

## کارایی تکنیکی و ریسک تولید در مزارع پرورش ماهی سردآبی شهرستان کامیاران

لیدا علیخانی<sup>۱</sup>، قادر دشتی<sup>۲</sup>، حسین راحلی<sup>۲</sup> و جواد حسین زاد<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۹۳/۶/۳۱ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۱/۲۱

<sup>۱</sup> کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

<sup>۲</sup> دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

\*مسئول مکاتبه: Email: ghdashti@yahoo.com

### چکیده

**زمینه مطالعاتی:** ریسک تولید و تاثیر آن بر کارایی واحدهای تولیدی یکی از مباحث مهم مدیریت مزرعه می‌باشد. **هدف:** مقاله حاضر به بررسی ارتباط کارایی تکنیکی با ریسک تولید در مزارع پرورش ماهی شهرستان کامیاران می‌پردازد. **روش کار:** داده‌های مورد نیاز از طریق تکمیل پرسشنامه از ۵۵ واحد در مجتمع پرورش ماهی کامیاران جمع آوری شد. برای نیل به هدف تحقیق از مدل مرزی تصادفی که در آن همزمان توابع تولید، ریسک و عدم کارایی تکنیکی تخمین زده می‌شود، استفاده گردید. **نتایج:** یافته‌ها نشان داد که تولید محصول ماهی به طور معنی‌داری تحت تأثیر نهاده‌های غذا، نیروی کار و بچه ماهی است. همچنین عوامل تولید غذا و تعداد بچه ماهی نهاده‌های افزایش دهنده ریسک و نیروی کار نهاده کاهش دهنده ریسک می‌باشند. به علاوه مواردی نظیر نیروی کار، تجربه مدیران، سابقه عضویت در تعاونی و شرکت در کلاسهای آموزشی و ترویجی عدم کارایی تکنیکی واحدها را کاهش می‌دهند. **نتیجه‌گیری نهایی:** محاسبه کارایی تکنیکی واحدها نشان داد که تخمین مدل بدون لحاظ ریسک مقادیر کارایی (۷۳ درصد) را دچار خطای بزرگمائی می‌کند. از این رو بهتر است در اندازه‌گیری کارایی مزارع به ریسک تولید نیز توجه شود.

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

### مقدمه

برنامه‌ها وجود دارد که ممکن است به عنوان تلاش در جهت افزایش کارایی محصولات کشاورزی در نظر گرفته شود (ناگس و همکاران ۲۰۱۱). میزان استفاده از نهاده‌های مختلف به ویژه نهاده‌های جدید از مهمترین عوامل مؤثر بر نوسان تولید محصولات کشاورزی می‌باشد. این نهاده‌ها از یکسو موجب بهبود بهره‌وری عوامل تولید در واحدهای کشاورزی می‌شوند و از سوی دیگر سبب افزایش نوسانات تولید و در نتیجه ریسک و عدم قطعیت بیشتری می‌گردند. شناسایی

به طور کلی همه تولیدات در معرض عدم قطعیت و ریسک هستند، اما ریسک مرتبط با محصولات کشاورزی به طور ویژه‌ای نمایان و محسوس بوده و خسارت‌های زیادی برای تولیدکنندگان بخش کشاورزی در پی دارد. در این راستا کشاورزان و تولیدکنندگان بخش کشاورزی با نوعی عدم اطمینان در تولید، روبرو هستند. در این بین دامنه وسیعی از سیاست‌های مداخله‌ای مانند آموزش، تعلیم و توسعه

کشاورزی حیاتی است (و یلان و فلمینگ ۲۰۰۶). این بدان مفهوم است که مشارکت دادن ریسک تولید در اندازه‌گیری کارایی واحدهای تولیدی حائز اهمیت می‌باشد، تجربه کشاورزی، آموزش و دسترسی به بازار مناسب به طور قابل توجهی عدم کارایی تکنیکی کشاورزان را کاهش می‌دهند. برآورد کارایی تکنیکی نشان می‌دهد میزان این کارایی دچار خطای بزرگنمایی خواهد شد اگر تکنولوژی تولید بدون لحاظ جزء ریسک در نظر گرفته شود.

با وجود تلاش‌های مستمر به منظور ثبات بیشتر در عرضه مواد غذایی با کیفیت برای جمعیت در حال رشد هنوز بخش بزرگی از جمعیت کشور های توسعه یافته از فقر غذایی مزمن رنج می‌برند از همین رو حصول اطمینان از تولید و عرضه کافی مواد غذایی بحث اصلی امنیت غذایی در کشور های در حال توسعه در طول دهه های گذشته بوده است. سیاست کشاورزی در کشورهای در حال توسعه همچنان بر افزایش عرضه محصولات کشاورزی سنتی به ویژه از طریق بکارگیری منابع تولید در مزارع جهت دستیابی به امنیت غذایی متمرکز بوده است (احمد و همکاران ۱۹۹۹ و ویلیامز ۱۹۹۹). با این حال با عنایت به محدودیت عوامل تولید این دیدگاه به سرعت در حال تغییر است. به طوری که در راستای پاسخگویی به نیازهای غذایی جمعیت در حال رشد در طی دهه های اخیر تولید و عرضه محصولات دامی و آبی گسترش یافته است (دلگادو و کوربویس ۱۹۹۸). 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 به خصوص در داخل کشور بسیار محدود می باشد. بوکوشوا و حکمان (۲۰۰۶) به مطالعه ریسک و عدم کارایی تکنیکی به عنوان دو منبع احتمالی تغییرات تولید کشاورزی روسیه پرداختند. تجزیه و تحلیل داده‌های پانل دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۶ مربوط به ۴۴۳ شرکت بزرگ کشاورزی روسیه

منابع ریسک در تولید محصولات کشاورزی و دخالت دادن این عوامل در تولید و برنامه‌ریزی‌ها به خصوص در سطح کلان، باعث کاهش ریسک تولید و افزایش تولیدات کشاورزی شده و هم زمان با افزایش تولیدات بخش کشاورزی، سبب بهبود درآمد کشاورزان شده و در مجموع کشاورزی را به سمت تجاری شدن سوق خواهد داد (کوپاهی و همکاران ۱۳۸۸).

در میان فعالیت‌های مرتبط با کشاورزی آبی‌زی پروری در دو دهه اخیر بیشترین رشد را در بین منابع تولید غذا نشان می‌دهد. بر اساس گزارش سازمان خوار و بار جهانی آبی‌زی پروری تنها منبعی است که بیشترین انگیزش را برای فقرزدایی دارد. رشد بیش از حد جمعیت در بیشتر کشورهای جهان و بخصوص در کشورهای توسعه نیافته و یا در حال توسعه، لزوم افزایش سالانه تولید محصولات آبی‌زی را برای کشور هایی که دارای منابع آبی و امکانات مورد نیاز هستند، تقویت کرده است (فائو ۲۰۰۵). به طور کلی عدم قطعیت و ریسک در بخش آبی‌زی پروری به خاطر شرایط نامساعد آب و هوایی، آفات و شیوع بیماریها نمود بیشتری پیدا می‌کند. بر اساس تحقیقات صورت گرفته تأثیر این ریسک روی تولید از طریق انتخاب و تأثیر نهاده‌ها روی تغییرات ستاده‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد که این مورد به عنوان ریسک تولید نهاده‌ها شناخته شده است (جاست و پاپ ۱۹۷۸ و یلان و فلمینگ ۲۰۰۶). به واسطه وجود عوامل غیرقابل کنترل و ریسک‌زا به طور طبیعی کارایی واحدهای 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 پیامدهای حاصل از تصمیم‌گیری‌های ریسکی یا هر دو را منعکس کند (ناگس و همکاران ۲۰۱۱). ارزیابی کارایی در بخش تولید بیولوژیکی پیامدهای مهمی را در پی دارد. این ارزیابی‌ها اهمیت تأثیر کاربرد نهاده‌ها روی ریسک تولید را نشان می‌دهد، که برای برنامه‌ریزی‌های توسعه

به صورت منجمد به کشور عراق نیز صادر می‌شود (سازمان جهاد کشاورزی استان کردستان ۱۳۹۲). یکی از مراکز مهم پرورش ماهی استان کردستان در روستای پالنگان واقع در فاصله ۴۵ کیلومتری شهرستان کامیاران می‌باشد. مجتمع پرورش ماهیان سردآبی پالنگان ظرفیت تولید ۵۴۰ تن ماهی قزل‌آلای رنگین‌کمان و تکثیر ۳ میلیون قطعه بچه ماهی در سال را دارا می‌باشد که با بهره‌گیری از تکنولوژی نوین و اعمال مدیریت اصولی، ظرفیت تولید این مجتمع می‌تواند افزایش قابل توجهی داشته باشد. علیرغم وجود منابع چشمگیر طبیعی و بکارگیری نهاده‌های مختلف بنظر می‌رسد از تمامی منابع و پتانسیل‌های موجود در منطقه به شکل کارا بهره گرفته نمی‌شود. وجود عوامل و منابع ایجادکننده ریسک در پرورش محصولات آبی در مجموع سبب گردیده که کارایی واحد‌های تولیدی در حد بالایی نبوده و لذا بهره‌وری عوامل تولید در حد پایین تری قرار داشته باشد. بنا بر این با عنایت به حجم قابل توجه تولید محصولات آبی 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 سیاست‌های اصولی اجتناب‌ناپذیر است. چرا که شناخت عوامل اثرگذار بر تولید، کارایی و ریسک تولید محصول ماهی می‌تواند 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.

نشان داد عدم کارایی تکنیکی، تنوع تولید در کشاورزی روسیه را افزایش می‌دهد. به علاوه با توجه به برآوردهای مدل، ریسک تولید کمک قابل ملاحظه‌ای به بی‌ثباتی میزان تولیدات کشاورزی کرده است. اوگوندی و آکین بوگون (۲۰۱۱) به مدلسازی کارایی تکنیکی با توجه به ریسک تولید مزارع پرورش ماهی در نیجریه پرداختند. برای این منظور از داده‌های جمع‌آوری شده از ۶۴ مزرعه و مدل مرزی تصادفی توأم با ریسک استفاده گردید. یافته‌ها موید آن بود که تولید ماهی به طور معنی‌داری تحت تأثیر کار، کود و غذا قرار گرفته است. کود و غذا به عنوان نهاده‌های افزایش دهنده ریسک معرفی شدند در حالیکه نیروی کار ریسک تولید را کاهش داده است ضمن اینکه عواملی نظیر سطح تحصیلات کشاورزان، فرصت‌های بازار و دسترسی آنها به بازارها کارایی تکنیکی مزارع منطقه مورد مطالعه را بهبود بخشیده است. تیدمان و لوهمان (۲۰۱۲) در مطالعه اهمیت ریسک تولید و کارایی تکنیکی در تولید محصولات ارگانیک و کشاورزی متعارف آلمان نتیجه گرفتند که ریسک تولید موجب تنوع محصولات زراعی در هر دو گروه مزارع شده است. زمین و کار به عنوان نهاده‌های افزایش دهنده ریسک معرفی شده اند در حالیکه اعطای اعتبارات بیشتر، هزینه‌های بذر و بالا بودن کیفیت خاک کاهش دهنده ریسک هستند. بدین ترتیب لحاظ ریسک تولید و ارزیابی اثرگذاری آن بر کارایی تکنیکی در مطالعات بخش کشاورزی از جایگاه ممتازی برخوردار می‌باشد. در طی دهه‌های اخیر احداث کارگاه‌های تکثیر و پرورش ماهی کشور هر ساله روبه ازدیاد بوده است. در این بین استان کردستان به دلیل داشتن منابع آبی فراوان و کوهستانی بودن منطقه از مناطق مستعد برای گسترش آبی‌پروری و افزایش تولیدات مربوطه محسوب می‌شود. لیکن مطابق اطلاعات موجود سالانه نزدیک به ۸۰۰ تن از انواع ماهیان خوراکی در این منطقه پرورش داده می‌شود که علاوه بر مصرف داخلی بخشی از آن

### مواد و روش‌ها

طبق تعریف کلاسیک فارل (۱۹۵۷) یک واحد به کارایی توجه می‌کند تا به ماکزیمم ستاده قابل دسترس از مقدار مشخصی نهاده با یک سطح تکنولوژی معین دست یابد. از آنجا که کارایی تکنیکی ناملموس است، باید به طریقی تخمین زده شود (ژئو و همکاران ۲۰۰۹). برای تخمین کارایی 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 تابع مرزی تصادفی (SFP) به طور وسیع مورد توجه و استفاده قرار گرفته است. از طرف دیگر بیشتر مطالعات مربوط به ریسک تولید بر اساس نظریه جاست و پاپ انجام شده است. مفهوم پایه ای مدل معرفی شده این است که تابع تولید از دو جزء تشکیل شده است، یکی مربوط به مقدار ستاده و دیگری مربوط به تغییرات ستاده می‌باشد. به علاوه جاست و پاپ نشان دادند که نادیده گرفتن ریسک در توابع تولید، می‌تواند باعث استنباط اشتباه در ضرایب تکنولوژی تولید شده و لذا نتایج غیرواقعی و گمراه کننده ارائه نماید (کوندری و ناگس ۲۰۰۵). مطابق نظر جاست و پاپ (۱۹۷۸) یک شرط مهم برای تابع واریانس تولید این است که مثبت، صفر و منفی بودن ریسک نهایی در سطوح نهاده‌ای باید ممکن باشد؛ به عبارت دیگر نهاده‌ها می‌توانند سطح واریانس محصول را افزایش یا کاهش دهند. وقتی که افزایش در سطح نهاده منجر به افزایش در واریانس ستاده می‌گردد گفته می‌شود که ریسک نهایی این نهاده مثبت است در مقابل یک نهاده دارای ریسک نهایی منفی است وقتی که استفاده بیشتر از نهاده موجب کاهش واریانس ستاده گردد. فرم تجربی جاست و پاپ به شکل رابطه (۱) می‌باشد:

$$Y_i = f(x_i; \alpha) + h(x_i; \beta) v_i \quad (1)$$

$Y_i$  ستاده،  $x_i$  بردار نهاده‌های مصرفی،  $f(x_i; \alpha)$  تابع تولید و  $h(x_i; \beta)$  تابع واریانس تولید یا همان ریسک تولید را نشان می‌دهد که در تابع فوق واریانس ناهمسانی در جزء اخلاص  $v$  به صورت  $\sigma_v^2 = h(x)$  می‌باشد. فرض می‌شود  $v_i$  دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس  $\sigma^2$  می‌باشد. ضریب تابع  $h(x)$  در مدل بیانگر ریسک تولید نهایی با توجه به نهاده متغیر  $x$  است. این ضریب می‌تواند بسته به علامت  $h$  مثبت یا منفی باشد. به هر حال برای ریسک تولید نهایی مثبت (منفی)، انتظار می‌رود یک کشاورز ریسک گریز نسبت به یک کشاورز خنثی به ریسک کمتر (بیشتر) از نهاده  $x$  استفاده کند در حالیکه قیمت سایه‌ای این نهاده بالاتر (پایین تر) از قیمت آن در بازار است. بدین ترتیب نهاده مذکور ریسک فزاینده (کاهنده) دارد. براین اساس تأثیر نهاده‌ها به دو اثر، یکی روی میانگین و دیگری روی واریانس تفکیک شده است. بطور معمول سه روش برای گسترش مدل جاست و پاپ بگونه‌ای که جز عدم کارایی را هم شامل شود وجود دارد:

(۱) فرم جمع پذیر (باتیس و همکاران ۱۹۹۷): 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 (۱۹۷۷) پیشنهاد شده بود در داخل مدل جاست و پاپ لحاظ کردند. نتیجه یک مدل SFP با ویژگی ریسک کشش پذیر به صورت رابطه (۲) خواهد بود (اوگوندری و آگین بوگون ۲۰۱۱):

$$Y = f(x; \alpha) + h(x; \beta)(v - u) \quad (2)$$

$x, y, f(x), h(x), v$  و بیشتر تعریف شده اند.  $U$  جز اخلاصی است که عدم کارایی تکنیکی را به صورت

بودند که تلاش برای استفاده از لگاریتم  $f(x)$  منجر به مشکل تصریح نادرست مدل می‌شود. به علاوه، این احتمال وجود دارد که وقتی یک روش تخمین غیر خطی بکار گرفته می‌شود، تقاضا برای بکارگیری یک مدل پارامتریک ریسک تولید نهاده‌ها توسط جاست و پاپ (۱۳) ممکن است دچار اختلال شود. چنین اختلالی کارکرد یک تابع تولید را به اندازه کافی سازگار نخواهد کرد تا هم افزایش و هم کاهش ریسک تولید نهاده‌ها را تعدیل کند. بر این اساس در مطالعه حاضر  $f(x)$  به طور ضمنی با یک فرم تابعی انعطاف‌پذیر یعنی تابع درجه دوم تعمیم یافته به صورت رابطه (۵) مشخص می‌شود:

$$Y_i = f\left(\beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j x_j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \beta_{kj} X_k X_j\right) \quad (5)$$

همچنین مشابه مطالعات بوکوشوا و همکاران (۲۰۰۶)، جائینک و همکاران (۲۰۰۳) و کومبهاکار (۲۰۰۲) فرم تابعی کاب-داگلاس جهت برآورد واریانس تابع به صورت رابطه (۷) مورد استفاده واقع می‌شود:

$$\sigma_v^2 = h(\Psi_0 \prod_{j=1}^n X_j \Psi_j^j) \quad (6)$$

فرض شده که بردار متغیرهای توضیحی  $X_j$  تابع واریانس یا ریسک تولید نهاده‌ها با بهره‌گیری از مبانی نظری و پشتوانه تجربی مربوط به مطالعات صورت گرفته در این حیطه مشخص گردیده است. برای اینکه بهینه‌سازی با وجود واریانس ناهمسانی اجزاء اخلال  $u$  که در واقع نمادی از عدم کارایی تکنیکی است میسر گردد اجازه داده می‌شود که مقادیر عدم کارایی همگن گردد، همانطوریکه جائینک و همکاران (۲۰۰۳) مطابق رابطه (۷) نشان دادند:

$$\mu_i = q(\delta_0 + \sum_{j=1}^n \delta_j x_j + \sum_{t=1}^n \delta_t z_t) \quad (7)$$

$y_i$  مقدار محصول مزرعه  $i$  ام و  $x_s$  بردارهایی از متغیرهای توضیحی شامل نهاده‌های قابل استفاده به وسیله مزرعه  $i$  ام نظیر کار، بچه ماهی و غذا است.  $Z_s$  بردارهایی از مشخصه‌های متغیرهای اجتماعی و اقتصادی بهره‌برداران مانند تجربه، سابقه عضویت در تعاونی و شرکت در دوره‌های ترویجی  $\mu_i$  نشان دهنده

$\sigma_u^2 = h(x)$  در نظر می‌گیرد. معرفی عبارت  $u$  در معادله (۲) آن را از رابطه (۱) متمایز می‌کند.

(۲) فرم حاصلضرب (کومبهاکار ۲۰۰۲): در این حالت کارایی (عدم کارایی) تکنیکی همراه با تابع تولید بصورت رابطه (۳) نشان داده می‌شود:

$$Y = f(x; \alpha)(1 - u) + h(x; \beta) \quad (3)$$

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

(۳) در یک فرم انعطاف‌پذیرتر که توسط کومبهاکار (۲۰۰۲) پیشنهاد شده یک تابع جمع‌پذیر  $q(x)$  برای توضیح کارایی (عدم کارایی) تکنیکی معرفی می‌شود. کومبهاکار مدل باتیس و همکاران (۱۹۹۷) را بسط داد تا بتواند اثرات نهاده‌های متغیر و فرم تابعی روی واریانس ناهمسانی در  $v$  و  $u$  را متفاوت نشان دهد. مدل SFP (تابع مرزی تصادفی) تعمیم یافته؛ کومبهاکار با مشخصه ریسک کشش‌پذیر به صورت رابطه (۴) نشان داده می‌شود (اوگوندری و آگین بوگون ۲۰۱۱):

$$Y = f(x, \alpha) + h(x, \beta)v - q(x, z)u \quad (4)$$

عبارت  $q(x, z)$  بیانگر اثرات نهاده‌ها و متغیرهای اجتماعی-اقتصادی کشاورزان روی عدم کارایی تکنیکی است، که اجازه می‌دهد واریانس ناهمسانی در عدم کارایی عبارت خطای  $u$  به صورت  $\sigma_u^2 = h(x)$  باشد. رابطه‌های (۲) و (۳) شکل‌های خاصی از معادله (۴) هستند. بسته به انتخاب تابع  $q(x)$ ، مدل رابطه (۴) می‌تواند به رابطه (۲) وقتی که  $q(x) = h(x)$  یا به رابطه (۳) وقتی  $q(x) = f(x)$  تبدیل شود. جائینک و همکاران (۲۰۰۳)، مدل کومبهاکار (۲۰۰۲) را اصلاح کردند تا واریانس ناهمسانی در جزء اخلال تصادفی  $v$  و ناهمگنی در میانگین عدم کارایی (جزء  $u$ ) لحاظ گردد. شایان توجه است که برای پارامترهای تخمین زده شده از تابع ریسک  $h(x)$  مطابق با چارچوب جاست و پاپ هیچ محدودیت اولیه‌ای در خصوص اثرات ریسک نهاده‌ها وجود ندارد. جاست و پاپ (۱۹۷۸) بر این باور

بخش میانی و انتهای توابع ریسک تولید (تابع ۶) و عدم کارایی تکنیکی (تابع ۷) را نشان می‌دهند. ملاحظه می‌شود عوامل تولید غذا، نیروی کار و بچه ماهی تاثیر معنی‌داری بر تولید محصول ماهی در منطقه موردنظر دارند. کاهش تولید نهاده که درصد تغییرات میزان تولید را نسبت به درصد تغییرات میزان نهاده مشخص می‌کند، به منظور تعیین چگونگی مصرف نهاده‌های تولید محاسبه شده است. نتیجه محاسبه میانگین کاهش نهاده‌ها و تعیین نواحی تولید در جدول (۲) ارائه شده است.

متوسط عدم کارایی است.  $\Psi, \beta$  و  $\delta$  پارامترهای نامعلومی هستند که جهت بدست آوردن کاهش نهاده‌ها، ریسک نهایی نهاده و اثرات عدم کارایی نهاده‌ها و متغیرهای اجتماعی-اقتصادی کشاورزان بایستی برآورد شوند. پارامترهای مدل مرزی تصادفی *SFP* بالحاظ ریسک تولید و عدم کارایی تولید در قالب مدلهای (۵)، (۶) و (۷) بطور همزمان تخمین زده می‌شود. برای این منظور از رهیافت تخمین حداکثر درست‌نمایی بهره گرفته خواهد شد. 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 با روش حداکثر راست‌نمایی با نرم‌افزار *Stata* تخمین زده شدند.

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 پرورش ماهی فعال برای تجزیه و تحلیل استفاده شد. با توجه به بررسی‌های 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  $L, F, W$  همچنین تجربه مدیر، شرکت در کلاسهای آموزشی و سابقه عضویت در تعاونی به عنوان متغیرهای فردی-اجتماعی به ترتیب با  $H, N, E$  مشخص شدند.

### نتایج و بحث

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 (تابع ۵)،

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

		نتایج تخمین مدل با لحاظ ریسک			نتایج تخمین مدل بدون ریسک	
متغیر	پارامترها	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره T	
<b>تابع تولید</b>						
Constant	$\beta_0$	۴۴/۴۳۱***	-۲/۶۵	۳۹/۳۲۷***	۲/۷۳	
F	$\beta_1$	-۱۴/۶۸۲***	-۲/۲۹	-۱/۰۸*	-۱/۷۱	
L	$\beta_2$	-۰/۹۹*	-۱/۵۶	-۱/۵۹۷*	-۱/۵۹	
L	$\beta_3$	-۰/۳۰**	۲/۰۳	-۰/۱۸۳*	-۱/۶۱	
F <sup>2</sup>	$\beta_4$	-۰/۴۰	۰/۲۸	-۱/۷۸*	-۱/۳۸	
L <sup>2</sup>	$\beta_5$	-۰/۲۰	۰/۸۰	-۰/۰۰۳	۰/۰۵	
W <sup>2</sup>	$\beta_6$	۰/۰۰۰۲	-۰/۳۴	-۰/۰۰۱*	-۱/۳۳	
F*L)	$\beta_7$	۱/۵۳	-۰/۴۳	۱/۶۶۴***	۲/۴۵	
F*W	$\beta_8$	-۰/۰۰۸	۰/۰۴	۰/۰۴۹۱	۰/۰۲۸	
L*W	$\beta_9$	۰/۱۲۹***	۳/۱۰	۰/۰۱۷۳	۰/۴۹	
<b>تابع ریسک</b>						
Constant	$\Psi_0$	-۲/۳۰۸	-۱/۱۷	-	-	
ln L	$\Psi_1$	-۰/۶۰۷	-۱/۱۸	-	-	
ln F	$\Psi_2$	۰/۷۰۵	۰/۰۴	-	-	
lnW	$\Psi_3$	۰/۶۸۷	۰/۱۹	-	-	
<b>تابع عدم کارایی تکنیکی</b>						
Constant	$\delta_0$	۳/۷۰***	۲/۸۹	۳/۰۰۳	۰/۹۰	
F	$\delta_1$	۰/۱۴	۱/۰۷	۰/۷۳۷*	۱/۷۸	
L	$\delta_2$	-۰/۰۰۲۸*	-۱/۶۶	-۰/۰۰۰۳***	-۲/۳۳	
W	$\delta_3$	۰/۰۰۰۳۷	۰/۱۷	-۰/۰۰۲	-۰/۲۱	
E	$\delta_4$	-۰/۲۲۹**	-۱/۷۸	-۰/۱۹۲***	-۲/۸۱	
M	$\delta_5$	-۱/۰۲***	۴/۹۲	-۱/۸۶***	-۴/۶۸	
N	$\delta_6$	-۰/۰۲۷۹	-۱/۲۵	-۰/۱۳۴	-۱/۰۸	
تعداد مشاهدات	N	۵۵	-	۵۵	-	
آزمون والد	Wald	۱۸۵/۷۹	-	۲۳۰/۱۹	-	
لگاریتم راستنمایی	Llf	۶۱/۹۸۱	-	۷۳/۲۱	-	

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

## جدول ۲- مقدار کشتش نهاده‌ها و ناحیه تولیدی

ناحیه	مقدار کشتش	ناحیه تولید
غذا	۰/۷۸۱	ناحیه دوم
کار	۰/۳۹۷	ناحیه دوم
بچه ماهی	-۰/۰۳۸	ناحیه سوم

مطابق جدول (۲) مقادیر میانگین کشتش نهاده‌ها برای غذا، کار و بچه ماهی به ترتیب ۰/۷۸۱، ۰/۳۹۷ و -۰/۰۳۸ است. این موضوع بیانگر آن است، به ازای یک درصد تغییر در نهاده غذا مقدار تولید ۰/۷۸۱ درصد 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 کشتش‌ها 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 یافته‌های مطالعات اشه و توتراس (۱۹۹۹) و اوگوندی و آکین بوگون (۲۰۱۱) همسو می‌باشد. مجموع کشتش نهاده‌ها معادل بازده نسبت به مقیاس (RTS) می‌باشد. بدین ترتیب مجموع کشتش‌ها 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. بدین ترتیب می‌توان استنباط نمود که در فرایند تولید ماهی بازده نسبت به مقیاس صعودی وجود دارد بطوریکه درصد قابل توجهی از مزارع پرورش ماهی از نهاده‌ها در ناحیه اقتصادی تولید بهره می‌گیرند. ضرایب مربوط به تابع ریسک در جدول (۱) نشان می‌دهد که از سه متغیر در نظر گرفته شده برای تابع واریانس، نیروی کار به عنوان یک نهاده کاهش دهنده ریسک معرفی شده است در حالی که غذا و بچه ماهی

افزایش دهنده ریسک هستند. این بدان مفهوم است که نیروی کار تغییرپذیری در تولید را کاهش می‌دهد، اما غذا و بچه ماهی تغییرپذیری تولید را افزایش می‌دهند. نتایج مطالعات از جمله اشه و توتراس (۱۹۹۹) و کومبهاکار (۲۰۰۲) مؤید همین مطلب است یعنی کار به عنوان نهاده کاهش دهنده ریسک و غذا به عنوان نهاده افزایش دهنده ریسک مشخص شده‌اند. بر این اساس از لحاظ تجربی انتظار می‌رود که کشاورزان ریسک‌گریز در این مجتمع از غذا و بچه ماهی کمتر استفاده کنند و از کار بیشتری نسبت به تولیدکنندگان خنثی به ریسک استفاده کنند. این نتیجه از این استدلال ناشی می‌شود که نیروی کار در نظارت بر تولید ماهی و پارامترهای بیوفیزیکی مزرعه، همچنین در حفظ تجهیزات به منظور جلوگیری از بیماری و حوادث نقش مهمی دارد. به طور مشابه اثر افزایشی ریسک غذا با نتایج مطالعات بیولوژیکی سازگار است. بر طبق مطالعه اشه و توتراس (۱۹۹۹) انتشار غذای غیر قابل هضم در آب استخرها به صورت زباله و مدفوع، اکسیژن موجود در آب را محدود کرده به علاوه آمونیاک هم به عنوان یک محصول فرعی سمی تولید می‌شود. در این مطالعه به منظور نشان دادن اثرات ریسک در تولید از آزمون نسبت راستنمایی تعمیم یافته با فرض صفر بودن همزمان ضرایب تابع واریانس استفاده گردید. مطابق نتایج، مقدار آماره LR محاسباتی مساوی ۲۲/۴۵ که از مقدار بحرانی جدول در سطح معنی‌داری یک درصد (۱۱/۳۴) بیشتر بوده و لذا فرض صفر بودن ضرایب تابع واریانس رد می‌شود. این بدان مفهوم است که نمی‌توان نقش ریسک را در تصمیم‌گیری تولیدکنندگان برای بکارگیری و تخصیص نهاده‌ها در نظر نگرفت همچنان که در ادامه خواهد آمد این تأثیر به ویژه در مقدار کارایی تکنیکی نمایان است. بنابر این مدل تولید مرزی تصادفی با جزء ریسک کشتش پذیر الگوی بهتر و متناسب با مجموعه داده‌ها محسوب می‌شود.

منابع موجود تولید را به میزان ۲۷ درصد افزایش داد در حالیکه بدون در نظر گرفتن ریسک این رقم به ۳۸ درصد می‌رسد.

جدول ۳- مقادیر کارایی تکنیکی با وجود ریسک و بدون در نظر گرفتن ریسک

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

#### نتیجه گیری و پیشنهادها

تمرکز اصلی این مطالعه به برآورد کارایی تکنیکی وسیله تعمیر مدل SFP بوده است تا بعد از مدل جاست و پاپ (۱۹۷۹) ریسک تولید مربوط به نهاده‌ها رادر مدل جاتینک و همکاران (۲۰۰۳) به کار گیرد. برای این منظور از اطلاعات ۵۵ مزرعه پرورش ماهی در شهرستان کامیاران بهره گرفته شد. یافته‌های تحقیق نشان داد که کارایی تکنیکی مزارع بدون در نظر گرفتن جزء ریسک غیرواقعی است. همچنین مطابق یافته‌های پژوهش متغیرهای بچه ماهی و غذا ریسک تولید را افزایش می‌دهند در حالیکه عامل کار تغییرپذیری ستاده را کاهش می‌دهد. براساس نتایج مشخص می‌گردد با توجه به عدم قطعیت موجود در فرایندهای تولید بیولوژیکی، مانند آبی‌پروری و شیلات طرح یک چارچوب تئوریک برای بررسی کارایی تکنیکی که ریسک تولید هم در آن گنجانده شود ضروری است. برآورد کارایی تکنیکی مزارع پرورش ماهی در شهرستان کامیاران نشان داد که عوامل تجربه، سابقه عضویت در تعاونی و تعداد دفعات رفتن به کلاسهای آموزشی کارایی تکنیکی مزارع را بهبود خواهد بخشید.

با توجه به جدول (۱) و تخمین ضرایب تابع عدم کارایی تکنیکی مشاهده می‌شود که در این تابع کار به عنوان یک عامل اصلی و سابقه عضویت در تعاونی، تعداد دفعات شرکت در کلاسهای آموزشی و همچنین تجربه تولیدکنندگان اثر معنی‌دار بر میزان عدم کارایی آنان دارند. با توجه به ضرایب مربوط به متغیرها مشاهده می‌شود که علاوه بر همه متغیرهایی که با فرض وجود ریسک دارای ضریب معنی‌داری می‌باشند متغیر بچه ماهی هم با ضریب  $-۰/۰۰۲$  اگرچه معنی‌دار نیست اما مقدار عدم کارایی تکنیکی را کاهش می‌دهد. همچنین مشاهده می‌شود که آماره  $t$  متغیرهای تابع عدم کارایی تکنیکی در مقایسه با حالتی که ریسک در نظر گرفته می‌شود بزرگتر هستند. لذا می‌توان نتیجه گرفت که مقدار عدم کارایی تحت شرایط بدون ریسک بزرگتر از وقتی خواهد بود که ریسک تولید وجود دارد.

در جدول (۳) 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 در نظر گرفتن جزء ریسک کشش‌پذیردانه‌ای 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 برابر  $۶۱/۵$  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 می‌باشد. تفاوت در مقدار کارایی واحد ها در هر دو حالت نشان می‌دهد که می‌توان با همین نهاده‌ها و امکانات سطح تولید را به شکل قابل ملاحظه‌ای افزایش داد این افزایش تولید وقتی بیشتر خواهد شد که منابع ایجاد ریسک را هم بتوان کنترل نمود. بدین ترتیب می‌توان استنباط کرد که با لحاظ ریسک تولید می‌توان با بهره‌گیری کارا از

همچنین کار به عنوان یک نهاد دهنده کاهش ریسک و غذا و بچه ماهی نهاده‌های افزایش دهنده ریسک هستند و بنابراین باید از نیروی کار خانوادگی بواسطه احساس مسئولیت و تلاش مضاعف و نیز حضور مستمر در مزارع در فرایند تولید این محصول بهره بیشتری گرفته شود.

شرکت در دوره‌های آموزشی و ترویجی عامل مهمی در بهبود کارایی واحدهای تولیدی می‌باشد لذا تداوم برگزاری دوره‌های آموزشی و ترویجی متناسب با نیازهای تولیدکنندگان پیشنهاد می‌شود. با عنایت به تأثیر عامل تجربه در تقلیل عدم کارایی بهتر است در مدیریت واحدهای تولیدی از وجود افراد مجرب و نیز نیروهای دارای دانش علمی مربوط بهره گرفته شود.

### منابع مورد استفاده

- بی نام، سازمان جهاد کشاورزی استان کردستان، ۱۳۹۲. قابل دسترس در سایت: [www.kurdistan.agri.jahad.ir](http://www.kurdistan.agri.jahad.ir)
- کوپاهی م، باریکانی ح، کاووسی م و ساسولی م، ۱۳۸۸. اثر کاربرد نهاده‌ها بر ریسک تولید برنج در استان گیلان. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، سال سیزدهم شماره ۴۸، صفحه‌های ۳۶۴-۳۵۷.
- Ahmed MC, Delgado S Sverdrup-Jensen and RAV Santos. 1999. Fisheries policy research in developing countries: issues, priorities and needs. ICLARM Conf. Proc. 60, 112 p.
- Aigner, DJ, Lovell AK and Schmidt p, 1977. Formation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics* 6:21-37
- Asche, F, and Tveterås R, 1999. Modeling production risk with a two-step procedure. *Journal of Agricultural and Resources Economics* 24:424-439.
- Battese GE, Rambadi AN and Wan GH, 1997. A stochastic frontier production function with flexible risk properties. *Journal of Productivity Analysis* 8:269-280
- Bokusheva R and Hockmann H, 2006. Production risk and technical inefficiency in Russian agriculture. *European Review of Agricultural Economics* 33(1):93-118.
- Delgado C and Courbois C, 1998. Trade-offs among fish, meat, and milk demand in developing countries from the 1970s to the 1990s. in A. Eide and T. Vassdal, eds., *Proceedings of the IXth Biennial Conference of the International Institute of Fisheries Economics and Trade--IIFET 98, July 7-11, Tromsø, Norway: University of Tromsø, Norwegian School of Fisheries.*
- FAO. 2005. Food & Agricultural Organization. Information internet. Fishery Statistical Collections, Consumption of Fish and Fishery Products.
- Farrell MJ, 1957. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society* 120: 253-290
- Jaenicke EC, Frechette DL and Larson JA, 2003. Estimating production risk and inefficiency simultaneously: an application to cotton cropping systems. *Journal of Agricultural and Resource Economics* 28(3):540-557.
- Just RE and Pope RD, 1978. Stochastic specification of production functions and econometric implications. *Journal of Econometrics* 7:67-86.
- Just RE and Pope RD, 1979. Production function estimation and related risk considerations, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 61, pp. 276-284.
- Koundouri, p and Nauges C, 2005. On production function estimation with selectivity and risk considerations. *Journal of Agricultural and Resource Economics* 30 (3): pp.597-608
- Kumbhakar SC, 2002. Specification and estimation of production risk, risk preferences and technology. *American Journal of Agricultural Economics* 88(1): 8-22.
- Nauges C, O'Donnell CJ and Quiggin J, 2011. Uncertainty and technical efficiency in Finnish agriculture. *European Review of Agricultural Economics* 38(4):449-467.

- Ogundari K and Akinbogun O, 2011. Modeling technical efficiency with production risk. *Marine Resource Economics* 25:295–308.
- Tiedemann T and Latacz-Lohmann U, 2012. Production risk and technical efficiency in organic and conventional agriculture. *J Agric Econom* 64 (1):73–96.
- Villano R and Fleming E, 2006. Technical inefficiency and production risk in rice farming: evidence from Central Luzon Philippines. *Asia Economic Journal* 20(1):29–46.
- Williams MJ, 1999. The role of fisheries and aquaculture in the future supply of animal protein. *Sustainable Aquaculture: food for the future?* (eds N. Svennevig, H. Reinertsen and M. New), pp 5-18. Balkema, Rotterdam.
- Zhuo C, Huffman WE and Scott R, 2009. Farm technology and technical efficiency: evidence from four regions in China. *China Economic Review* 20:153–16.

## Technical efficiency and production risk of cold-water fish farms in the Kamyaran County

L Alikhani<sup>1\*</sup>, Gh Dashti<sup>2</sup>, H Raheli<sup>2</sup> and J Hosseinzad<sup>2</sup>

Received: September 22, 2014 Accepted: February 10, 2015

<sup>1</sup>MSc, Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

<sup>2</sup>Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

\*Corresponding author: Email: ghdashti@yahoo.com

### Abstract

**BACKGROUND:** Production risk and its impact on the efficiency of production units is one of the main issues in the farm management. **OBJECTIVE:** This study reviews the relationship of technical efficiency with production risk of fish farms in the Kamyaran County. **METHODS:** Required data questionnaires were collected from 55 farms in the Kamyaran. To achieve objective, study employed the stochastic frontier model where the production functions, risk and technical inefficiency is estimated simultaneously. **RESULTS:** Results showed that fish production is significantly influenced by labor, fry and feed. Feed and fry are found to be risk- increasing inputs and labor is revealed to be a risk- reducing inputs. Furthermore, it is revealed that labor, experience, member of the cooperative and frequency of participation in training significantly decreases technical inefficiency of farmers. **CONCLUSION:** The estimated technical efficiency showed that efficiency score (73%) is overstated when the estimating function is modeled without the risk component. Therefore it would be better that in measuring of farm efficiency we also consider the farm production risk.

**Keywords:** Fish farms, Production risk, Technical efficiency, Stochastic frontier model