

برآورد کارایی فنی و اقتصادی در صنعت صید کیلکا در راستای کمک به برنامه ریزی منطقه ای سواحل جنوبی دریای خزر و تاثیر آن بر معیشت شهری و روستایی منطقه

سعید پریچی

گروه اقتصاد محیط زیست، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

سید یعقوب زراعت کیش^۱

گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

مجید احمدیان

گروه اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

زهرا عابدی

گروه اقتصاد محیط زیست، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۲

چکیده

بدون شک صنعت ماهیگیری و صید آبزیان دریایی یکی از اصلی ترین شغل هایست که با قدمت بسیار طولانی در مناطق جنوب و شمال کشور همچنان بخش مهمی از جمعیت فعال کشور را به خود مشغول نموده است. وجود پتانسیل بالادر تامین پروتئین غذایی کشور، ایجاد اشتغال و خصوصا ارزآوری در این صنعت، ضرورت مطالعه و به طبع آن برنامه ریزی در راستای بهره برداری مناسب تر از امکانات موجود کشور را بیش از پیش روشن می‌سازد. از اینرو در این تحقیق، جهت بررسی وضعیت فعالیت ناوگان صیادی کیلکا در استان مازندران به برآورد کارایی فنی و برآورد تابع تولید مرزی تصادفی اقدام شده است. برای تخمین کارایی از روش حداکثر راسنمایی پیشنهاد شده از سوی باتیس و کوئلی استفاده شده است. نتایج برآورد کارایی فنی بدست آمده نشان می دهد که بالاترین کارایی فنی در گروه مورد مطالعه، ۹۷ درصد و پایین ترین آن ۴۶ درصد است. میانگین کارایی فنی بهره برداران ۸۷ درصد و دامنه بین حداقل و حداکثر کارایی نیز ۴۱ درصد محاسبه گردید که می‌توانیم این اختلاف را ناشی از مسائل مدیریتی دانست. نتایج نهایی تحقیق نشان میدهد که هرچه تعداد ناو و تورها بیشتر شود مقدار کارایی اقتصادی کاهش یافته و متقابلا هر چه تعداد نیروی انسانی و سرمایه صید افزایش بیابد میزان کارایی اقتصادی نیز افزایش خواهد یافت. لذا با بهبود و بازنگری شیوه های مدیریتی در صید است که می توان بر میزان افزایش تولید و افزایش کارایی استفاده از نهاده های تولیدی افزود.

کلمات کلیدی: کارایی فنی، ماهی کیلکا، تابع مرزی تصادفی، دریای خزر، استان مازندران

مقدمه

ماهگیری، یکی از فعالیت‌های انسانی مهم و قدیمی در بسیاری از کشورهاست و همواره در فرهنگ، اقتصاد و اشتغال و عرضه مواد غذایی جوامع ساحلی نقش اساسی داشته است (ملک محمودی و لطفی، ۱۳۹۹). بدون تردید منابع طبیعی تجدید شونده و وضعیت آن در سیر تحولات اقتصادی و اجتماعی جوامع مختلف جهان پیوسته نقش اساسی و سازنده داشته و این منابع؛ سرمایه‌های طبیعی و پشتوانه رشد و توسعه اقتصادی در هر کشوری محسوب می‌شوند^۱ (فائو، ۲۰۰۷). رشد اقتصادی و مدیریت بهینه منابع طبیعی و محیط زیست اساساً به هم وابسته بوده و فعالیت‌های اقتصادی می‌تواند روی این منابع تأثیرگذار باشد بطوری‌که اگر رشد اقتصادی با پیشرفت شاخص‌های محیطی همگام شود شرط کافی برای پیشرفت منابع طبیعی و محیط زیست بوجود خواهد آمد. توجه به معضلات رو به رشد ناشی از تخریب و بهره‌برداری بی‌رویه از طبیعت موجب گردیده که دانشمندان با تلاش در جهت تبیین خدمات مختلفی که از عملکرد اکوسیستم‌های طبیعی ناشی می‌شود، توجه تصمیم‌گیران و برنامه‌ریزان کلان را به لزوم حفاظت و توسعه هر چه بیشتر از این مواهب خدادادی جلب کنند^۲ (دنگ و همکاران، ۲۰۰۷). از اینرو، در دهه‌های اخیر حوزه اقتصاد اکولوژیک شاهد افزایش فعالیت‌های قابل توجهی در خصوص تعیین ارزش کارکردها، کالاها و خدمات اکوسیستم‌های طبیعی بوده است. بسیاری از نظریه پردازان بر این باورند که کشاورزی محور توسعه است، بدین ترتیب که اگر کشور از نظر مواد غذایی، لبنی و پروتئینی خودکفا باشد، می‌تواند در دیگر فعالیت‌ها نیز با رشد در زمینه‌های مختلف، مسیر پیشرفت را طی کند. در حال حاضر، شیلات یکی از زیر بخش‌های کشاورزی با نقشی موثر در رشد اقتصادی کشور است. در زمینه اهمیت شیلات، می‌توان به نقش آن در تامین قسمتی از پروتئین حیوانی ارزشمند کشور، دستیابی به منابع ارزی، ایجاد درآمد ملی، کمک به استقلال سیاسی و جلوگیری از واردات اشاره کرد و همچنین، نقش آن در ایجاد اشتغال مستقیم و غیر مستقیم در فعالیت‌های ماهیگیری، ایجاد صنایع جنبی و ساخت وسایل و ابزار صید و سایر تاسیسات وابسته در استان‌های شمالی، جنوبی و حاشیه‌ای دریا و نیز در سایر نقاط کشور را یادآور شد^۳ (کورودا، ۱۹۸۷). در کنار اثرات مستقیم اقتصادی نباید سایر تأثیرات اجتماعی، فرهنگی و سیاسی ناشی از فعالیت این زیر بخش را نادیده انگاشت. مواردی همچون جلوگیری از مهاجرت افراد از طریق جذب و اشتغال آنها، حفظ محدوده مرزهای ملی، ممانعت از انحرافات اجتماعی مانند قاچاق از پیامدها و اثرات شیلات در این مناطق است^۴ (احمد و براوو، ۱۹۹۵).

جمعیت ذخایر ماهیان بواسطه برخی دلایل همواره در تهدید و تعرض و در نهایت با معضل تخریب مواجه است. از بین رفتن ذخایر خسارت عظیمی است که متأسفانه در محاسبات اکثریت بهره‌برداران؛ مردم؛ دلالان و هیچ‌یک از فعالان عرصه اقتصادی و بازار به حساب نمی‌آید و مورد توجه قرار نمی‌گیرد^۵ (کائوفمن و سنل، ۱۹۹۷). کاهش

^۱ -FAO

^۱ - Deng et al

^۳ - Kuroda

^۴ - Ahmad, Bravo

^۵ - Kaufmann, Snell

صید کیلکا ماهیان موجب می گردد که شاغلان صید، انتقال و عمل آوری کیلکا اعم از صیادان، مالکان شناورها و کارخانجات پودر ماهی و کنسرو سازی و ... ضررهای اقتصادی زیادی را متحمل شده و به تبع آن مشکلات اجتماعی نظیر مهاجرت اجباری شاغلان بیکار شده به شهرهای بزرگ و اشتغال به مشاغل کاذب نیز می تواند وضعیت اقتصادی و اجتماعی کشور را تحت تاثیر قرار دهد^۱ (داتا و جوشی، ۱۹۹۲). متأسفانه کالاهای زیست محیطی بواسطه عدم شفافیت در مالکیت و عمومی بودن این کالای ارزشمند دچار خسارت و تغییر ماهیت گردیده اند. رویکردها و ابزارهای اقتصادی و روش های ارزشگذاری امروزه با گستردگی و جامعیت خاصی به سراغ حل مشکل شتافته است. در حالیکه کشور ایران با توجه به بندهای موجود در کنفرانس RIO+20 سال ۲۰۱۲، متعهد به حفاظت محیط زیست دریایی، احیای اکوسیستم های دریایی و حفظ تنوع زیستی و استفاده پایدار از آنها و اجرای کامل تعهدات کنوانسیون ملل متحد در خصوص حقوق دریا می باشد^۲ (لین، ۱۹۹۲). همچنین کاهش یا تعلیق ماهیگیری و تلاش مناسب با وضعیت ذخایر، افزایش عملیاتی مدیریت صید، دورریزی و دیگر اثرات نامطلوب اکوسیستمی شیلات شامل از بین بردن شیوه های مخرب ماهیگیری و اجرای آئین نامه رفتاری مانند ماهیگیری مسئولانه و برنامه های عملی بین المللی و غیره از مفاد مهم این کنفرانس می باشد که دستیابی به این موارد میزان نیاز به این موضوع را نشان می دهد^۳ (براوو و ریگر، ۱۹۹۰). بقای صید و صیادی و همچنین حفظ ذخایر آبیان نیازمند عزم همگانی در برخورد با همه عوامل نابود کننده ذخایر از جمله عوامل انسانی (صید بی رویه)، آلودگی محیط زیست و فشار بر روی ذخیره گونه های مرغوب مانند کیلکا می باشد. از اینرو، در این تحقیق، علاوه بر بررسی وضعیت تعاونی های صید کیلکا در استان مازندران، به ارزیابی کارایی فنی تولید آنها اقدام خواهیم نمود. اصولاً مهم ترین دستاوردهای انسانی حاصل مشارکت بوده است که در میان آنها تعاونی ها به دلیل تاکید بر جنبه های انسانی از اهمیت بیشتری برخوردار میباشند. تعاونی های یک اهرم مناسب جهت توسعه اقتصادی به شمار می آیند که میتوانند در افزایش تولید و ارتقای سطح درآمد مردم نقش اساسی داشته باشند (محبی و همکاران، ۱۳۹۶). از اینرو با انتخاب تعاونی صید کیلکا سعی میشود تا کارایی فنی تولید این گونه از واحدهای صنفی نیز مورد ارزیابی قرار گیرد.

منظور از کارایی فنی در تولید ایجاد حداکثر تولید ممکن با بکارگیری عوامل تولید به میزان معین است؛ و برای اندازه گیری آن، نخست، بایستی تابع تولیدی برآورد شود که دارای کارایی فنی و نمایانگر حداکثر محصول قابل تولید از مصرف مجموعه ای معین از عوامل مختلف تولید باشد؛ و سپس، مقایسه ای میان مقدار این تابع و میزان تولید واقعی بهره برداران مورد مطالعه صورت گیرد (دهمرد و هاشمی تبار، ۱۳۸۸). برای تخمین تابع تولید مرزی، سه روش حداقل مربعات اصلاح شده، برنامه ریزی خطی، و حداکثر راستنمایی وجود دارد که در این تحقیق، از روش پارامتریک و استفاده از متد تخمین حداکثر راستنمایی پیشنهاد شده از سوی باتیس و کوئلی با بهره

^۱ - Daata, Joshi

^۲ - Lin

^۳ - Bravo, Rieger

گیری از بسته نرم افزاری Frontier، تابع مرزی تصادفی با استفاده از داده‌هایی برای سالهای ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۶ برآورد و کارایی فنی صید ماهیان کیلکا بررسی خواهد شد.

روش تابع مرزی تصادفی یک روش آماری بوده و مبتنی بر یک سری استنباطات آماری می باشد، لذا قبل از تحلیل نتایج حاصل از تخمین مدل و میزان کارایی ابتدا یک سری فروض آمار آزمون میشود^۱ (لیندرت، ۱۹۹۹) لذا با توجه به اهمیت موضوع، در این مطالعه به دنبال پاسخگویی به این ۳ سوال اساسی زیر خواهیم بود:

- ۱- آیا واحدهای مورد بررسی از نهادهای تولیدی خود به گونه‌ای کارآ بهره‌جسته اند یا نه؟
- ۲- آیا تفاوت آشکاری میان واحدهای مورد بررسی از منظر کارایی فنی وجود دارد؟
- ۳- برای کارا شدن واحدهای ناکارا چه کاری میتوان انجام داد؟

مبانی نظری تحقیق:

فارل نخستین محقق بود که به بحث کارایی‌علاقه‌نشانه داده و به بررسی آن پرداخت. از نظر فارل، کارایی^۲ را میتوان به سه جز مجزا از هم تقسیم نمود که به ترتیب به کارایی فنی، کارایی تخصیصی و کارایی اقتصادی تقسیم شوند. کارایی فنی حداکثر تولید ممکن را که میتوان با مقداری معین از عوامل تولید به دست آورد، مشخص می‌سازد؛ از سوی دیگر، کارایی تخصیصی نیز میتواند تعیین‌کننده ترکیبی از عوامل تولید باشد که حداقل هزینه را برای واحد در پی داشته باشد؛ و نهایتاً کارایی اقتصادی نیز توانایی واحد تولیدی در دستیابی به حداکثر سود ممکن با توجه به قیمت و سطوح نهاده را نشان میدهد که از ضرب نمودن کارایی فنی در کارایی تخصیصی بدست خواهد آمد (فارل، ۱۹۵۷)^۳. اصولاً برای تعیین کارایی، می توان پنج روش را یادآور شد^۴ (تایل و بوردرسون، ۱۹۹۷).

۱. شاخص های کارایی؛ ۲-تابع تولید؛ ۳-تابع تولید مرزی؛ ۴-سود؛ ۵-برنامه ریزی ریاضی
۲. برای تخمین تابع تولید مرزی نیز سه روش اصلی وجود دارد که به ترتیب عبارتند از :
۳. حداقل مربعات اصلاح شده،
۴. برنامه ریزی خطی،
۵. حداکثر راستنمایی .

اگر چه روش تحلیل پوششی داده‌ها^۵ (DEA) نیز در معرفی مجموعه مرجع برای بنگاههای ناکارا، بهترین روش میباشد، ولی در حالتی که عوامل اتفاقی و تصادفی (آب و هوا، خوش شانسی، بد شانسی و مهاجمان و غیره) در تعیین میزان محصولات اکوسیستم نقش داشته باشند، روش SFA مناسبتر است. زیرا در این روش همه انحرافات از مرز کارا به عدم کارایی نسبت داده نمیشود، بلکه با ارایه آماره مناسب وجود و عدم وجود ناکارایی مشخص می

^۱ - Lindert

^۲ -Efficiency

^۳ - Farell

^۴ - Thiele, Broderson

^۵ -Data Envelopment Analysis

شود^۱ (شارما و همکاران، ۱۹۹۹). به همین دلیل مناسبتر است که برای تخمین کارایی صنعت صید ماهیان کیلکا از روش مرزی تصادفی استفاده شود، چرا که محصولات اکوسیستم تابع شرایط آب و هوایی می باشد (متغیر خارج از کنترل) و روش تابع مرزی تصادفی دو جز متغیرهای خارج از کنترل و عدم کارایی را تفکیک می کند^۲ (کارتر و زانگ، ۱۹۹۸).

در روش مرزی تصادفی (SFA) ابتدا می بایست فرم تابع تولید (کاب داگلاس، ترانسلوگ، ترانسندنتال و ...) که نشان دهنده رابطه بین نهاده ها و ستاده ها می باشد مشخص و همچنین نوع توزیع عدم کارایی تعیین گردد و سپس پارامترهای تابع تولید برآورد شود که این مراحل باعث افزایش محاسبات و استفاده از آزمونهای آماری مختلف میشود که نسبت به روش DEA که برای برآورد کارایی نیاز به هیچ یک از این محاسبات ندارد، مشکلتر است ولی این روش نیز مزایایی دارد که به اضافه شدن محاسبات می آرد. ویژگی مدل مرزی تصادفی نسبت به مدل های معمول اقتصادسنجی در این است که در برآورد تابع، نقاط متوسط را در نظر نمیگیرد، بلکه نقاط مرزی یا سرحدی را مورد توجه قرار می دهد^۳ (گریدا، ۲۰۰۲). به طور کلی ساختار و شمای عمومی مدل تابع مرزی تصادفی برای تولید را میتوان به صورت زیر نشان داد:

$$y_i = f(x_i, \beta) * \exp(v_i - u_i)$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2), \quad -\infty < v_i < \infty$$

$$u_i \geq 0$$

معادله ۱

در مدل فوق f یک شکل تابع است که در ابتدا بایستی برای مدل تعیین گردد. Y_i بردار ستانده بنگاه تولیدی و x_i بردار عوامل تولیدی مورد استفاده میباشد. B نیز بردار پارامترهای مدل است. همچنان که در مدل بالا نشان داده شده است (۱۳)، انحراف نقاط مشاهده شده از تابع تولید، بستگی به مقدار دو متغیر u_i و v_i دارد. متغیر u_i نشان دهنده میزان عدم کارایی یا انحراف از مرز تولید است که بنا به تعریف کارایی باید غیر منفی و دارای توزیعی یک طرفه باشد و فرض می شود که مستقل از سایر جز اخلاهای v_i و متغیرهای توضیحی در مدل است.

تابع $y_i = f(x_i, \beta) * \exp(v_i)$ ، تابع مرز تولید تصادفی را نشان میدهد که در آن متغیر v_i ، جز اخلا معمولی بوده و توضیح دهنده عواملی چون شوکهای تاثیر گذار بیرونی و خارج از کنترل واحد تولیدی، خطای اندازهگیری و تاثیر متغیرهای غیر مهم و کنار گذاشته از مدل است^۴ (کولی و همکاران، ۲۰۰۲). فرض بر این است که جز اخلا دارای توزیع مستقل دو طرفه نرمال با امید ریاضی برابر صفر و واریانس ثابتی برابر با δ_v^2 است. لازم به توضیح است که جمله اخلا ترکیبی $\varepsilon_i = (v_i - u_i)$ در معادله ۲ عبارتی نامتقارن و غیر نرمال است که درجه نامتقارن بودن آن بستگی به نسبت انحراف معیار جز عدم کارایی به انحراف معیار اخلا معمولی $\lambda = \frac{\delta_u}{\delta_v}$ دارد. انتخاب نوع توزیع

^۱ - Sharma

^۲ - Carter & Zhang

^۳ - Gerdin

^۴ - Coelli et all

برای متغیر u_i از لحاظ انتخاب روش تخمین مدل مهم می‌باشد^۱ (فان، ۱۹۹۱). یک انتقاد کلی به روش مرزی تصادفی این است که از ابتدا نمیتوان هیچ فرض معینی را در خصوص شکل توزیع متغیر عدم کارایی داشت^۲ (کارتر و کویچ، ۱۹۹۵). در این رابطه با توجه به یک طرفه بودن جز عدم کارایی، توزیعهای مختلفی برای آن فرض شده است که متداولترین این فروض عبارتند از:

- I فرض توزیع نیمه نرمال
- II فرض توزیع برش داده شده یا منقطع^۳
- III فرض توزیع نمایی

بر اساس این فروض نیز مدلهای مختلفی در چارچوب روش تابع مرزی تصادفی تدوین شده است. نکته شایان توجه در خصوص روش تابع مرزی تصادفی این است که جز u_i به صورت مستقیم قابل مشاهده نبوده و به همین دلیل نیز در مدلهای اولیه، تفکیک جز عدم کارایی u_i و جز اختلال معمولی v_i در جمله خطای ترکیبی، دور از انتظار بود. بنابراین در تکنیکهای تخمین اولیه صرفاً جمله ترکیبی ε_i برآورد میگردید و آنچه که از تخمین مدل به دست می آمد برآوردی از متوسط میزان کارایی تمامی بنگاههای مورد بررسی بود^۴ (فارل، ۱۹۵۷). به هر حال برای اندازه گیری میزان عدم کارایی بنگاهها، باید دو جز عدم کارایی و جز اختلال معمولی از یکدیگر تفکیک شوند^۵ (چارنر و همکاران، ۱۹۷۸). این نکته به ویژه از نقطه نظر سیاستگذاری مهم است. منطق اقتصادی تفکیک این دو جز اختلال در مدل این است که این دو جمله قابل تفکیک و دارای خواص متفاوتی هستند. بر همین اساس یک راه حل ابتکاری برای انجام این عمل از سوی ژاندرائو، لول و اشمیت (۱۹۸۲) ارائه گردید. آنان یک فرمول صریح برای ارزش مورد انتظار شرطی جز u_i به شرط مشاهده جمله اختلال ترکیبی، $(E(u_i | \varepsilon_i = v_i - u_i))$ ، را در دو حالت توزیع نیمه نرمال و توزیع نمایی، برای جز عدم کارایی، به شکل زیر پیشنهاد دادند^۶ (فائو، ۲۰۰۷):

با فرض توزیع نیمه نرمال:

$$u_i = |u_i|, u_i N(0, \sigma_v^2)$$

معادله ۲

$$E|u_i | \varepsilon_i = v_i - u_i | = \frac{\sigma \lambda}{1 + \lambda^2} \left[\frac{\varphi(\varepsilon_i \lambda / \sigma)}{\Phi(-\varepsilon_i \lambda / \sigma)} - \varepsilon_i \lambda / \sigma \right]$$

معادله ۳

¹ - Fan

² - Carter, Cabbage

³ - Truncated Distribution

⁴ - Farrell

⁵ - Charnes et al

⁶ -FAO

که در آن $\lambda = \frac{\delta_u}{\delta_v}$ است و $\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$ حاصل میشود. ϕ یک تابع چگالی با توزیع نرمال استاندارد و Φ نیز یک تابع چگالی انباشت شده میباشد (۶).

با فرض توزیع نمایی:

$$f(u_i) = \theta * \exp(-\theta u_i)$$

معادله ۴

$$E(u_i | \varepsilon_i = v_i - u_i) = (\varepsilon_i - \theta \sigma_v^2) + \frac{\delta_v \phi \left[\frac{\varepsilon_i - \theta \sigma_v^2}{\delta_v} \right]}{\phi \left[\frac{\varepsilon_i - \theta \sigma_v^2}{\delta_v} \right]}$$

معادله ۵

که در آن $\theta = \frac{1}{\sigma_u}$ است.

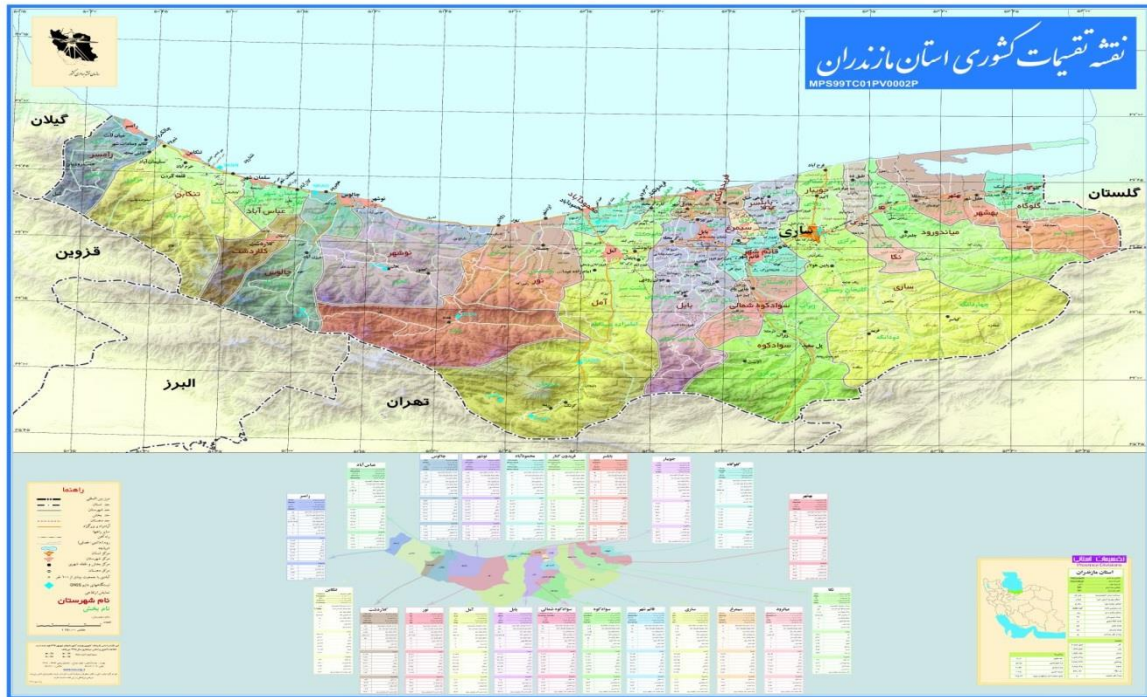
با استفاده از روش حداکثر درستنمایی و تخمین $\sigma, \lambda, \varepsilon_i$ از روابط فوق برحسب فرض مورد نظر در خصوص نوع توزیع u_i و همچنین تخمین پارامترهای مدل ۵ میتوان برآوردهایی را برای u_i و v_i به دست آورد

منطقه مورد مطالعه :

استان مازندران معروف به مازرون یا مازندرون با مرکزیت ساری در کرانه‌های جنوبی دریای مازندران قرار گرفته است. این منطقه پیش از این «طبرستان» نامیده می‌شد و در قرن هفتم هجری قمری به مازندران تغییر نام داد. مازندران با وسعتی معادل ۲۳۷۵۶/۴ کیلومتر مربع و وسعتی معادل ۱۰۴۶ درصد ایران را برخوردار است و از این حیث در رتبه هیجدهم کشوری قرار دارد (نیک پور و همکاران، ۱۳۹۷). قرار گرفتن آن در ساحل جنوبی بزرگترین دریاچه جهان به نام دریای مازندران (خزر) و همجواری با چهار کشور ساحلی این دریا یعنی کشورهای ترکمنستان، قزاقستان، روسیه و جمهوری آذربایجان از یک سو و واقع شدن در شمال کلان‌شهر تهران (پایتخت ایران) از سوی دیگر است. این استان با داشتن امتیاز حمل و نقل دریایی با کشورهای همسایه از طریق منطقه ویژه اقتصادی بنادر امیرآباد، فریدون‌کنار و بندر نوشهر و اسکله و سکوی نفتی نکا در شرق مازندران، اتصال آن به راه‌آهن سراسری ایران، وجود فرودگاه‌های بین‌المللی ساری، نوشهر و رامسر، برخورداری از سه جاده شوسه ارتباطی با استان تهران، و اقدام به سرمایه‌گذاری در طرح در دست ساخت آزادراه تهران - شمال با امکان دسترسی سریع با فاصله کوتاه ۱۲۱ کیلومتر، جایگاه ویژه‌ای در میان استان‌های کشور دارد (ویکیپدیا، ۱۴۰۰).

استان مازندران دارای ۲۲ شهرستان، ۵۷ بخش، ۱۳۱ دهستان و ۶۱ نقطه شهری می‌باشد. این استان با مساحتی حدود ۲۳۰۷۳۰ کیلومترمربع رتبه هجدهم و با جمعیت ۳۰۲۸۳۰۵۸۲ نفر، رتبه هفتم را در کشور

دارا می‌باشد. نرخ شهرنشینی در این استان ۷۸/۵۷ درصد و تراکم جمعیت ۳۷/۱۳۸ نفر در کیلومتر مربع می‌باشد. سازمان نقشه برداری کل کشور، ۱۴۰۰).



شکل ۱. نقشه استان مازندران

(منبع: سازمان نقشه برداری کل کشور، ۱۴۰۰)

یافته های تحقیق

در این مطالعه برای برآورد تابع صید، از تابع کاب-داگلاس به شرح زیر استفاده شد:

$$\log Y = \beta_0 + \beta_1 \log X_1 + \beta_2 \log X_2 + \beta_3 \log X_3 + \beta_4 \log X_4$$

معادله (۶)، که در آن :

$\log Y$ لگاریتم میزان صید (Kg)

$\log X_1$ لگاریتم تعداد ناو

$\log X_2$ لگاریتم تعداد نیروی انسانی

$\log X_3$ لگاریتم سرمایه صید

$\log X_4$ لگاریتم تعداد تورها

ارزش کل تولیدات از مجموع ارزش محصولات صیادی واحدها بر اساس میانگین قیمت در سال مورد بررسی محاسبه شده است.

کارایی فنی بهره برداران دارای لنج و واحدهای صیادی

در جدول ۱ نتایج به دست آمده از تخمین تابع آمده است. ضرایب دست آمده از تخمین ها نشان می‌دهد که در ارتباط با صید بهره برداران در به کارگیری نهاده های مورد بررسی در ناحیه دوم تولید عمل میکنند. درجه همگنی تابع ۰.۹۵۸ بوده که بیانگر بازده فزاینده نسبت به مقیاس (یعنی، اگر نهاده های تولید دو برابر شوند، میزان تولید کمتر از دو برابر افزایش مییابد) است. آماره R^2 مدل نیز ۸۵ درصد است که به عنوان معیار خوبی برازش مدل رگرسیون مطرح است، مواید آن است که ۸۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته (ارزش صید) از طریق متغیرهای مستقل (تعداد ناو، تعداد نیروی انسانی، تعداد تورها و سرمایه صید) تبیین شده که نشان دهنده یک درصد قابل قبول است. همچنین، آماره ضریب تبیین تعدیل شده \bar{R}^2 که معیاری قابل اعتمادتری است، نزدیک به آماره R^2 است که نشان دهنده خوبی و اعتبار مدل برازش داده شده است. آماره دوربین - واتسون مدل نیز نشان می دهد که رگرسیون انجام شده از لحاظ خودهمبستگی مشکلی ندارد. مقایسه آماره F محاسباتی با F جدول نیز فرضیه صفر بودن تمام ضرایب رگرسیون و بیمعنی بودن رگرسیون انجام شده را رد می نماید.

جدول ۱. نتایج برآورد تابع صید بهره برداران دارای لنج و واحدهای صیادی

پارامتر	ضریب	ارزش t	
β_0	۱۶۴۳	۲.۷	$R^2 = .85$
β_1	۰.۱۵۷	۳.۱	$\bar{R}^2 = 85.5$
β_2	۰.۱۳۲	۲.۸	F= 33.4
β_3	۰.۴۵۶	۳.۲	D.W.=2.08
β_4	۰.۲۱۳	۲.۸۸	

منبع: یافته های تحقیق

آزمونهای آماری و تخمین مدل

آماره لگاریتم یکی از متداولترین آماره هایی است که جهت آزمونهای مربوط به برآورد کننده های حداکثر درستنمایی بکار می رود. فرضیه های مربوط به نتایج حاصل از تخمین مدل مورد نظر با استفاده از آماره مزبور مورد آزمون قرار گرفت. این نسبت عبارتند از مقدار حداکثر تابع درستنمایی برای توابع مقید تحت فرضیه صفر به مقدار حداکثر درستنمایی برای توابع نامقید تحت فرضیه مقابل که بطور کلی آن را میتوان به شکل زیر بیان کرد:

$$LR = -2(\text{Logkilehood } H_0 - \text{Logkilehood } H_1)$$

(معادله ۷)، که در آن :

$\text{Logkilehood } H_0$ و $\text{Logkilehood } H_1$ به ترتیب مقادیر لگاریتم درستنمایی تحت فرضیه صفر و فرضیه مقابل است. آماره فوق به صورت مجانبی دارای توزیع چی دو با درجه آزادی برابر با تعداد قیود اعمال شده بر مدل تحت فرضیه صفر میباشد. مقدار لگاریتم تابع درستنمایی که در تخمینهای غیر مقید ارزیابی شده است باید نزدیک به مقدار لگاریتم تابع درستنمایی که در تخمینهای مقید ارزیابی شده است، باشد. برای تخمین تابع تولید مرزی، در این تحقیق، روش حداکثر راستنمایی پیشنهاد شده از سوی باتیس و کونلی به کار گرفته شد.

برای انجام آزمونهای آماری ابتدا مدل تابع سود مرزی را به شکل تابع سود باتیس و کوئلی در نظر گرفتیم:
 (معادله ۸) که در آن :

$\log Y$ لگاریتم میزان صید (Kg)

$\log X_1$ لگاریتم تعداد ناو

$\log X_2$ لگاریتم تعداد نیروی انسانی

$\log X_3$ لگاریتم سرمایه صید

$\log X_4$ لگاریتم تعداد تورها

در معادله U_i ، جزء متقارن و دربرگیرنده تغییرات تصادفی تولید ناشی از تأثیر عوامل خارج از کنترل مانند آب و هوا، و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_u^2 است. ، از سوی دیگر U_i مربوط به کارایی فنی واحدهاست و عوامل مدیریتی را در بر میگیرد، و دارای توزیع نرمال با دامنه یکطرفه است. برای واحدهایی که مقدار تولید آنها بر روی تابع تولید مرزی قرار میگیرد، U_i برابر با صفر است. برای واحدهایی که تولید آنها در زیر تابع تولید مرزی قرار میگیرد، U_i بزرگتر از صفر است. بنابراین بیانگر مازاد تولید مرزی از تولید واقعی در سطحی معین از مصرف نهاده است. جمله اختلال ترکیبی است که در آن U_i جز عدم کارایی و نیز سایر اختلال های تصادفی میباشد. جز عدم کارایی در مدل فوق، فرض می شود دارای توزیع نرمال منقطع در نقطه صفر با میانگینی برابر m_i و واریانس σ_{ii}^2 است. مدل مربوط به اثرات ناکارایی نیز به صورت معادله ۸ زیر میباشد:

$$U_i = \sigma_0 + \sigma_1 z_1 + \dots + \sigma_6 z_6 + w_i$$

که در آن عوامل موثر بر U_i برابر:

z_1 سن صیادان

z_2 سطح تحصیلات صیادان

z_3 شغل دوم صیادان

z_4 سابقه کاری مدیر صید

z_5 تحصیلات مدیر صید

z_6 تعداد روزهای طوفانی

نهایتاً کارایی فنی مورد نظر ما برابر است با معادله ۹ خواهد بود که به شرح زیر خواهد بود:

$$TE_{it} = \exp(-U_{it}) = \exp(-z_t \delta - w_{it})$$

بر اساس پیشنهاد باتیس و همکاران بایستی تابع مرزی تصادفی و اثر عوامل بر روی عدم کارایی فنی را با هم برآورد کرد. برای برآورد همزمان دو تابع، از بسته نرم افزاری Frontier 4/1 پیشنهادی باتیس و همکاران استفاده گردید. نتایج حاصل از آزمون فرضیه درستنمایی برای پارامترهای مدل تابع مرزی در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲- نتایج حاصل از آزمون فرضیه درستنمایی برای پارامترهای مدل تابع مرزی مورد بررسی

فرض H_0	مقدار لگاریتم تابع حداکثر درستمایی	مقدار آماره LR	درجه آزادی	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	رد یا قبول فرضیه
$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{(\sigma_u^2 + \sigma_v^2)} = 0$	-۶۳	۷۶	۶	۳۴.۷	رد فرضیه اولیه
$\mu = 0$	-۹۸	۱۲	۱	۳.۸۱	رد فرضیه اولیه
$\delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_5 = 0$	-۶۳	۱۱۸	۵	۹.۳۴	رد فرضیه اولیه

منبع: یافته های تحقیق

$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{(\sigma_u^2 + \sigma_v^2)} = 0$ مهمترین فرضیه مورد بررسی است. این فرضیه در صورتی برقرار است که اثرات عدم کارایی در تابع مرزی تصادفی وجود نداشته باشد. در صورت پذیرش این فرضیه کارایی قابل مشاهده نبوده و اختلاف صید ماهیان کیلکا ناشی از عوامل خارج از کنترل خواهد بود. با توجه به اینکه U_i یک متغیر تصادفی غیر منفی است؛ لذا عوامل موثر بر عدم کارایی نیز باید تصادفی باشند. به باور باتیس در صورت غیر تصادفی بودن عوامل موثر بر کارایی، این عوامل به صورت متغیر توضیحی قلمداد شده و در نتیجه فرضیات مربوط به U_i و V_i در مدل تصادفی قابل اعتبار نبوده و ضرایب قابل تخمین نخواهد بود. برای انجام این فرض دو مدل مورد تخمین قرار گرفت. در مدل اول عوامل موثر بر عدم کارایی فنی وجود داشته و در مدل دوم وجود نخواهد داشت.

$$LR = 2(-101 + 63) = 76$$

عدم پذیرش فرضیه اول نشان دهنده توزیع تصادفی اثرات عدم کارایی فنی در مدل است و از این رو، کارایی فنی قابل مشاهده یا به عبارتی، قابل اندازه گیری است. هر گاه مقدار آماره LR بزرگتر از مقدار بحرانی باشد، فرض صفر مبنی بر عدم وجود جز ناکارایی رد می شود که در این مورد این فرض رد می شود. بنابراین بر اساس نتایج بدست آمده اثرات عدم کارایی در مدل وجود داشته و اختلاف صید صیادان تنها ناشی از عوامل خارج از کنترل نمیباشد. $\mu = 0$ آزمون مربوط به توزیع نرمال ناقص و یا توزیع نیمه نرمال برای جز عدم کارایی است. μ بیانگر میانگین جمله اختلال U است. مثبت بودن این پارامتر، دال بر توزیع نرمال دوطرفه و برابر صفر بودن آن، نمایانگر توزیع نرمال یکطرفه برای U است.

$$LR = 2(-104 + 98) = 12$$

ارزش محاسباتی آماره μ از مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد اطمینان بزرگتر میباشد، لذا فرض صفر رد می شود؛ بنابراین توزیع نیمه نرمال برای جز عدم کارایی کافی می باشد.

$\sigma_0 = \sigma_1 = \dots = \sigma_5 = 0$ این فرض بیانگر صفر بودن یا عدم تاثیر عوامل اقتصادی- اجتماعی بر کارایی است. این فرض نشان میدهد متغیرهای توضیحی که بعنوان عوامل موثر بر ناکارایی انتخاب شدهاند، اثری بر ناکارایی صید ماهیان کیلکا ندارند.

$$LR = 2(-122 + 63) = 118$$

نتایج آزمون نیز در سطح معنی داری ۵ درصد نشان از معنی دار بودن پارامترهای مربوط به متغیرهای تاثیرگذار بر عدم کارایی است.

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد حداکثر درستنمایی پارامترهای مدل مورد بررسی

متغیرها	پارامتر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
constant	β_0	*۰.۲۶	۰.۰۴۳	۳.۲۲
log X ₁	β_1	*-۰.۰۷۶	۰.۰۶۴	۲.۵۷
log X ₂	β_2	*۰.۲۱۴	۱.۳۵	۲.۶۵
log X ₃	β_3	*۰.۱۳۴	۱.۰۷	۳.۱۶
log X ₄	β_4	*-۰.۱۸۷	۰.۴۳۲	۳.۰۷
constant	σ_0	***۱.۳۴	۱.۲۲	۱.۸۸
Z ₁	σ_1	*۰.۳۵۴	۰.۰۹۸	۲.۳۴
Z ₂	σ_2	** -۰.۶۳	۰.۵۳۲	-۳.۰۸
Z ₃	σ_3	*۰.۳۲۱	۱.۱۳	۲.۸۹
Z ₄	σ_4	*-۰.۱۶۷	۰.۹۶	-۲.۴۵
Z ₅	σ_5	*-۰.۰۶۷	۰.۵۴۳	-۲.۶۵۴
Z ₆	σ_6	*۰.۴۵۴	۱.۰۷	۲.۴۱
Sigma-squared	$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$	*۱۱.۴۳۳	۱.۱۴	۱۰.۰۳۲
(γ) Gamma	$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{(\sigma^2)}$	۰.۹۹	۰.۰۰۰۰	۵۰۷۶۵.۷۶
Log - likelihood			-۷۶.۸۷۱	

منبع: یافته‌های تحقیق. علامت * نشان دهنده سطح معنی داری در درصد، علامت ** در سطح ۵ درصد، علامت *** در سطح ۱۰ درصد. جدول ۳ نتایج حاصل از برآورد حداکثر درستنمایی پارامترها را در مدل مورد بررسی نشان می‌دهد. با توجه به اینکه چهار ورودی تعداد ناو، تعداد نیروی انسانی، سرمایه صید و تورها در سطح درصد معنی دار شده و با توجه به اینکه نهاده‌ها را بصورت لگاریتمی وارد تابع شده‌اند، لذا میتوان بیان نمود که در این تابع برآوردی، بازدهی نسبت به مقیاس صعودی می‌باشد. با توجه به مقدار γ نتیجه می‌گیریم که ناکارایی زیادی در مدل وجود دارد و درصد خیلی کمی از انحرافات از مرز کارایی مربوط به متغیرهای خارج از کنترل و متغیرهایی که وارد مدل نشده‌اند، میباشد. آماره دوربین - واتسن مدل نیز نشان میدهد که مدل برازش شده از لحاظ خودهمبستگی مشکلی ندارد. در این مدل $R^2 = ۰.۹۸$ بدست آمده که نشاندهنده خوبی و اعتبار مدل برازش داده شده است.

با توجه به جدول ۴، نتایج مربوط به آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد که:

عدم پذیرش فرضیه اول نشان دهنده توزیع تصادفی اثرات عدم کارایی فنی در مدل است و از این رو، کارایی فنی قابل مشاهده یا به عبارتی، قابل اندازه‌گیری است.

فرضیه دوم نشاندهنده صفر نبودن مقدار ثابت رابطه عوامل مؤثر بر عدم کارایی فنی است (همانگونه که میدانیم، مقدار ثابت بیانگر عوامل دیگری است که بر رابطه عدم کارایی مؤثرند اما در نظر گرفته نشده‌اند). به دیگر سخن، با این فرض، میخواهیم بدانیم که آیا دیگر عوامل مؤثر بر عدم کارایی نیز وجود دارند که آنها را در نظر

نگرفته ایم. لذا $\mu = 0$. آزمون مربوط به توزیع نرمال ناقص و یا توزیع نیمه نرمال برای جز عدم کارایی است. توزیع نیمه نرمال برای جز عدم کارایی توزیعی مناسب و کافی میباشد. فرضیه سوم نیز بیانگر صفر بودن یا عدم تاثیر عوامل اقتصادی- اجتماعی بر کارایی است. این فرض نشان میدهد متغیرهای توضیحی که بعنوان عوامل موثر بر ناکارایی انتخاب شده اند، اثری بر ناکارایی صید ماهیان کیلکا ندارند.

جدول ۴. نتایج حاصل از آزمون فرضیه درستی برای پارامترهای مدل تابع مرزی مورد بررسی

رد یا قبول فرضیه	فرض H_0
رد فرضیه اولیه	$\gamma = 0$
رد فرضیه اولیه	$\mu = 0$
رد فرضیه اولیه	$\sigma_0 = \sigma_1 = \dots = \sigma_5 = 0$

منبع: یافته های تحقیق

بررسی عوامل موثر بر کارایی نشان میدهد که هرچه تعداد ناو و تورها بیشتر شود کارایی اقتصادی کاهش مییابد. و متقابلاً هر چه تعداد نیروی انسانی و سرمایه صید افزایش مییابد کارایی اقتصادی نیز افزایش خواهد یافت. با توجه به ضرایب معنیدار شده و بدست آمده مشاهده میشود که سه عامل از میان عوامل تاثیرگذار، تاثیر منفی بر ناکارایی اقتصادی صید ماهیان کیلکا مورد بررسی داشته اند که عبارتند از: ۱- سطح تحصیلات صیادان، ۲- سابقه کاری مدیر صید ۳- تحصیلات مدیر صید. لذا میتوان دریافت که با افزایش میزان تحصیلات مدیر و صیادان عامل ناکارایی کاهش مییابد و لذا میتوان گفت که استفاده از فارغ التحصیلان دانشگاهی که در رشته های مرتبط تحصیل کرده اند میتواند باعث افزایش کارایی و راندمان صید شود. هر چه سابقه کاری و تجربه مدیریتی بیشتر باشد کارایی اقتصادی صید نیز افزایش مییابد.

در این تحقیق تاثیر متغیر روزهای طوفانی بر کارایی صید ماهیان کیلکا نیز بررسی شد. همچنان که یزدانی و همکاران هم در مقاله خود برای اولین بار اثر روزهای طوفانی بر کارایی تعاونیها را بررسی کرده بودند؛ در این مطالعه نیز این متغیر تاثیر منفی خود بر کارایی صید را نشان داد. ضریب این متغیر بیانگر این است که افزایش میانگین روزهای طوفانی باعث کاهش کارایی میشود.

متغیر شغل دوم صیادان تاثیر منفی بر کارایی صید دارد به اینصورت که اگر صیادان در نیمه اول سال به فعالیتی مشغول نباشند و درآمد آنها صرفاً از صید در نیمه دوم سال حاصل شود، بر میزان کارایی صید تاثیر منفی دارد. لذا در صورتی که شرایط به گونه ای فراهم شود که صیادان در نیمه اول سال به فعالیتهای مرتبط با صیادی مشغول شوند، تاثیر مثبتی بر کارایی صید ماهیان کیلکا خواهد داشت.

نتایج کارایی فنی بر اساس مدل نهایی در سطوح مختلف در جدول ۵ نشان داده شده است. بر این اساس، بالاترین کارایی فنی در این گروه ۹۷ درصد و پایین ترین آن ۴۶ درصد است. با توجه به این نتایج، میانگین کارایی فنی بهره برداران مورد مطالعه نیز ۸۷ درصد میباشد.

جدول ۵. توزیع کارایی بهره برداران

درصد کارایی فنی	فراوانی	فراوانی نسبی
≤ 40	۰	۰
$40 < \leq 60$	۳	۱۰
$60 < \leq 80$	۰	۰
$80 < \leq 100$	۲۷	۹۰
کل	۳۰	۱
میانگین	۸۷	حداقل ۴۶
دامنه	۴۱	حداکثر ۹۷

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و دستاورد علمی پژوهشی

در این پژوهش برای محاسبه کارایی فنی تولید با استفاده از روش پارامتریک و تخمین تابع مرزی تصادفی داده‌ها برای سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۶ اقدام گردیده و با بکارگیری روش حداکثر راستنمایی پیشنهاد شده از سوی باتیس و تابع مورد نظر مورد برآزش قرار گرفت. به منظور تخمین تابع تولید مورد نظر از چهار متغیر مستقل: تعداد ناو، تعداد نیروی انسانی، سرمایه صید، تعداد تورها و برای تعیین عوامل موثری بر ناکارایی از متغیرهای: سن صیادان، سطح تحصیلات صیادان، شغل دوم صیادان، سابقه کاری مدیر صید، تحصیلات مدیر صید، تعداد روزهای طوفانی استفاده گردید.

همچنین نتیجه آزمون مربوط به وجود و یا عدم وجود ناکارایی در مدل نشان داد که عمده انحرافات از مرز کارایی مربوط به جز عدم کارایی و درصد ناچیزی مربوط به جز اخلاص می‌شود. برآورد تابع سود صیادان ماهیان کیلکا با استفاده از روش تابع مرزی تصادفی نشان داد که سود مرزی صیادان با تعداد تورها و تعداد ناو رابطه منفی دارد. یعنی با افزایش این متغیرها کارایی کاهش می‌یابد. و با افزایش تعداد نیروی انسانی و سرمایه صید کارایی اقتصادی افزایش می‌یابد.

متغیر شغل دوم صیادان تاثیر منفی بر کارایی صید دارد به اینصورت که اگر صیادان در نیمه اول سال به فعالیتی مشغول نباشند و درآمد آنها صرفاً از صید در نیمه دوم سال حاصل شود، بر میزان کارایی صید تاثیر منفی دارد. لذا در صورتی که شرایط به گونه‌ای فراهم شود که صیادان در نیمه اول سال به فعالیتهای مرتبط با صیادی مشغول شوند، تاثیر مثبت بر کارایی صید ماهیان کیلکا دارد. سه عامل از میان عوامل تاثیرگذار، تاثیر منفی بر ناکارایی اقتصادی صید ماهیان کیلکا مورد بررسی داشته‌اند که عبارتند از: ۱- سطح تحصیلات صیادان، ۲- سابقه کاری مدیر صید ۳- تحصیلات مدیر صید. با افزایش میزان تحصیلات مدیر و صیادان عامل ناکارایی کاهش می‌یابد و لذا در این راستا باید از فارغ التحصیلان دانشگاهی که در رشته‌های مرتبط تحصیل کرده‌اند جذب این بخش شوند. هر چه سابقه کاری و تجربه مدیریتی بیشتر باشد کارایی اقتصادی صید افزایش می‌یابد.

سابقه صید و صیادی و فعالیتهای شیلات در منطقه به اوایل پیروزی انقلاب اسلامی بر میگردد. پیش از انقلاب، استحصال آبزیان از دریا منحصر به معدودی صیاد و شناور بود که به طور متوسط، سالانه سه تا چهار هزار تن صید انجام می دادند و به دلیل نبود هرگونه امکاناتی در این منطقه، این میزان صید خواه در خود منطقه و نوار ساحلی آن و خواه به صورت نمک سودشده، در مراکز جمعیتی مجاور آن مصرف می شد. تا پیش از برنامه اول توسعه اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و سیاسی، شیلات بر مبنای تصدیگری عمل می کرد و بر اساس این سیاست، به کارهایی چون خرید و فروش ماهی و تهیه ابزار و ادوات صید میپرداخت؛ اما از ابتدای برنامه اول توسعه و در راستای سیاستهای دولت مبنی بر واگذاری اموری که مردم توانایی انجام آن را دارند به خودشان، شیلات سیاست متولیگری را اتخاذ کرد و بر اساس این سیاست، بیشتر به ایجاد زیرساختها و زیربنایها پرداخته است. پس از تغییر این سیاست، تعاونی های صیادی ایجاد شد تا بتوانند مشکلات جامعه را تا حد زیادی حل کنند.

برآورد کارایی فنی بر اساس مدل نهایی در سطوح مختلف آمده که بر این اساس، بالاترین کارایی فنی در این گروه ۹۷ درصد و پایین ترین آن ۴۶ درصد است. میانگین کارایی فنی بهره برداران ۸۷ درصد است. دامنه بین حداقل و حداکثر کارایی نیز ۴۱ درصد محاسبه شد که میتوان آن را ناشی از مسائل مدیریتی دانست؛ و با بهبود و بازنگری شیوههای مدیریت، می توان بر میزان افزایش تولید و کارایی استفاده از نهادهای تولیدی افزود.

۱. نتایج حاکی از آن است که هرچه تعداد ناو و تورها بیشتر شود کارایی اقتصادی کاهش مییابد. در

نتیجه تعیین یک حد بهینه سبب جلوگیری از اتلاف منابع می شود.

۲. با افزایش میزان تحصیلات مدیر و صیادان عامل ناکارایی کاهش مییابد و لذا در این راستا باید از

فارغ التحصیلان دانشگاهی که در رشتههای مرتبط تحصیل کردهاند جذب این بخش شوند.

۳. ضریب روزهای طوفانی بیانگر این است که افزایش میانگین روزهای طوفانی باعث کاهش کارایی

میشود.

۴. متغیر شغل دوم صیادان تاثیر منفی بر کارایی صید دارد.

۵. کارایی محاسبه شده صید ۸۷ درصد است و دامنه بین حداقل و حداکثر کارایی نیز ۴۱ درصد

محاسبه شد که می توان آن را ناشی از مسائل مدیریتی دانست؛ و با بهبود و بازنگری شیوههای

مدیریت، می توان بر میزان افزایش تولید و کارایی استفاده از نهادهای تولیدی افزود.

منابع

جبارزاده شیاده، سید مهدی، محبی، محمد، کامرانی، احسان و صفایی، محسن (۱۳۹۶). نقش و جایگاه اقتصاد تعاونی در برنامه ریزی توسعه پایدار روستایی. فصلنامه علمی پژوهشی جغرافیا و برنامه ریزی منطقه ای. سال هشتم، شماره ۱، ص ۳۱-۱۷.

دهم‌ده، نظر، هاشمی تبار، محمود (۱۳۸۸). تحلیل و ارزیابی کارایی فنی تعاونیهای صید و صیادی با استفاده از تابع مرزی تصادفی: مطالعه موردی منطقه چابهار. فصلنامه روستا و توسعه، سال ۱۲، شماره ۱، بهار ۱۳۸۸، صفحات ۱۸۸-۱۶۹

سازمان نقشه برداری کشور (به آدرس: <https://www.ncc.gov.ir>)

محمودی، نازیا ملک و لطفی، حیدر (۱۳۹۹). قابلیت‌ها و تنگناهای صیادی و پرورش آبزیان در آمایش مناطق محروم ساحلی (مطالعه موردی پسا بند، چابهار) سیستان و بلوچستان. فصلنامه علمی پژوهشی جغرافیا و برنامه ریزی منطقه ای. سال دهم، شماره ۲، ص ۹۷۸-۹۶۵.

نیک پور، عامر، مهر علی تبار، مرتضی، رضازادهف مرتضی و القلی تبار، فاطمه (۱۳۹۷). توزیع فضایی خدمات بهداشتی - درمانی از منظر عدالت اجتماعی (مطالعه موردی شهرستان های استان مازندران). فصلنامه علمی پژوهشی جغرافیا و برنامه ریزی منطقه ای. سال هشتم، شماره ۴، ص ۱۵۸-۱۴۵.

Ahmad, M. & B. E. Bravo-Ureta (1995), "An Econometric Decomposition of Dairy Output Growth", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 77, PP. 914-921.

Bravo-Ureta, B.E. & L. Rieger (1990), "Alternative Production Frontier Methodologies and Dairy Farm Efficiency", *Agricultural Economics*, Vol. 41, PP. 215-226.

Carter, C. A. & B. Zhang (1998), "The Weather Factor and Variability in Chinas Grain Supply", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 26, PP. 529-543.

Carter, D. R. & F. W. Cabbage (1995), "Stochastic Frontier Estimation and Sources of Technical Efficiency in Southern Timber Harvesting", *Forest Science*, Vol. 41, PP. 576- 593.

Charnes, A., Cooper, W. & E. Rhodes (1978), "Measuring the Efficiency of Decision Making Units", *European J. Operational Research*, Vol. 2, No. 6, PP. 429-444.

Chiang, F. S., Sun, C. H. & J. M. Yu (2004), "Technical Efficiency Analysis of Milkfish (*Chanos chanos*) Production in Taiwan- an Application of the Stochastic Frontier Production Function", *Aquaculture* 230, PP. 99- 116.

Coelli, T., Prasada Rao, D. S. & G. E. Battese (2002), "An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis", Kluwer Academic Publishers.

Daata, K. K. & P. K. Joshi (1992), "Economic Efficiencies and Land Augmentation to Increase Agricultural Production: A Comparative Analysis for Investment Priorities", *Indian Journal of Agricultural Economic*, Vol. 47, PP. 476-488.

Deng, X., Luo, Y., Dong, S. & X. Yang (2005), "Impact of Resources and Technology on Farm Production in Northwestern China", *Agricultural System*, Vol. 84, PP. 155-169.

Fan, S. (1991)", Effects of Technological Change and Institutional Reform on Production Growth in Chinese Agriculture", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73, PP. 266-275.

Farrell, M.J. (1957), "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A 120, PP. 253- 281 (Part 3).

Fao, Food and Agricultural Organization (2007), *Statistical Database*, <http://www.fao.org>.

Fousekis, P. & S. Klonaris (2003), "Technical Efficiency Determinants for Fisheries: a Study of Trammel Netters in Greece", *Fisheries Research*, Vol. 63, PP. 85-95.

Gerdin, A. (2002), "Productivity and Economic Growth in Kenyan Agriculture (1969-1996) ", *Journal of Agricultural Economic*, Vol. 27, PP. 7-13.

Kaufmann, R. K. & S. E. Snell (1997), "A Biophysical Model of Corn Yield: Integrating Climatic and Social Determinants", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 79, PP. 178-190.

Kuroda, Y. (1987), "The Prosecutor's Structure and Demand for Labor in Post War Japanese Agriculture (1952-1982) ", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 62, No. 2, PP. 328-336.

Lin, J. Y. (1992), "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *the American Economic Review*, Vol. 82, PP. 34-51.

Lindert, P. H. (1999), "The Bad Earth? China's Soil and Agricultural Development since the 1930s", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 47, PP. 701-736.

Mao, W. & W. W. Koo (1997), "Productivity Growth, Technological Progress and Efficiency Change in Chinese Agriculture after Rural Economic Reforms: A DEA Approach", *China Economic Review*, Vol. 8, No. 2, PP. 157-174.

Sharma, K. R., Pingson, L. & C. Hailiang (1999), "Economic Efficiency and Optimum Stocking Densities in Fish Polyculture: An Application of Data Envelopment Analysis (DEA) to Chinese Fish Farmers", *Aquaculture*, Vol. 180, No. 3-4, PP. 207-221.

Thiele, H. & C. M. Broderson (1997), "Application of Nonparametric (DEA) to the Efficiency of Farm Businesses in the East German Transformation Process", *Agrarwirtschaft*, Vol. 46, PP. 407-416.

Estimation of technical and economic efficiency in Kilka fishing industry in order to help regional planning of the southern shores of the Caspian Sea and its impact on urban and rural livelihoods of the region