داد که تنها بذر و نیروی کار دارای تاثیر مثبت و معنی داری بر ریسک تولید هستند. موسوی و خلیلیان(۱۳۸۴)، با تخمین تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ کارایی تکنیکی تولید گندم در شهرکرد را مورد مطالعه قرار دادند نتایج نشان داد افزایش کارایی فنی تولید به عنوان هدف در تولید تولید گندم به منظور افزایش تولید، عرضه و سرانجام خودکفایی در نظر گرفته شود. دشتی و همکاران(۱۳۹۰)، کارایی تکنیکی واحد های مرغداری گوشتی و عوامل مؤثر بر آن را با استفاده از رهیافت تابع تولید مرزی تصادفی و تخمین همزمان مدل ناکارایی تکنیکی مورد مطالعه قرار دادند.نتایج نشان داد که عواملی مانند تعداد جوجه یک‌روزه، سطح تجهیزات و تعداد دوره‌های تولید در سال دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر کارایی تکنیکی می‌باشند.

وان و باتیس ۱۹۹۲، در مطالعه خود یک تابع تولید مرزی تصادفی جدید را که ریسک تولید نهایی نهاده‌ها مثبت یا منفی باشد، در نظر می‌گیرند. کومباکار (۲۰۰۲) به مطالعه ویژگی‌ها و تخمین ترجیحات ریسکی،ریسک تولید و کارایی تکنیکی پرداخته است. بوکوشوا و هکمن (۲۰۰۶)به مطالعه ریسک و عدم کارایی تکنیکی به عنوان دو منبع احتمالی تغییرات تولید کشاورزی روسیه پرداختند. یک تابع تولید برای برآورد تأثیر نهاده‌ها روی هر دو ریسک و کارایی تکنیکی برآورد شد.نتایج مطالعه نشان داد عدم کارایی تکنیکی ،تنوع تولید در کشاورزی روسیه را افزایش می‌دهد. با توجه به برآورد های مدل، ریسک تولید بی ثباتی تولیدات کشاورزی را افزایش داده، همچنین واکنش مزارع به ریسک تولید ضعیف بوده است.اوگونداری و آکین بوگان (۲۰۱۰)به مدلسازی کارایی تکنیکی با توجه به ریسک تولید مزارع پرورش ماهی در نیجریه پرداختند. یافته‌ها نشان داده است که میانگین تولید ماهی به طور معنی داری تحت تأثیر کار،کود و غذا قرار گرفته است. کود و غذا به عنوان نهاده های افزایش دهنده ریسک معرفی شدند در حالی که کار ریسک تولید را کاهش داده است. از دیگر نتایج این مطالعه این است که در میان سایر عوامل سطح آموزشی کشاورزان مزارع،فرصت‌های بازار و دسترسی آنها به بازارها کارایی تکنیکی مزارع منطقه مورد مطالعه را بهبود بخشیده است.

تیدمان ولاتاش لوهمان[6] (۲۰۱۲) اهمیت ریسک تولید و کارایی تکنیکی به عنوان دو منبع احتمالی در تنوع تولید کشاورزی ارگانیک و کشاورزی معمولی آلمان را به صورت کمی نشان دادند. عوامل مؤثر بر ریسک تولید و عدم کارایی تکنیکی بر اساس ترکیب چارچوب تولید تصادفی جاست و پاپ و تحلیل مرزی تصادفی قابل بررسی است. نتایج نشان داد که ریسک تولید موجب تنوع محصولات زراعی در هر دو گروه مزارع شده است. زمین و کار به عنوان نهاده های افزایش دهنده ریسک معرفی شده‌اند در حالیکه اعطای سرمایه بیشتر،هزینه های بذر و بالا بودن کیفیت خاک کاهش دهنده ریسک هستند. همچنین عدم کارایی تکنیکی به عنوان یک منبع ثانوی و فرعی تنوع تولید اهمیت دارد.

مدل مفهومی و سؤال‌های تحقیق

رای تخمین کارایی از دو رهیافت عمده پارامتریک و ناپارامتریک وجود دارند. رهیافت‌های پارامتریک با یک فرم تابعی مشخص می‌شوند در حالیکه رهیافت‌های ناپارامتریک به فرم خاصی نیاز ندارند. از این میان رهیافت تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) و رهیافت تابع مرزی تصادفی (SFP) به طور وسیع مورد توجه و استفاده قرار گرفته‌اند. اولین گزارش در مورد ارتباط میان استفاده از نهاده‌ها و ریسک تولید توسط دایلون و اندرسون ارائه گردید. همچنین اولین تلاشها در پی کمی کردن رابطه بین میزان استفاده از نهاده‌ها و میزان ریسک تولید توسط جاست و پاپ صورت گرفت. به اعتقاد جاست و پاپ، یک تابع تولید مناسب برای بررسی اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید باید قادر باشد

[6]Tiedemann and Latacz-Lohmann

صعودی، نزولی و یا ثابت بودن اثر مصرف یک نهاده را بر ریسک تولید نشان دهد. از همین رو سوالات اصلی این تحقیق عبارتند از:

۱- چه عواملی بر تولید محصول ماهی منطقه کامیاران مؤثر هستند؟

۲- چه عواملی بر ریسک تولید محصول ماهی در منطقه کامیاران مؤثر هستند؟

۳- مهم ترین عوامل اثر گذار بر کارایی تکنیکی تولید کنندگان ماهی چه مواردی را شامل می شود؟

روش‌شناسی:

مدل مرزی تصادفی (SFA) یک روش پارامتریک تجزیه و تحلیل کارایی است که اساس آن به آیگنر و همکاران (۱۹۷۷) و میوسن و واندن بروک (۱۹۷۷) بر می‌گردد. باتیس و کورا مدل SFA را به صورت رابطه (۱) ارائه نمودند:

$$y_i=f(x_i;\beta)+(v_i-u_i) \qquad (۱)$$

که در آن y_i معرف مقدارستاده تولید کننده i و x_i نشانگر مقدار نهاده مصرفی برای تولید y_i و β برداری از پارامترهاست. مشخصه اصلی مدل SFA عبارت خطای دو بخشی آن (v_i-u_i) است. در اینجا v_i توصیف انحراف از مرز تولید به دلیل وجود اثرات تصادفی است در حالیکه u_i انحراف از مرز تولید به دلیل عدم کارایی تکنیکی را نشان می‌دهد. جاست و پاپ مدلی متشکل از دو تابع را پیشنهاد کردند:

$$y= f(x;\beta)+\varepsilon =f(x;\beta)+g(z;\gamma)v \qquad (۲)$$

در اینجا $f(x;\beta)$ نشان دهنده تابع تولید قطعی معمولی است و $g(z;\gamma)$ جزء تصادفی است که ارتباط بین سطح نهاده‌ها و تغییر پذیری محصول را نشان می‌دهد و v یک عبارت خطا با توزیع نرمال است. به عنوان یک نتیجه نهاده x_i می‌تواند اثرات متفاوتی روی سطح ستاده مورد انتظار و واریانس ستاده داشته باشد. در اینجا ستاده مورد انتظار با $E(y)=f(x;\beta)$ و واریانس ستاده با $V(y)=V(\varepsilon)=g^2(z;\gamma)$ مشخص می‌شود تأثیر نهایی نهاده x_i یعنی مشتق جزئی واریانس نسبت به این نهاده که می‌تواند مثبت، منفی و یا صفر باشد.

$$\frac{\partial V(y)}{\partial x_i}=2g(z;\gamma)\frac{\partial g}{\partial x_i} < \text{ or } = \text{ or } >0 \qquad (۳)$$

وقتی که افزایش در سطح نهاده منجر به افزایش در واریانس ستاده می‌شود گفته می‌شود که ریسک نهایی این نهاده مثبت است در مقابل یک نهاده دارای ریسک نهایی منفی است وقتی استفاده بیشتر از نهاده موجب کاهش واریانس ستاده می‌شود. فرم تجربی جاست و پاپ به شکل رابطه (۴) می‌باشد:

$$Yi=f(xi;\alpha)+h(xi;\beta)vi \qquad (۴)$$

Y نشان دهنده ستاده، x نهاده مصرفی، $f(xi;\alpha)$ نشان دهنده تابع تولید و $h(xi;\beta)$ تابع واریانس تولید یا همان ریسک تولید را نشان می‌دهد که اجازه می‌دهد واریانس ناهمسانی در جزء اخلال v به صورت $h(x)=\sigma_v^2$ باشد. فرض می‌شود vi دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 می‌باشد. ضریب تابع $h(x)$ در مدل بیانگر ریسک

تولید نهایی با توجه به نهاده متغیر xاست. این ضریب می‌تواند بسته به علامت hj مثبت یا منفی باشد . بطور معمول سه روش برای گسترش مدل جاست و پاپ بگونه‌ای‌که جز عدم کارایی را هم شامل شود وجود دارد:

۱) فرم جمع پذیر: در این حالت کارایی (عدم کارایی) تکنیکی به تابع واریانس تولید اضافه می‌گردد ضمن اینکه جزء تصادفی ناشی از عدم قطعیت تولید نیز به آن افزوده می‌شود. در واقع باتیس و همکاران به طور جمع شونده ساختار مدل SFP معمولی را که توسط آیگنر و همکاران پیشنهاد شده بود در داخل مدل جاست و پاپ لحاظ کردند. نتیجه یک مدل SFP با ویژگی ریسک کشش پذیر به صورت رابطه (۵) خواهد بود :

$$Y=f(x;\alpha)+h(x;\beta)(v-u) \qquad (۵)$$

y، x ،f(x) ،h(x) و v پیشتر تعریف شده اند u جز اخلالی است که عدم کارایی تکنیکی را به صورت $\sigma_u^2=h(x)$ در نظر می گیرد.

۲) فرم حاصلضرب: در این حالت کارایی (عدم کارایی) تکنیکی همراه با تابع تولید بصورت رابطه (۳) نشان داده می‌شود:

$$Y=f(x;\alpha)(1-u)+h(x;\beta) \qquad (۶)$$

در این حالت یک فرض اضافی هم به صورت رابطه $Exp\{-u\}=1-u$ ارائه می‌گردد.

۳) در یک فرم انعطاف پذیرتر که توسط کومبهاکار(۱۵) پیشنهاد شده یک تابع جمع پذیر$q(x)$ برای توضیح کارایی (عدم کارایی) تکنیکی معرفی می‌شود. کومباکار مدل باتیس و همکاران (۱۹۹۷) را بسط داد تا بتواند اثرات نهاده‌های متغیر و فرم تابعی روی واریانس ناهمسانی در vوu را متفاوت نشان دهد:

$$Y=f(x,\alpha)+h(x,\beta)v-q(x,z)\,u \qquad (۷)$$

$q(x,z)$ بیانگر اثرات نهاده‌ها و متغیر های اجتماعی- اقتصادی کشاورزان روی اثرات عدم کارایی تکنیکی است،که اجازه می‌دهد واریانس ناهمسانی در عدم کارایی عبارت خطای u به صورت $\sigma_u^2=h(x)$ باشد. جینیک و همکاران (۲۰۰۳)، مدل کومباکار (۲۰۰۲) را اصلاح کردند تا واریانس ناهمسانی در جزء اخلال تصادفی v و ناهمگنی در میانگین عدم کارایی (جزء u) لحاظ گردد. جاست و پاپ (۱۹۷۸) استدلال کردند $f(x)$ به طور ضمنی با یک فرم تابعی درجه دوم تعمیم یافته به صورت رابطه (۸) مشخص می‌شود:

$$Yi=\left(\beta_0+\sum_{j=1}^{n}\beta_j x_j+{}^1/_2\sum_{j=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\beta_{kj}\,X_k X_j\right) \qquad (۸)$$

همچنین مشابه مطالعات کومباکار۲۰۰۲، جینیک و همکاران ۲۰۰۳، بوکوشواو همکاران، ۲۰۰۶یک فرم تابعی کاب داگلاس در پژوهش حاضر جهت برآورد واریانس تابع به صورت رابطه (۹) مورد استفاده واقع می‌شود.

$$\sigma_v^2=h(\varphi_0\prod_{j=1}^{n}xj^{\varphi j}) \qquad (۹)$$

فرض شده که بردار متغیر های xj واریانس تابع یا ریسک تولید در نهاده‌ها را توضیح می‌دهند این مورد در مطالعات تجربی متعدد مورد استفاده واقع گردید.. همان طوری که جینیک و همکاران (۲۰۰۳)مطابق رابطه (۱۰) نشان دادند(اوگونداری و آکین بوگان ۲۰۱۰).

$$\mu_i = q(\delta_0 + \sum_{j=1}^{n} \delta_j x_j + \sum_{t=1}^{n} \delta_t z_t \qquad (۱۰)$$

yi عملکرد محصول برداشت شده به وسیله مزرعه i ام و x(s) برداری از متغیرهای توضیحی jاز نهاده های قابل استفاده به وسیله مزرعه iام است. $z(s)$ بردارهایی از مشخصه های تولیدی T، متغیر های اجتماعی و اقتصادی کشاورزان و μ_i نشان دهنده متوسط عدم کارایی است. β و φ و δ پارامترهای نامعلومی هستند که جهت بدست آوردن کشش نهاده‌ها، ریسک نهایی نهاده و اثرات عدم کارایی نهاده‌ها و متغیر های اجتماعی _اقتصادی کشاورزان بایستی برآورد شوند. پارامتر های مدل مرزی تصادفی SFP با لحاظ ریسک تولید و عدم کارایی تولید در قالب مدل‌های ۸، ۹ و ۱۰ بطور همزمان تخمین زده می‌شود. برای این منظور از رهیافت تخمین خطی حداکثر راستنمایی بهره گرفته خواهد شد. در این مطالعه با توجه به اهداف بیان شده و به منظور تعیین کردن عوامل مؤثر بر تولید ماهی، عدم کارایی تکنیکی و ریسک تولید تابع درجه دوم تعمیم یافته برای تولید، تابع خطی ساده برای عدم کارایی تکنیکی و تابع کاب داگلاس برای ریسک به طور همزمان تخمین زده شدند. با توجه به بررسی‌های انجام شده در منطقه مورد مطالعه مقدار بچه ماهی رها سازی شده در ابتدای دوره تولید، غذا و کار به عنوان متغیرهای توضیحی و تجربه مدیر، شرکت در کلاسهای آموزشی و سابقه عضویت در تعاونی به عنوان متغیر های اقتصادی_ اجتماعی مشخص شدند. همچنین از آنجا که رهیافت تابع مرزی تصادفی پارامتری است و استنباط آماری برای پارامترها و ضرایب آن انجام می‌شود، باید صحت نتایج برآورد مورد آزمون قرار بگیرد فرضیه مطرح شده در این پژوهش صفر بودن پارامتر های مربوط به ریسک تولید است که در این حالت مقدار کارایی تکنیکی بیشتر از حالتی خواهد بود که ریسک وجود دارد.

جامعه آماری تحقیق حاضر شامل ۵۵ واحد پرورش ماهی فعال در شهرستان کامیاران می‌باشد. گردآوری داده‌ها با تکمیل پرسشنامه انجام شده است. به این منظور اقدام به جمع‌آوری داده‌های آخرین دوره تولیدی واحدهای پرورش ماهی شهرستان کامیاران در سال ۱۳۹۱ گردید که در نهایت از اطلاعات مربوط به ۵۵ واحد پررش ماهی فعال برای تجزیه و تحلیل استفاده شد. با توجه به بررسی های انجام شده در منطقه مورد مطالعه مقدار بچه ماهی رهاسازی شده در ابتدای دوره تولید ، غذا و کار به عنوان متغیرهای توضیحی به ترتیب با W، F و L همچنین تجربه مدیر، شرکت در کلاسهای آموزشی و سابقه عضویت در تعاونی به عنوان متغیر های فردی- اجتماعی به ترتیب با E، N و H مشخص شدند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

نتایج مربوط به تخمین تابع مرزی تصادفی با لحاظ ریسک و بدون در نظر گرفتن آن در جدول ۱ ارائه شده است. قسمت اول جدول ضرایب تابع تولید، بخش میانی و انتهایی توابع ریسک تولید و عدم کارایی تکنیکی را نشان می‌دهند.

جدول ۱- نتایج تخمین مدل مرزی تصادفی تولید و کارایی با لحاظ ریسک و بدون آن

نتایج تخمین مدل بدون ریسک		نتایج تخمین مدل با لحاظ ریسک		پارامترها	متغیر
آماره T	ضرایب	آماره T	ضرایب		
					تابع تولید
۲/۷۳	۳۹/۳۲۷***	-۲/۶۵	۴۴/۴۳۱***	β_0	Constant
-۱/۷۱	-۱/۰۸*	- ۲/۲۹	-۱۴/۶۸۲***	β_1	F
-۱/۵۹	-۱/۵۹۷*	-۱/۵۶	-۰/۹۹*	β_2	L
-۱/۶۱	-۰/۱۸۳*	۲/۰۳	-۰/۳۰**	β_3	L
-۱/۳۸	-۱/۷۸*	۰/۲۸	-۰/۴۰	β_4	F^2
۰/۰۵	-۰/۰۰۳	۰/۸۰	-۰/۲۰	β_5	L^2
-۱/۳۳	-۰/۰۰۱*	-۰/۳۴	۰/۰۰۰۲	β_6	W^2
۲/۴۵	۱/۶۶۴***	-۰/۴۳	۱/۵۳	β_7	F*L
۰/۰۲۸	۰/۰۴۹۱	۰/۰۴	-۰/۰۰۸	β_8	F*W
۰/۴۹	۰/۰۱۷۳	۳/۱۰	۰/۱۲۹***	β_9	L*W
					تابع ریسک
-	-	-۱/۱۷	-۲/۳۰۸	Ψ_0	Constant
-	-	-۱/۱۸	-۰/۶۰۷	Ψ_1	ln L
-	-	۰/۰۴	۰/۷۰۵	Ψ_2	ln F
-	-	۰/۱۹	۰/۶۸۷	Ψ_3	lnW
					تابع عدم کارایی تکنیکی
۰/۹۰	۳/۰۰۳	۲/۸۹	۳/۷۰***	δ_0	Constant
۱/۷۸	۰/۷۳۷*	۱/۰۷	۰/۱۴	δ_1	F
-۲/۳۳	-۰/۰۰۰۳***	-۱/۶۶	-۰/۰۰۲۸*	δ_2	L
-۰/۲۱	-۰/۰۰۲	۰/۱۷	۰/۰۰۰۳۷	δ_3	W
-۲/۸۱	-۰/۱۹۲***	-۱/۷۸	-۰/۲۲۹**	δ_4	E
-۴/۶۸	-۱/۸۶***	۴/۹۲	-۱/۰۲***	δ_5	M
-۱/۰۸	-۰/۱۳۴	-۱/۲۵	-۰/۰۲۷۹	δ_6	N
-	۵۵	-	۵۵	N	تعداد مشاهدات
-	۲۳۰/۱۹	-	۱۸۵/۷۹	Wald	آزمون والد
-	۷۳/۲۱	-	۶۱/۹۸۱	llf	لگاریتم راستنمایی

***، **، * به ترتیب معنی داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می دهد.

مقادیر میانگین کشش نهاده‌ها برای غذا، کار و بچه ماهی به ترتیب ۰/۷۸۱، ۰/۳۹۷و ۰/۰۳۸- است. این موضوع بیانگر آن است، به ازای یک درصد تغییر در نهاده غذا مقدار تولید ۰/۷۸۱درصد افزایش می‌یابد به همین ترتیب یک درصد تغییر در بکارگیری نهاده نیروی کار میزان تولید را ۰/۳۹۷ درصد متأثر خواهد کرد. با توجه به مقادیر عددی کشش‌ها غذا و کار نهاده‌هایی هستند که در ناحیه اقتصادی تولید یعنی ناحیه دوم به کار گرفته شده‌اند هر چند که ممکن است در حد بهینه از آنها بهره گرفته نشود. یعنی الزاماً سودآورترین مقدار این دو عامل در فرایند تولید ماهی بکار گرفته نشوند. در مورد بچه ماهی نیز می‌توان گفت یک درصد تغییر در مقدار این نهاده میزان تولید را ۰/۰۳۸ درصد کاهش خواهد داد. این نتایج با یافته های در مطالعات توتراس،(۱۹۹۹)و اوگونداری،(۲۰۱۰) همسو می‌باشد. مجموع کشش نهاده‌ها معادل بازده نسبت به مقیاس(RTS) می‌باشد. بدین ترتیب مجموع کشش‌ها نشان می‌دهد که اگر در بلند مدت همه نهاده‌ها به طور متناسب یک درصد افزایش یابند مقدار تولید در حدود ۱/۱۴ درصد افزایش می‌یابد.

به منظور نشان دادن اثرات ریسک در تولید از آزمون نسبت راستنمایی تعمیم یافته با فرضیه صفر بودن همزمان ضرایب تابع واریانس به صورت رابطه زیر استفاده گردید این آماره دارای توزیع کای دو و درجه آزادی تعداد محدودیت‌ها مدل مقید می‌باشد:

$$LR= -2\ln[L(H_{UR}) - L(H_R)] = -2\ [(-73/21) - (-61/98)\ ] = 22/45$$

مقدار LR مساوی ۲۲/۴۵ به دست آمده است که از مقدار بحرانی جدول در سطح معنی داری یک درصد (۱۱/۳۴) بیشتر است و لذا فرض مبنی بر صفر بودن ضرایب تابع واریانس رد می‌شود.

در جدول ۲ نتایج مربوط به کارایی تکنیکی با فرض وجود جزء ریسک کشش پذیر و بدون آن آورده شده است. ملاحظه می‌شود که مقادیر کارایی تکنیکی مزارع بدون درنظر گرفتن جزء ریسک کشش پذیر دامنه ای از ۱۴/۸ تا ۹۸/۸ درصد با مقدار متوسط ۷۳/۱ درصد دارا می‌باشد. در حالیکه میانگین کارایی تکنیکی با در نظر گرفتن جزء ریسک کشش‌پذیر برابر۶۱/۵ درصد بوده که حداقل و حداکثر آن به ترتیب ۱۱/۵ و ۹۹/۶ درصد خواهد بود. بدین ترتیب ملاحظه می‌شود لحاظ ریسک در فرایند تولید به شکل آشکاری میزان کارایی مزارع پرورش ماهی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به گونه‌ای که بدون در نظر گرفتن ریسک عدم کارایی تکنیکی حدود ۲۷ درصد و با لحاظ ریسک ۳۸/۵ درصد می باشد.

جدول ۲- مقادیر کارایی تکنیکی با وجود ریسک و بدون ریسک

	حداقل	حداکثر	متوسط	عدم کارایی
کارایی با لحاظ ریسک	۱۱/۵	۹۹/۶	۶۱/۵	۳۸/۵
کارایی بدون ریسک	۱۴/۸	۹۹/۸	۷۳/۱	۲۶/۹

بحث و نتیجه گیری

این مطالعه به برآورد کارایی تکنیکی به وسیله تعمیم مدل SFP تمرکز کرده است تا ریسک تولید نهاده‌ها را در ۵۵ مزرعه پرورش ماهی شهرستان کامیاران مورد بررسی قرار دهد. برآورد الگوی تابع تولیددرجه دوم تعمیم یافته به همراه توابع ریسک و کارایی حاکی از تاثیر معنی دار نهاده های بچه ماهی ،نیروی کار و غذا بر میزان تولید محصول ماهی در واحدهای مورد مطالعه دارد. یافته های تحقیق نشان می‌دهد که کارایی تکنیکی مزارع بدون در نظر گرفتن جزء ریسک انعطاف پذیر غیر واقعی است. تفاوت در مقدار کارایی واحد ها در هر دو حالت نشان می‌دهد که می توان با همین نهاده ها و امکانات سطح تولید را به شکل قابل ملاحظه ای افزایش داد این افزایش تولید وقتی بیشتر خواهد شد که منابع ایجاد ریسک را هم بتوان کنترل نمود. بدین ترتیب می توان استنباط کرد که با لحاظ ریسک تولید می‌توان با بهره‌گیری کارا از منابع موجود و کنترل منابع ایجاد کننده ریسک، میزان تولید محصول را به میزان ۳۸ درصد افزایش داد در حالیکه بدون در نظر گرفتن ریسک این رقم به ۲۷ درصد می‌رسد.

نتایج همچنین نشان داد که متغیر بچه ماهی و غذا تنوع تولید را افزایش می‌دهند در حالی که کار تغییر پذیری ستاده را کاهش می‌دهد. برآورد کارایی تکنیکی مزارع پرورش ماهی در شهرستان کامیاران نشان می‌دهد که در میان سایر عوامل تجربه، سابقه عضویت در تعاونی و تعداد دفعات رفتن به کلاسهای آموزشی کارایی تکنیکی مزارع را بهبود خواهد بخشید. شرکت در دوره های آموزشی و ترویجی عامل مهمی در بهبود کارایی واحد های تولیدی می‌باشد لذا تداوم برگزاری دوره های آموزشی و ترویجی متناسب با نیاز های تولید کنندگان پیشنهاد می‌شود. با عنایت به تأثیر عامل تجربه در تقلیل عدم کارایی بهتر است در مدیریت واحد های تولیدی از وجود افراد مجرب و نیز نیروهای دارای دانش علمی مربوط بهره گرفته شود. همچنین کار به عنوان یک نهاده کاهش دهنده ریسک و غذا و بچه ماهی نهاده های افزایش دهنده ریسک هستند و بنابراین باید لذا از نیروی کار خانوادگی در فرایند تولید بهره بیشتری گرفته شود.

منابع:

۱- ترکمانی، جواد و قربانی، محمد، ۱۳۷۵. تأثیر مصرف نهاده ها بر ریسک تولید :کاربرد تابع تولید تصادفی تعمیم یافته .مجله علوم کشاورزی ایران شماره ۲۸،صفحه های ۴۲-۳۷

۲- دشتی، قادر، یاوری، سمیه، پیش بهار، اسماعیل، حیاتی، باب اله، ۱۳۹۰. عوامل مؤثر بر کارایی تکنیکی واحد های مرغداری گوشتی شهرستان سنقر و کلیایی. نشر پژوهش‌های علوم دامی شماره ۳، صفحه های ۹۵-۸۳

۳- موسوی، سیدحبیب اله و خلیلیان، صادق، ۱۳۸۴. بررسی عوامل اثر گذار برکارایی فنی تولید گندم . فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۵۲، صفحه های ۶۰- ۴۵.

4- Aigner,D.J., A. K.Lovell, and P.Schmidt.(1977). Formation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics 6:21–37*

5- Aigner, D.J. and S.F. Chu (1968), "On estimating the industry production function", American Economic Review 58, 826-8S9.

6- Asche,F., and R.Tveterås.(1999). Modeling production risk with a two-step procedure. *Journal of Agricultural and Resources Economics 24:424–439.*

7- Battese, G.E., A.N. Rambadi, and G.H.Wan. (1997). A stochastic frontier production function with flexible risk properties. *Journal of Productivity Analysis 8:269–280*

8- Bokusheva, R., and H.Hockmann. (2006). Production risk and technical inefficiency in Russian agriculture. *European Review of Agricultural Economics 33(1):93–118..*

9- Farrell, M. J., (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal StatisticalSociety 120: 253–290*

10- Jaenicke, E.C., D.L. Frechette, and J.A.Larson.(2003). Estimating production risk and inefficiency simultaneously: an application to cotton cropping systems. *Journal of Agricultural and Resource Economics 28(3):540–557*.

11- Just, R.E. and Pope. (1978). Stochastic specification of production functions and econometric implications. *Journal of Econometrics 7:67–86.*

12- Just, R. E. and Pope, R. D. (1979). Production function estimation and related risk considerations, *American Journal of Agricultural Economics, Vol. 61, pp. 276–284.*

13- Kumbhakar, S.C., (2002). Specification and estimation of production risk, risk preferences and technology. *American Journal of Agricultural Economics 88(1): 8–22.*

14- Meeusen, W., and J.Vanden Broeck.1977. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error. International Economic Review 18:435–444.

15- Nauges, C., C. J. O'Donnell, and J. Quiggin. (2011). Uncertainty and technical efficiency in finnish agriculture. *European Review of Agricultural Economics 38(4):449–467.*

16- Ogundari, K., and O. Akinbogun. (2011). Modeling technical efficiency with production risk. *Marine Resource Economics 25:295–308.*

17- Tiedemann, T., and U. Latacz-Lohmann. (2012). Production risk and technical efficiency in organic and conventional agriculture. *Journal of Agricultural Economics64 (1):73–96.*

18- Villano, R., and E. Fleming. (2006). Technical inefficiency and production risk in rice farming: evidence from Central Luzon Philippines. *Asia Economic Journal 20(1):29–46.and conventional agriculture*. *Journal of Agricultural Economics64 (1):73–96.*