"مقاله پژوهشی"

تعیین کارایی واحدهای پرورش ماهی قزل‌آلا با استفاده از روش تحلیل مرزی پارامتری در استان لرستان (مطالعه موردی شهرستان الشتر)

بهروز یاراحمدی [۱*]، محسن محمدی ساعی [۱]، رضا پهلوانی [۲]، مهناز صالحی [۳]

۱. بخش تحقیقات علوم دامی مرکز آموزش و تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی لرستان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی ، ایران
۲. بخش تحقیقات اقتصادی و روستایی مرکز آموزش و تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی لرستان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی ، ایران
۳. بخش شیلات جهاد کشاورزی شهرستان الشتر، استان لرستان، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۶/۲۲

چکیده

به منظور بررسی کارایی مزارع پرورش و تابع تولید ماهی قزل‌آلا، مطالعه فوق در سال ۱۳۹۶ در واحد پرورش ماهی قزل‌آلا مستقر در شهرستان الشتر انجام شد. روش جمع‌آوری اطلاعات از طریق مصاحبه و پرسشنامه بود. داده‌های مربوط به توابع تولید به‌وسیله توابع کاب داگلاس و کارایی فنی به‌وسیله روش تابع تولید مرزی پارامتری برآورد شد. نتایج نشان داد میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی به ترتیب ۷۲/۹، ۶۵/۲ و ۵۹/۸ درصد بوده که نشان‌دهنده پتانسیل قابل‌ملاحظه واحدها در افزایش بازدهی آن‌ها بود. نتایج تابع تولید ماهی قزل‌آلا نشان داد میزان خوراک مصرفی و مساحت استخر ماهی در مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا با ضرایب کشش (۰/۳۶۹ و ۰/۲۷۰) بیشترین تأثیر را بر تولید ماهی قزل‌آلا داشتند ($P<0/01$). نتایج نشان داد اکثر مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا الشتر به دلیل عدم رعایت اصول اقتصادی در مدیریت، عدم شناخت عوامل مؤثر بر تولید سود نبوده و از کارایی و سوددهی کمی برخوردار بودند. به طورکلی با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، بین واحدهای مورد مطالعه در شهرستان الشتر ازنظر عملکرد اقتصادی فاصله‌ی بسیار زیادی وجود داشت. این موضوع ناشی از عدم توجه به مسایل مدیریتی در انتخاب ترکیب مناسب نهاده‌ها (کارایی تخصیصی پایین) بود. بنابر این بهبود شرایط واحدهای پرورش اعم از تغذیه و وضعیت بهداشتی برای افزایش کارایی و تولید در واحدهای پرورش ماهیان سردابی در شهرستان الشتر ضرورت دارد.

کلمات کلیدی: مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا، کارایی فنی، تابع تولید مرزی پارامتری، شهرستان الشتر

*عهده دار مکاتبات Behrouzy@gmail.com

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]

مقدمه

استان لرستان به دلیل تنوع بالای آب و هوایی و در اختیار داشتن ۱۲ درصد آب‌های کل کشور، محیطی مستعد برای پرورش و تکثیر آبزیان است. یکی از مزیت‌هایی استان لرستان و به ویژه شهرستان الشتر وجود چشمه‌های طبیعی آب سرد بوده که امکان رشد و توسعه مزارع و کارگاه‌های پرورش ماهی را فراهم می‌آورد. استان لرستان با داشتن بیش از ۵۰۰ مزرعه پرورش ماهی در حدود ۱۳/۵ درصد تولید ماهیان سرد آبی کشور با حدود ۱۴۴ هزار تن را به خود اختصاص داده است. میزان تولید آبزیان لرستان در سال ۹۶ حدود ۲۸هزار تن بود . استان لرستان با تکثیر ۱۷۰ میلیون قطعه بچه ماهی مقام اول در زمینه تکثیر ماهیان سرد آبی و در حدود ۱۷ درصد مزارع سرد آبی کشور را در خود جای‌داده است. سرانه مصرف ماهی در سال ۹۳ در شهرستان الشتر نزدیک به ۴/۷ کیلوگرم برای هر نفر بوده است که در سال ۱۳۹۶ به ۶/۴ کیلوگرم برای هر نفر افزایش یافته است. شهرستان الشتر دارای ۴۸ مزرعه فعال پرورش ماهی است که سالانه سه هزار و ۸۰۰ تن ماهی قزل‌آلا تولید می‌کنند و این شهرستان توانسته است رتبه سوم لرستان را در زمینه تولید ماهیان سردابی به خود اختصاص دهد. شهرستان الشتر همچنین با تولید سالانه ۵۷ میلیون قطعه بچه ماهی توانسته رتبه نخست استان را در زمینه تولید و تکثیر بچه ماهی به خود اختصاص داده است (اداره کل شیلات استان لرستان، ۱۳۹۷).

کارایی ازجمله مهم‌ترین ابزارها در تحلیل شرایط تولید واحدهای اقتصادی است. انواع کارایی بررسی‌شده است شامل کارایی فنی، تخصیصی، اقتصادی و مقیاس است. کارایی فنی نشان‌دهنده توانایی واحد در جهت دستیابی به حداکثر بازده ممکن از منابع مورداستفاده است. از تحلیل کارایی برای مشخص کردن امکانات افزایش تولید و به‌عنوان مکملی مناسب برای مجموعه سیاست‌های اتخاذ شده استفاده می‌شود (Farrel, 1957). تابع تولید یک مفهوم کاملاً فیزیکی است و به طور ساده رابطه بین ستاده و نهاده‌های تولید را نشان می‌دهد. این تابع بیانگر حداکثر محصولی است که از ترکیبات مختلف نهاده‌های تولید به دست می‌آید. در این تعریف، هم‌مقدار محصول و هم مقادیر نهاده‌ها به‌صورت فیزیکی بیان می‌شود. نتایج برخی پژوهش‌ها نشان داد که تابع تولید کاب- داگلاس(Cobb-Douglas) بهترین فرم برآورد تابع تولید است (Kompas and Che, 2004).

تقسیم‌بندی کارایی به طورمعمول بدین گونه است که سه گروه کارایی: کارایی فنی (Technical Efficiency)، کارایی تخصیصی (Allocative Efficiency) کارایی اقتصادی (Economic Efficiency) محاسبه می‌شود. کارایی فنی، حداکثر تولید ممکن است که بتوان از مقدار مشخصی عوامل تولیدی به دست آورد. کارایی تخصیصی نیز به‌کارگیری ترکیبی از عوامل تولید است که موجب حداقل هزینه برای واحد تولید کنونی شود و به حداکثر سود با روش‌های کنونی تولید منجر شود. کارایی اقتصادی که به آن کارایی کل نیز می‌گویند، از حاصل‌ضرب کارایی فنی و کارایی تخصیصی به دست می‌آید. در تعریف کارایی اقتصادی، توانایی واحد در به دست آوردن حداکثر سود ممکن با توجه به قیمت و سطوح نهاده‌ها موردتوجه است (Farrell, 1957). از راه محاسبه سه شاخص، بخشی از ناکارایی عوامل که مرتبط با ناکارا عمل کردن فناوری تولید است از ناکارایی در تخصیص عوامل ازنظر قیمت و هزینه متمایز می‌شود.

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]

در زمینه اندازه‌گیری کارایی و تحلیل آن مطالعات زیادی صورت گرفته است. این مطالعات، عمدتاً با استفاده از دو روش پارامتریک و نا پارامتریک انجام‌شده‌اند. از میان روش‌های پارامتریک، تحلیل تابع مرزی تصادفی Stochastic Frontier ((SFA) Analysis)و از میان روش‌های ناپارامتریک، تحلیل فراگیر داده‌ها Data Envelopment) (Analysis (DEA) عمومیت بیشتری دارند. در تخمین تابع تولید مرزی قطعی از روش‌های برنامه‌ریزی خطی (LP)، روش حداقل مربعات معمولی تصحیح‌شده (COLS) و حداکثر درستنمایی (ML) استفاده می‌شود. نتایج نشان داد که میزان کارایی فنی محاسبه‌شده با روش‌های مختلف، همبستگی زیادی با هم دارند (زیبایی و محمود زاده، ۱۳۸۹). یکی از متداول‌ترین روش‌های اندازه‌گیری کارایی فنی، استفاده از تابع تولید مرزی است. شایان‌ذکر است که چنانچه اختلاف تولید واقعی از تولید مرزی به عوامل مدیریتی نسبت داده شود، تابع مذکور را تابع تولید مرزی قطعی پارامتری (Deterministic Parametric Frontier) می‌نامند. چنانچه تابع تولید مرزی پارامتریک قطعی با روش حداقل مربعات تصحیح‌شده Corrected Ordinary) (Least Squares (COLS)) برآورد شود به آن تابع تولید مرزی پارامتریک قطعی می‌گویند. روش حداقل مربعات معمولی تصحیح شده نخستین بار در سال ۱۹۷۴ میلادی توسط ریچموند ابداع شد (Richmond, 1974).

استفاده از تابع مرز قطعی (حداقل مربعات اصلاح‌شده) برای تخمین کارایی اقتصادی نیز برای اولین بار در ایران توسط یزدانی و اسماعیلی (۱۳۷۴) صورت گرفت. از معدود مطالعاتی که به تحلیل کارایی واحدهای پرورش ماهی پرداختند می‌توان به Sharma و همکاران (۱۹۹۹) اشاره کرد که کارایی مزارع چندمنظوره تولید محصول و پرورش ماهی در چین را ارزیابی نمودند. همچنین، مطالعه دیگری توسط Chiang و همکاران (۲۰۰۴) میان واحدهای پرورش شیرماهی در تایوان انجام شد که حاکی از نزولی بودن بازده نسبت به مقیاس بود. نجفی و همکاران (۱۳۹۷) در تخمین تابع تولید و محاسبه بهره‌وری عوامل تولید ماهیان گرمابی استان کرمانشاه نشان دادند که بایستی وسعت مزارع را افزایش داد و از اراضی بیشتری برای این فعالیت اقتصادی استفاده کرد. در مطالعه‌ای باهدف تحلیل شرایط تولید پرورش ماهی قزل‌آلا در استان فارس، میانگین کارایی‌های فنی، تخصیصی و مقیاس تحت فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس به ترتیب ۰/۹۶۳، ۰/۶۲۲ و ۰/۹۸۴ بود (نقشینه فرد و همکاران، ۱۳۹۰).

علیخانی و همکاران (۱۳۹۴) در بررسی کارایی تکنیکی و ریسک تولید در مزارع پرورش ماهی سرد آبی شهرستان کامیاران با استفاده از مدل تابع مرزی تصادفی نشان دادند که تولید محصول ماهی به‌طور معنی‌داری تحت تأثیر نهاده‌های خوراک مصرفی، نیروی کار و تعداد بچه ماهی بود. مصطفی‌زاده (۱۳۸۸) با استفاده از تابع تولید کاب داگلاس به برآورد تابع تولید ماهیان سرد آبی در استان‌های گیلان و گلستان پرداخته و نشان داد متغیرهای توضیحی تعداد بچه ماهی، سرمایه، مقدار غذا و تعداد نیروی کار و میزان تحصیلات مدیر مزرعه اثر معنی‌داری روی تولید دارند. Hassanpour و همکاران (۲۰۱۱) در تحقیقی به عوامل مؤثر بر تغییرات فنی و رشد بهره‌وری در ماهی قزل‌آلا در ایران پرداخته و دمای مناسب آب ، برگزاری و افزایش کارگاه‌های آموزشی و ارتقاء سطح تحصیلات مدیران را به عنوان عوامل تأثیرگذار بیان نمودند.

Boyed و Lovell (۱۹۹۱) در پژوهش خود برای تخمین تابع تولید ماهی از متغیرهای مستقل مقدار

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]

غذا، میزان سرمایه، نیروی کار و تعداد قطعه ماهی استفاده کردند. این پژوهش نشان داد که نهاده‌های مقدار غذا، تعداد قطعه ماهی و میزان سرمایه در ناحیه اول تولید و نهاده نیروی کار در ناحیه سوم تولید به کار می‌روند. یزدانی و همکاران (۱۳۹۸) با هدف مطالعه حاضر ارزیابی بهره‌وری کل عوامل تولید و کارایی مزارع پرورش ماهی در قفس در استان مازندران نتیجه گرفتند میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی نیز به ترتیب برابر ۰/۸۸۴، ۰/۷۲۵ و ۰/۶۴۵ بود. سردارشهرکی و اسفندیاری (۱۳۹۸) در مطالعه عملکرد تولیدکنندگان ماهیان سرد آبی مزارع پرورش قزل‌آلای رنگین کمان استان اصفهان نشان دادند میانگین سطوح کارایی فنی در مدل با فرض بازده ثابت به مقیاس معادل ۷۰/۸۱٪ با انحراف معیار ۰/۲۵۸ بوده و تنها ۲۳/۳٪ مزارع پرورش ماهی روی مزر کارا قرار دارند، اما ناکارایی سایر واحدها زیاد نیست.

حسن‌پور و کشاورز (۱۳۸۷) در تحلیل بهره‌وری عوامل تولید و تعیین کارایی اقتصادی مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا در استان کهگیلویه و بویراحمد نشان دادند که میانگین شکاف بین بهترین و بدترین مزرعه پرورش ماهی ازنظر کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی در استان به ترتیب ۲۸/۱۱،۱/۸ و ۳۱/۳ درصد بود. عابدی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای باهدف بررسی کارایی و سودآوری واحدهای پرورش ماهی قزل‌آلا در استان فارس، میانگین کارایی فنی، تخصیصی و مقیاس تحت فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس را به ترتیب ۰/۹۳۷، ۰/۵۱۲ و ۰/۹۷۱ گزارش کردند. زیبایی و محمود زاده (۱۳۸۹) در تحلیل بهره‌وری کل عوامل تولید واحدهای پرورش ماهیان سردابی در استان فارس نشان دادند که شکاف بین بهترین تولیدکننده و سایر تولیدکنندگان بسیار محدود است و بنابراین برای افزایش تولید باید بر راهکارهای مبتنی بر معرفی فناوری نوین تأکید نمود.

بدیهی است که عوامل مدیریتی و عوامل اقتصادی و اجتماعی متعدد در استفاده بهینه از نهاده‌ها و تولید گوشت ماهی در مزارع پرورش ماهی مؤثر بوده که قابل تحقیق و بررسی می‌باشد. تاکنون مطالعه‌ای در زمینه وضعیت اقتصادی صنعت پرورش ماهی در شهرستان الشتر انجام‌نشده است. در همین راستا و با توجه به پتانسیل بالای شهرستان الشتر در تولید ماهی سردابی در مطالعه حاضر تلاش شده است با استفاده از مفاهیمی مانند تابع تولید، انواع کارایی برای بهبود شرایط تولید واحدها ارائه گردد. بر این اساس در این مطالعه، تابع تولید ماهی و کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا تعیین می‌شود. نتایج این تحقیق می‌تواند برای اتخاذ سیاست‌های مطلوب در جهت افزایش کارایی اقتصادی مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا استان مؤثر باشد.

مواد و روش‌ها

به منظور بررسی وضعیت مدیریت و کارایی مزرعه پرورش ماهی قزل‌آلا شهرستان الشتر ابتدا آمار مزارع پرورش ماهی قزل‌آلاهای فعال در سال ۱۳۹۶ از مدیریت شیلات شهرستان الشتر تهیه شد. بر اساس بررسی‌های به‌عمل‌آمده در شهرستان سلسله ۴۸ مزرعه پرورش ماهی قزل‌آلا در سال ۱۳۹۶ فعال بود. جمع‌آوری اطلاعات از طریق مصاحبه حضوری و پرسشنامه بود. برای این منظور از ۴۸ مزرعه پرورش ماهی پرسشنامه تکمیل شد. دسته بندی سؤالات پرسشنامه شامل اطلاعات و تحصیلات مدیران، عوامل مؤثر در تولید از قبیل سرمایه، خرید بچه ماهی، بهداشت، نیروی کار، مسائل مدیریتی ، خوراک مصرفی، دبی و دمای آب ورودی و مساحت استخر

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]

ماهی بود. همچنین مقدار هزینه هر یک از اقلام نهاده ها ، میزان مصرف نهاده‌ها و درآمد مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا از موارد مورد پرسش در پرسشنامه بود.

همچنین برای پایایی پرسشنامه تحقیق از آماره ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. روش آلفای کرونباخ یکی از روش‌های تعیین پایایی پرسش‌نامه با تأکید بر همبستگی درونی داده‌هاست که در این روش با استفاده از فرمول و داده‌های موردمطالعه یک ضریب آلفا محاسبه می‌شود که اگر این ضریب بیشتر از ۰/۷ باشد آزمون از پایایی قابل‌قبولی برخوردار است که در این تحقیق ضریب آلفا برای پرسشنامه‌ها بیشتر از ۰/۷ بود که بیانگر حد قابل‌قبول پایایی پرسشنامه‌ها بود. داده‌های مربوط به توابع تولید به‌وسیله توابع کاب داگلاس و کارایی فنی واحدها با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS16 و Frontier4 برآورد شد.

تابع تولید مرزی پارامتریک قطعی با روش حداقل مربعات تصحیح شده برآورد می‌شود. در این روش، ابتدا تابع تولید متوسط از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شده تا بهترین برآوردگرهای ناااریب برای β ها به دست آید. فرم کلی تابع مرزی پارامتریک قطعی به‌صورت زیر می‌باشد:

$$Y_i = f(X_{ki}, \beta)\exp(-u_i) \quad \text{رابطه (۱)}$$

در رابطه (۱)، Y_i تولید واحد i ام، X_i بردار نهاده k ام واحد i ام، β بردار پارامترها، Ui جمله پسماند یا خطا و $f(X_{ki}, \beta)$ تولید حداکثر بود.

در مرحله بعد، بر اساس پیشنهاد گرین (Greene, 1980) تابع تا جایی که هیچ پسماند مثبتی نباشد و یکی از آن‌ها صفر گردد، تغییر داده می‌شود. این امر از طریق اضافه نمودن بزرگ‌ترین جمله پسماند مثبت (Residual) به عرض از مبدأ (Intercept) تابع تولید متوسط به دست می‌آید.

اگر تابع تولید کاب- داگلاس به‌صورت ذیل باشد:

$$LnQ=A\sum_{i=1}^{m} a_i \ln X_i \quad \text{رابطه (۲)}$$

که در آن Q مقدار تولید نهاده تولید i ام، Aعرض از مبدأ، α_i کشش تولید، X_i نهاده تولید i ام، می‌باشد. با افزودن جمله پسماند به عرض از مبدأ، تابع تولید مرزی پارامتریک قطعی آماری به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$LnQ_f=\dot{A}+\sum_{i=1}^{m} a_i \ln X_i \quad \text{رابطه (۳)}$$

که در آن Q_f مقدار تولید مرزی و $\dot{A} = A + \varepsilon_{max}$ است.

با جایگزین کردن میزان مصرف نهاده‌های واحدهای نمونه در این تابع، تولید حداکثر آن‌ها یا همان تولید مرزی Y_iبه دست می‌آید. به عبارتی از تقسیم مقدار ستاده واقعی هر واحد بر مقدار ستاده مرزی با همان مقدار از نهاده‌های مصرفی، کارایی فنی واحد محاسبه می‌گردد. از معیار تیمر برای اندازه‌گیری کارایی فنی به‌صورت زیر استفاده شد (Timmer, 1971):

$$TE_i=\frac{Y_i}{Y_i} \quad \text{رابطه (۴)}$$

که در آن TE_i :کارایی فنی واحد تولیدی i ام، Y_i تولید واقعی واحد تولیدی i ام، Y_iحداکثر تولید قابل‌دسترسی در واحد i ام در سطح معین استفاده از نهاده‌ها یا عملکرد مقدار ستادهای که بر اساس ستاده مرزی تابع تولید حاصل می‌شود .مدیریت ریسک درواقع استفاده از روش‌ها، ابزارها و سیاست‌های گوناگون برای کاهش اثرات منفی انواع مختلف مخاطرات است. استفاده از این ابزارها می‌تواند موجب تغییر در توزیع احتمالی نهایی فعالیت‌های کشاورزان شود (Hardaker *et al*., 2004).

در این تحقیق برای اندازه‌گیری ریسک از معیار ضریب تغییرات (Coefficient of variation) استفاده شد. اندازه‌گیری ریسک به لحاظ نظری عبارت است

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]

از برآورد احتمالات بروز نتایج آینده (Turvey and Zaho, 1999) و یکی از روش‌های متداول اندازه‌گیری ریسک، تعیین ضریب تغییرات می‌باشد که به‌صورت زیر محاسبه شد (Roberts *et al*., 2003).

رابطه (۵) $CV=\frac{SD}{M}$

که در آن CV ضریب تغییرات، SD انحراف معیار متغیر موردبررسی، Mمیانگین متغیر موردبررسی است.

هرچه میزان این معیار بزرگ‌تر باشد، نشان‌دهنده وجود ریسک بالاتر برای متغیر موردنظر است (Roberts *et al*., 2003). به این منظور پس از بررسی توابع تولید موجود، توابع تولید کاب -داگلاس و ترانسندنتال در نظر گرفته شد. برای مقایسه این دو تابع و به‌منظور تشخیص تابع مناسب‌تر، از آزمون فیشر حداقل مربعات مقید (Least Squares Restricted) که در آن تابع تولید کاب -داگلاس به‌عنوان مدل مقید (Restricted) و تابع تولید ترانسندنتال به‌عنوان مدل غیر مقید (Unrestricted) بود به‌صورت زیر مورد آزمون قرار گرفت (Gujarati, 2003).

رابطه (۶) $F=\frac{(R^2_{UR}-R^2_R/m)}{(1-R^2_{UR})(N-K)}$

که در آن: R^2 ضریب تعیین چندگانه مدل رگرسیون مقید، R^2_{UR} ضریب تعیین چندگانه مدل رگرسیون غیر مقید، mتعداد پارامترها در مدل رگرسیون غیر مقید، Nتعداد مشاهدات، Kتعداد متغیرهای اضافه‌شده در مدل رگرسیون غیر مقید

از آنجائی که آزمون مذکور معنی‌دار نشد، درنتیجه، تابع تولید (Cobb-Duglas) کاب داگلاس انتخاب و به روش حداقل مربعات معمولی (Ordinary Least Squares Method) تخمین زده شد. در این تابع، ضرایب به‌دست‌آمده متغیرهای کمی درواقع کشش عوامل تولید می‌باشند.

در این تحقیق، فرم تغییریافته تابع تولید کاب- داگلاس به‌صورت لگاریتمی- خطی به شکل زیر مورداستفاده قرار گرفت رابطه (۷):

$$LnY_i=\beta_0+\beta_1 lnX_{1i}+\beta_2 lnX_{2i}+\beta_2 lnX_{3i}+\beta_4 lnX_{4i}+\beta_5 lnX_{5i}+\beta_6 lnX_{6i}+\beta_7 lnX_{7i}+U_i$$

با جایگزین کردن میزان مصرف نهاده‌های کمی در این تابع، تولید حداکثر آن‌ها یا همان تابع تولید مرزی (Y_i) به دست می‌آید. کارایی فنی با استفاده از معیار تیمر محاسبه شد.

برای برآورد تابع تولید مرزی در این پژوهش با توجه به تحت کنترل بودن عوامل مؤثر در تولید شامل تغذیه، نژاد و بهداشت از روش حداقل مربعات معمولی تصحیح‌شده استفاده شد. در روش حداقل مربعات اصلاح شده تابع تولید متوسط با روش حداقل مربعات معمولی برآورد و پس از افزودن بزرگ‌ترین جمله پسماند مثبت به عرض از مبدأ تابع تولید متوسط، تابع تولید مرزی به فرم کاب- داگلاس محاسبه شد.

$$LnY_i=\beta_0+\beta_1 lnX_{1i}+\beta_2 lnX_{2i}+\beta_2 lnX_{3i}+\beta_4 lnX_{4i}+\beta_5 lnX_{5i}+\beta_6 lnX_{6i}+\beta_7 lnX_{7i}+U_i$$

i= شماره مزرعه پرورش ماهی

Yi= مقدار تولید ماهی در یک دوره تولید به کیلوگرم

X1= مساحت استخر ماهی به مترمربع

X2= تعداد بچه ماهی

X3= وزن متوسط بچه ماهی به گرم

X4= دبی آب ورودی به لیتر در ثانیه

X5= دمای آب به سانتی‌گراد

X6= مقدار غذای مصرفی به کیلوگرم

X7= تعداد کارگر

β_0= جمله ثابت تولید (عرض از مبدأ)

Ui=جمله پسماند

β_i (i=1...6): پارامترهای تابع که باید تخمین زده شود و درواقع کشش تولید عوامل تولید هستند.

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]

نتایج

همان طور که در جدول یک مشاهده می‌شود بیشترین و کمترین کارایی فنی مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا در جامعه موردمطالعه به ترتیب برابر ۱۰۰ و ۲۸/۳ درصد و میانگین آن برابر ۷۲/۹ درصد بوده که کارایی تقریباً بالایی بود. تنها کارایی فنی ۲۵ درصد از این واحدها (۱۲ واحد) کمتر از ۶۰ درصد بود. اختلاف بین بهترین واحد و میانگین نمونه ازنظر کارایی فنی ۲۷/۱ درصد بود. دامنه اختلاف کارایی فنی بین بهترین و بدترین تولیدکننده ماهی حدود ۷۱/۷ درصد بود که نشان داد اختلاف فاحشی بین پرورش‌دهندگان ماهی قزل‌آلا ازنظر مدیریتی وجود داشت. بر اساس جدول ۲ بیشترین و کمترین کارایی تخصیصی جامعه موردمطالعه به ترتیب ۱۰۰ و ۱۶/۴ درصد و میانگین آن برابر ۶۵/۲ درصد بود. کارایی تخصیصی هم دارای نوسان قابل‌توجهی بود و تنها کارایی تخصیصی ۳۹/۶ درصد واحدهای موردمطالعه (۱۹ واحد) کمتر از ۶۰ درصد بود (جدول ۱).

نتایج تحقیق نشان داد ازلحاظ کارایی اقتصادی برخلاف کارایی فنی و کارایی تخصیصی، واحدها در وضعیت مطلوبی قرار نداشتند و به‌طور متوسط کارایی اقتصادی معادل ۵۹/۸ درصد بود (جدول ۲). به‌عبارت‌دیگر واحدهای موردمطالعه ۴۰/۲ درصد عدم کارایی اقتصادی داشتند. کارایی اقتصادی ۳۵/۴ درصد واحدهای موردمطالعه (۱۷ واحد) کمتر از ۶۰ درصد بود (جدول ۱). دامنه تغییرات کارایی اقتصادی بهترین و بدترین واحد تولیدی ۸۳/۲ درصد بود که نشان داد اختلاف فاحشی بین پرورش‌دهندگان وجود داشت. انحراف معیار کارایی اقتصادی و تخصیصی نشان داد بین مزارع ازلحاظ کارایی اقتصادی و تخصیصی تنوع زیادی وجود داشت (جدول ۱).

جدول ۱. توزیع فراوانی کارایی فنی، اقتصادی و تخصیصی مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا شهرستان الشتر

سطح کارایی (درصد)	کارایی فنی			کارایی اقتصادی			کارایی تخصیصی		
	فراوانی مطلق	فراوانی نسبی (درصد)	فراوانی تجمعی (درصد)	فراوانی مطلق	فراوانی نسبی (درصد)	فراوانی تجمعی (درصد)	فراوانی مطلق	فراوانی نسبی (درصد)	فراوانی تجمعی (درصد)
کمتر از ۵۰	۴	۸/۳	۸/۳	۵	۱۰/۴	۱۰/۴	۶	۱۲/۵	۱۲/۵
۵۰ تا ۶۰	۸	۱۶/۷	۲۵	۱۲	۲۵	۳۵/۴	۱۳	۲۷/۱	۳۹/۶
۶۰ تا ۷۰	۱۱	۲۲/۹	۴۷/۹	۱۲	۲۵	۶۰/۴	۱۱	۲۲/۹	۶۲/۵
۷۰ تا ۸۰	۱۳	۲۷/۱	۷۵	۸	۱۶/۷	۷۷/۱	۹	۱۸/۸	۸۱/۳
۸۰ تا ۹۰	۷	۱۴/۶	۸۹/۶	۶	۱۲/۵	۸۹/۶	۵	۱۰/۴	۹۱/۷
۹۰ تا ۱۰۰	۵	۱۰/۴	۱۰۰	۵	۱۰/۴	۱۰۰	۴	۸/۳	۱۰۰

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]

جدول ۲. نتایج کارایی فنی، اقتصادی و تخصیصی مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا شهرستان الشتر

کارایی	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
کارایی فنی	۷۲/۹	۲۸/۳	۱۰۰	۵/۲۱
کارایی اقتصادی	۵۹/۸	۱۶/۸	۱۰۰	۶/۰۷
کارایی تخصیصی	۶۵/۲	۱۸/۴	۱۰۰	۵/۰۹

نتایج تخمین تابع تولید ماهی قزل‌آلا در جدول شماره سه آمده است. با توجه به مقدار آماره‌ی F محاسبه‌شده (۵/۱۴) که کاملاً معنی‌دار بود، می‌توان نتیجه گرفت که تمام متغیرهای لحاظ شده در مدل به گونه‌ی درست بکار رفته و توانایی توضیح متغیر وابسته را داشتند. ضریب تعیین (R^2=۰/۹۴) نشانگر این موضوع می‌باشند که متغیرهای مستقل موردمطالعه مجموعاً ۹۴ درصد از تغییرات مربوط به (Y) تولید ماهی را توجیه می‌کنند. ضریب تعیین بالا بیانگر توانایی زیاد مدل برای توضیح میزان برازش متغیر وابسته است. به‌بیان‌دیگر، ۹۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله‌ی متغیرهای توضیحی واردشده در الگو (متغیرهای معنی‌دار) توضیح داده می‌شود و تنها ۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته در اثر عوامل وارد نشده در الگو ایجادشده است. از این میان، متغیرهای میزان خوراک مصرفی و مساحت استخر ماهی تأثیر مثبت و کاملاً معنی‌داری بر تولید ماهی قزل‌آلا داشتند (P<۰/۰۱). بر این اساس بقیه متغیرهای بکار رفته در مدل نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار داشتند (P<۰/۰۵).

جدول ۳. نتایج تخمین تابع تولید مرزی ماهی در مزارع پرورش ماهی قزل‌آلای شهرستان الشتر

متغیرهای مستقل	مقدار ضریب β	SEخطای معیار تخمین	tمقدار	سطح معنی‌داری
مساحت استخر ماهی X۱	۰/۲۷۰**	۰/۰۶۲	۴/۳۹	۰/۰۰۱
تعداد بچه ماهی X۲	۰/۱۱۴*	۰/۰۱۸	۲/۲۹	۰/۰۲۲
وزن متوسط بچه ماهی X۳	۰/۱۰۷*	۰/۰۱۳	۲/۹۱	۰/۰۳۶
دبی آب ورودی X۴	۰/۰۶۷*	۰/۰۲۵	۲/۸۵	۰/۰۴۱
دمای آب X۵	۰/۰۴۷*	۰/۰۱۹	۳/۰۹	۰/۰۲۸
مقدار غذای مصرفی X۶	۰/۳۶۹**	۰/۰۷۳	۴/۸۵	۰/۰۰۱
تعداد روز کارگر X۷	۰/۰۲۶*	۰/۰۲۲	۲/۹۷	۰/۰۳۶
عرض از مبدأ	۲/۳۹*	۰/۱۱	۳/۱۷	۰/۰۲۸
F محاسبه‌شده	۳/۱۴*	_	-	۰/۰۲۱

**، *و ns: به ترتیب معنی‌داری در سطوح یک، پنج درصد و عدم معنی‌داری

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]

بحث

بر اساس نتایج بدست آمده از جداول ۱ و ۲، مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا در طول دوره مورد بررسی ازلحاظ فنی با کارایی فنی ۷۲/۹ درصد تقریباً موفق عمل کرده‌اند. نتایج فوق با مطالعه علیخانی و همکاران (۱۳۹۴) در برآورد ۷۲ درصد کارایی فنی مزارع پرورش ماهی سرد آبی شهرستان کامیاران مطابقت داشت. درواقع این واحدها با ۲۷/۱ درصد صرفه‌جویی در مصرف نهاده‌ها می‌توانند به همین میزان تولید ماهی نیز دست یابند. برای بهبود کارایی فنی واحدهای با کارایی زیر ۵۰ درصد، بایستی از طریق مدیریت تغذیه، بهداشت و پرورش، کارایی فنی واحدهای فوق را بهبود داد. همچنین مدیران این واحدها با شرکت در دوره‌های آموزشی نسبت به استفاده بهینه از نهاده‌ها اقدام نمایند. با توجه به این که اختلاف بین بهترین واحد و میانگین نمونه ازنظر کارایی فنی ۲۷/۱ درصد بود. چنانچه این اختلاف از طریق افزایش میانگین کارایی فنی مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا به صفر کاهش یابد، میزان تولید ماهی با استفاده از تکنولوژی موجود و عوامل مشخص، ۲۷/۱ درصد قابل‌افزایش است.

در کارایی تخصیصی، میزان کارایی هزینه‌های پرداختی پرورش‌دهندگان ماهی قزل‌آلا با هزینه مربوط به تابع تولید معمولی مقایسه می‌شود. مزارع پرورش منطقه برای کارا شدن ازلحاظ تخصیصی بایستی به‌طور متوسط حدود ۳۴/۸ درصد در هزینه‌های تولید مزارع پرورشی ماهی صرفه‌جویی کنند و به‌عبارتی‌دیگر ۳۴/۸ درصد مازاد هزینه در مزارع پرورش ماهی قزل‌آلای منطقه وجود داشت. بر اساس جدول ۱ کارایی تخصیصی ۱۲/۵ درصد از واحدها حتی کم‌تر از ۵۰ درصد بود که رقم بسیار پایینی است و لازم است بهره‌برداران با آشنایی بیشتر در خصوص انتخاب ترکیب مناسب نهاده‌ها در جهت بهبود عملکرد خود تلاش نمایند. دامنه کارایی تخصیصی بین بهترین و بدترین پرورش‌دهنده ۸۱/۶ درصد بود که نشان داد اختلاف زیادی بین پرورش‌دهندگان ماهی ازنظر تخصیص منابع وجود داشت. این اختلاف ناشی از عدم دانش و مهارت کافی جهت فعالیت در پرورش ماهی قزل‌آلا بود. حاصل آن، عدم استفاده بهینه از نهاده‌های تولیدی و عدم توجه به بیماری‌ها و اولویت‌های بهداشتی است. این عوامل به همراه محدودیت‌های اقتصادی و اجتماعی، کارایی تخصیصی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. اگر واحدهای پرورش ماهی به‌طور متناسب ظرفیت استخرها و سایر نهاده‌های لازم را افزایش دهند، مقدار تولید آن‌ها با نسبت بیشتر و یا حداقل با همان نسبت افزایش خواهد یافت. برخلاف کارایی فنی در مورد کارایی تخصیصی واحدها تفاوت بسیار گسترده است و از نگاه تخصیص نهاده‌ها یا تلاش در جهت انتخاب ترکیب دارای هزینه‌ی حداقل، برخی از واحدها بسیار نامطلوب عمل کرده‌اند. مطالعات متعددی در دنیا جمله Fousekis و Klonaris (۲۰۰۳)، Campbell (۱۹۹۱)، Pascoe و همکاران (۲۰۰۱) و Tingley و همکاران (۲۰۰۵) به تحلیل کارایی پرداخته اند.

در کارایی اقتصادی میزان کارایی هزینه‌های کنونی با هزینه‌های منطق تابع تولید مرزی مقایسه می‌شود. علت کارایی اقتصادی پایین واحدها، گران شدن نهاده‌های تولید ازجمله خوراک ماهی به همراه افزایش هزینه مدیریت بهداشت (دارو و درمان) بود.

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]

بر این اساس پرورش‌دهندگان قادر نبودند در حداقل هزینه‌ی ممکن، نهاده‌ها را به‌صورت بهینه و کارا ترکیب کنند، لذا مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا از لحاظ اقتصادی کارا نبودند. در راستای نتایج این پژوهش، نتایج یک مطالعه نشان داد که تولید گربه‌ماهی می‌تواند با همان مقدار به‌کارگیری نهاده به میزان ۵۵ درصد افزایش یابد. دراین‌بین غذادهی بیشتر و در دسترس بودن خدمات ترویجی به‌عنوان عوامل اصلی مؤثر بر کارایی شناخته شدند (Kaliba and Engle, 2004).

همچنین در مطالعه دیگری باهدف تحلیل شرایط تولید پرورش ماهی قزل‌آلا در استان فارس، میانگین کارایی فنی، تخصیصی به ترتیب ۹۶/۳ و ۶۲/۲ درصد گزارش شد که در مقایسه با نتایج پژوهش حاضر، کارایی تخصیصی مشابهی را نشان داد (نقشینه فرد و همکاران، ۱۳۹۰). درحالی‌که کارایی تخصیصی محاسبه‌شده در مطالعه حاضر (۶۵/۲ در مقابل ۵۱/۲ درصد) در مقایسه نتایج عابدی و همکاران (۱۳۹۰)، به علت انتخاب ترکیب مناسب نهاده‌ها در جهت بهبود عملکرد بیشتر بود.

در پژوهشی میانگین کارایی اقتصادی واحدهای پرورش ماهی سردابی در چین ۷۴ درصد برآورد شد که در مقایسه با نتایج پژوهش حاضر، توانایی واحدهای فوق را در به دست آوردن حداکثر سود ممکن با توجه به قیمت و سطوح نهاده‌ها نشان داد (Sharma et al., 1999).

در پژوهش حاضر کارایی اقتصادی دارای روند بسیار مشابه روند کارایی تخصیصی بود. این موضوع ناشی از بالا بودن کارایی فنی و پایین بودن کارایی تخصیصی است که امکان اثرگذاری بیش‌تر کارایی تخصیصی را فراهم نموده بود. نتایج یک تحقیق نشان داد میانگین شکاف بین بهترین و بدترین مزرعه پرورش ماهی در استان کهگیلویه و بویراحمد ازنظر کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی به ترتیب ۲۸/۱۱،۱/۸ و ۳۱/۳ درصد بود. این نتایج نشان داد سطح دانش فنی پرورش‌دهندگان ماهی قزل‌آلا و تخصیص بهینه عوامل تولید در بین پرورش‌دهندگان استان کهگیلویه و بویراحمد در مقایسه با شهرستان الشتر اختلاف محسوسی در عملکرد داشته است (حسن‌پور و کشاورز،۱۳۸۷).

در تحلیل بهره‌وری کل عوامل تولید واحدهای پرورش ماهیان سردابی در استان فارس، نتایج برآورد کارایی فنی و کارایی مقیاس واحدها نشان داد که هرچند برخی مطالعات در استان‌های دیگر در برآورد کارایی، فاصله بین بهترین تولیدکننده و بدترین تولیدکنندگان را کم محاسبه نموده‌اند و راهکارهای افزایش تولید را فناوری نوین می‌دانند (زیبایی و محمود زاده، ۱۳۸۹)؛ اما همچنان بین واحدهای موردمطالعه در شهرستان الشتر ازنظر عملکرد اقتصادی فاصله‌ی بسیار زیادی وجود داشت. این عمدتاً ناشی از توجه به مسایل فنی پرورش (کارایی فنی نسبتاً بالا) وعدم توجه به مسایل مدیریتی در انتخاب ترکیب مناسب نهاده‌ها (کارایی تخصیصی پایین) بود. این موضوع موجب افزایش شکاف میان واحدها شده و درنهایت توانایی واحدهای پرورش ماهی در به دست آوردن حداکثر سود ممکن با توجه به قیمت و سطوح نهاده‌ها (کارایی اقتصادی پایین) کمتر بود (نقشینه فرد و همکاران، ۱۳۹۰؛ عابدی و همکاران، ۱۳۹۰).

بر اساس نتایج جدول (۳)، ضریب عرض از مبدأ (۲/۳۹) دارای اهمیت آماری بالا بوده و نشان‌دهنده‌ی آن است که افزون بر متغیرهای مورداستفاده متغیرهای

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]

دیگری در ایجاد تفاوت در کارایی واحدها مؤثر بوده و لازم است با استفاده از داده‌های جزئی‌تر در این خصوص اقدام شود. نتایج حاصل از جدول (۳) نشان داد که مطابق انتظار متغیرهای میزان خوراک مصرفی و مساحت استخر ماهی در مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا با ضرایب کشش (۰/۳۶۹ و ۰/۲۷۰) بیشترین تأثیر را بر تولید ماهی قزل‌آلا داشتند.

در مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا نزدیک به ۵۰ درصد از هزینه تولید ماهی قزل‌آلا مربوط به هزینه خوراک مصرفی بوده که کوشش در جهت حداقل نمودن هزینه این متغیر می‌تواند تأثیر قابل‌توجهی بر هزینه کل این واحدها داشته باشد. همان‌طور که نتایج نشان داد مهم‌ترین عامل ایجاد تفاوت میان واحدها ازنظر میزان خوراک مصرفی و مساحت استخر ماهی بود. در مورد متغیر غذای مصرفی با توجه به لگاریتمی بودن تابع می‌توان گفت با افزایش ۱۰ درصد در خوراک مصرفی، انتظار می‌رود حدود ۳/۷ درصد به تولید اضافه شود. همچنین با افزایش ۱۰ درصد به مساحت استخر پرورش به میزان ۲/۷ به میزان تولید ماهی اضافه شود.

نتایج این پژوهش با مطالعات علیخانی و همکاران (۱۳۹۴) در بررسی مزارع پرورش ماهی شهرستان کامیاران و مصطفی‌زاده (۱۳۸۸) در برآورد تابع تولید ماهیان سرد آبی در استان‌های گیلان و گلستان که تابع تولید ماهی را تحت تأثیر اثر معنی‌دار خوراک مصرفی، نیروی کار و تعداد بچه ماهی می‌دانند مطابقت داشت. مجموع کشش‌های تولید که درواقع مجموع ضرایب می‌باشد، بازده نسبت به مقیاس را نشان می‌دهد. مجموع ضرایب دارای اهمیت آماری برابر یک بود. به‌عبارت‌دیگر می‌توان گفت بازده نسبت به مقیاس در میان مجموع بهره‌برداران پرورش قزل‌آلای شهرستان الشتر ثابت است و نهاده‌های تولید به هر نسبتی که افزایش یابد تولید کل واحدها نیز به همان نسبت افزایش خواهد یافت.

ازجمله عواملی که در مدل معنی‌دار شده، تعداد و وزن متوسط بچه ماهی بود. نتایج نشان داد با ۱۰ درصد افزایش در دو متغیر تعداد و وزن متوسط بچه ماهی انتظار می‌رود تولید به ترتیب ۱/۰۷ و ۱/۱۴ درصد افزایش یابد. علاوه بر تعداد و وزن متوسط بچه ماهی، دبی آب ورودی به استخر نیز بر تولید اثر مثبت و معنی‌دار نشان داد که البته ازلحاظ مقدار مطلق ضریب دارای فاصله بسیار بالا با متغیر خوراک بود. به‌این‌ترتیب که با ۱۰ درصد افزایش در متغیر دبی آب ورودی به استخر انتظار می‌رود تولید تنها به ترتیب ۰/۶۷ درصد افزایش یابد که با برخی نتایج مطابقت داشت (نقشینه فرد و همکاران، ۱۳۹۰).

اثر متغیر دما و دبی آب هم ازنظر مثبت بودن ضریب تخمین زده‌شده و هم‌سطح معنی‌دار بودن آن، اثر فراوانی بر تابع تولید ماهی قزل‌آلا نشان داد که هم‌راستا با برخی گزارش‌ها بود. Hassanpour و همکاران (۲۰۱۱) یکی از مهم‌ترین عواملی که به‌طور مثبت روی تغییرات فنی و رشد بهره‌وری در ماهی قزل‌آلا در ایران اثرگذار بوده را دمای مناسب آب (۱۳ تا ۱۸ درجه سانتی‌گراد) مزارع پرورش ذکر کرده‌اند.

متغیر مربوط به تعداد روز کارگر بر تولید ماهی قزل‌آلا مثبت و معنی‌دار بود و می‌توان گفت استفاده از آن‌ها در محدوده منطقی اقتصادی قرار داشت. با توجه به اینکه نگهداری از مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا جهت حفظ یا افزایش ماهی قزل‌آلا تولیدی نیاز به مراقبت و توجه زیادی دارد، انتظار می‌رود که با افزایش تعداد کارگران و درنتیجه با رسیدگی و توجه

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]

بیشتر به مزارع پرورش ماهی، میزان ماهی قزل‌آلا تولیدی افزایش یابد. علامت مثبت متغیر تعداد روز کارگر با ضریب کشش (۰/۰۲۶) این موضوع را نشان می‌دهد. نجفی و همکاران (۱۳۹۷) ضریب نیروی کار را ۰/۳۱ برآورد شد که گویای نیاز به نیروی کار بیشتر، جهت رفتن به سمت بهینه تولید بود که علاوه بر آن استفاده از تکنولوژی هایی نظیر دستگاههای غذاپاش یا رقم بند هم به تولید بهینه کمک شایانی کند.

Boyed و Lovell (۱۹۹۱) در تخمین تابع تولید ماهی نشان داند نهاده نیروی کار در ناحیه سوم تولید به کار می‌رود. پایین بودن ضریب نیروی کار را می‌توان ناشی از عدم استفاده‌ی بهینه‌ی نیروی کار در واحدهای مذکور و میزان ارتباط تخصص نیروی کار با نوع فعالیتی که در واحد پرورش ماهی به‌خصوص واحدهای بزرگ دانست که می‌توان با تشکیل کلاس‌های آموزشی- ترویجی در جهت مدیریت مناسب نیروی کار این ضریب را تا حدودی بالا برد.

در مجموع با توجه به شرایط مساعد آب و هوایی شهرستان الشتر در زمینه پرورش ماهیان سردابی، پیشنهاد می‌شود که جهت بهبود وضعیت اقتصادی کارگاه‌های پرورش ماهی قرل آلا ، ایجاد اشتغال و درآمدزایی برای نیروی کار مازاد در این منطقه دستگاه‌های اجرایی حمایت‌های لازم را در قالب کمک‌های بلاعوض، وام‌های خوداشتغالی و وام‌های با نرخ بهره‌ی کم در زمینه ایجاد کارگاه‌های بزرگ‌تر اعمال نمایند. البته بایستی بزرگتر شدن کارگاهها با توجه به پتانسیل میزان آب مورد استفاده و نیز پهنه قابل استفاده برای آبزی پروری باشد. در ضمن افزایش تراکم کشت ماهی و استفاده بهینه از آب بصورت استفاده مجدد از آب در مزارع موجود و تجهیز آنها می‌بایستی مد نظر قرار گیرد.

در این راستا، معاونت ترویج سازمان جهاد کشاورزی می‌تواند با جذب و بهره‌گیری از افراد تحصیل‌کرده دانشگاهی برنامه‌ها و کلاس‌های آموزشی هدفمندی را در جهت آموزش پرورش‌دهندگان ماهی قزل‌آلا نمونه منطقه تدوین و برگزار نماید.

نتیجه‌گیری

با توجه به پایین بودن کارایی برخی واحدها، لازم است واحدهای با کارایی بالا شناسایی و شرایط تولید آن‌ها به دیگر واحدها معرفی شوند. درنهایت، حفظ ثبات نسبی قیمت خوراک ماهی و بهبود شرایط واحدهای پرورش اعم از تغذیه و وضعیت بهداشتی برای افزایش کارایی و تولید در واحدهای پرورش ماهیان سردابی در شهرستان الشتر ضرورت دارد.

سپاسگزاری

بدین وسیله از همکاری ریاست و پرسنل محترم مرکز آموزش و تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان لرستان به دلیل فراهم آوردن امکانات پژوهش و دکتر کیارش بیرانوند ریاست محترم شیلات استان لرستان و کارشناسان شیلات شهرستان الشتر تشکر و قدردانی می‌گردد.

منابع

۱. اداره کل شیلات استان لرستان. ۱۳۹۷. گزارش عملکرد اداره کل شیلات استان لرستان در سال ۱۳۹۷، سازمان جهاد کشاورزی لرستان، ۸۱ صفحه.

۲. حسن‌پور، ب.، کشاورز، ک.، ۱۳۸۷. تحلیل بهره‌وری عوامل تولید و تعیین کارایی اقتصادی مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا در استان کهگیلویه و بویراحمد. سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی مرکز تحقیقات

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]

کشاورزی و منابع طبیعی کهگیلویه و بویراحمد، گزارش نهایی طرح تحقیقاتی،۶۳ صفحه.

۳. زیبایی،م.، محمود زاده، م.، ۱۳۸۹. تحلیل بهره‌وری کل عوامل تولید واحدهای پرورش ماهیان سردابی در استان فارس: کاربرد روش تحلیل فراگیر داده‌ها. اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۸(۷۲)، ۴۳-۷۳.

۴. سردارشهرکی، ع.، اسفندیاری، م.، ۱۳۹۸. کاربرد رهیافت تحلیل فراگیر سوپرکارایی در بررسی عملکرد تولیدکنندگان ماهیان سردآبی در مزارع پرورش قزل‌آلای رنگین کمانی استان اصفهان. نشریه توسعه آبزی پروری، ۱۳ (۳) ، ۲۵-۴۲.

۵. عابدی، م.، محمدی، ح.، غفاری، م. ۱۳۹۰. کارآیی و سودآوری واحدهای پرورش ماهی قزل آلا در استان فارس. اقتصاد کشاورزی، ۵ (۲) ، ۹۳-۱۲۳.

۶. علیخانی، ل.، دشتی، ق.، راحلی، ح.، حسین زاد، ج.، ۱۳۹۴. کارایی تکنیکی و ریسک تولید در مزارع پرورش ماهی سردآبی شهرستان کامیاران. نشریه پژوهش‌های علوم دامی، ۲۵(۲) ، ۱-۱۱.

۷. مصطفی زاده، س.، ۱۳۸۸. برآورد تابع تولید ماهیان سردآبی در استان های گیلان و گلستان. ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران.

۸. نجفی، ع.، ۱۳۹۷. اندازه‌گیری و تجزیه‌وتحلیل بهره‌وری کل عوامل تولید ماهیان سرد آبی در مزارع پرورشی استان کرمانشاه. مجله علمی شیلات ایران، ۲۷(۴)، ۱-۱۱.

۹. نقشینه فرد، م.، محمدی، م.، فرج زاده، ذ.، عامری، ع.، ۱۳۹۰. تحلیل کارایی و بهره‌وری کل عوامل تولید واحدهای پرورش ماهی قزل‌آلا در استان فارس. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۹(۵۷)، ۱۳۳- ۱۵۶.

۱۰. یزدانی، س.، رفیعی، ح.، رمضانی، م.ر.، ۱۳۹۸. ارزیابی بهره‌وری کل عوامل تولید و کارایی مزارع پرورش قزل‌آلای رنگین‌کمان *(Oncorhynchus mykiss)* در قفس‌های دریایی واقع در استان مازندران. نشریه توسعه آبزی پروری، ۱۳ (۴) ،۱۲۳-۱۳۴.

۱۱. یزدانی، س.، اسماعیلی، ع.، ۱۳۷۴. بررسی کارایی صیادی در بندرلنگه، مجله علوم کشاورزی ایران. ۲(۱)، ۴۱-۴۷.

12. Boyed, C.E. and Lovell, R.T., 1991. Economics of Aquaculture, First edition McGraw-Hill Book Co.
13. Campbell, H., 1991. Estimating the elasticity of substitution between restricted and unrestricted inputs. A probit approach. Journal of Environment Economy Management, 20, 262–274.
14. Chiang, F. S., Sun, C.H., Yu, J. M., 2004. Technical Efficiency Analysis of Milkfish (*Chanos chanos*) Production in Taiwan- an Application of the Stochastic Frontier Production Function, Aquaculture 230, PP. 99– 116.
15. Farrel, M.J., 1957. Measurement of productive efficiency. Journal of the Royal Statistical Society. Series A. General, 120, part 3, 253-81.
16. Fousekis, P. and Klonaris, S., 2003. Technical efficiency determinants for fisheries: a study of trammel netters in Greece. Fisheries Research, 63, 85–95.
17. Greene, W. H., 1980. Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. Journal of Econometrics, 13, 27-56.
18. Gujarati, D. N. 2003. Basic Econometrics. 4th ed., McGraw-Hill Higher Education, pp. 217, 222.
19. Hardaker, J.B., Huirbe, R.B. M., Anderson, J.R., 2004. Coping with risk in agriculture. CAB International, New York, USA.
20. Hassanpour, B., Ismail, M.M. and Kamarulzaman, N.H., 2011. Factors affecting technical change of productivity growth in rainbow trout aquaculture in Iran. African Journal of Agricultural Research, 6(10), 2260-2272.
21. Kaliba, A. R. and Engle, C.R. 2004. Cost efficiency of catfish farms in Chicot county,

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]

Arkansas: the impact of extension services, Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, USA.
22. Kompas, T. and Che, T.N., 2004. Production and Technical Efficiency on Australian Dairy Farms. International and Development Economics, 4, 57-77.
23. Pascoe, S., Andersen, J., De Wilde, J., 2001. The impact of management regulation on technical efficiency of vessels in Dutch beam trawler fishery. Europian Review Agricture Economic, 28:187–206.
24. Richmond, J., 1974. Estimating the efficiency of production. International Economic Review, 15, 515- 521.
25. Roberts, M. C., Goodwin, B.K. Coble, K., 1998. Measurement of price risk in revenue insurance: Implication of distributional assumption. Paper presented at the AAEA summer meeting in Salt Lake city.
26. Sharma, K. R., Pingson, L., Hailiang, C., 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.
27. Timmer, C.P., 1971. Using a probabilistic frontier production function to measure technical efficiency. Journal of Political Economy, 79(4), 776-794.
28. Tingley, D., Pascoe, S., Coglan, L., 2005. Factors affecting technical efficiency in fisheries: stochastic production frontier versus data envelopment analysis approaches. Fisheries Research, 73, 363–376.
29. Turvey, C.G. and Zaho, J., 1999. Parametric and nonparametric crop yield distribution and their effects on all risk crop insurance premium. Working paper WP99/05, Department of Agricultural Economics and Business, University of Guelph, Ontario, Canada.

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1400.15.4.3.4]
[DOI: 10.52547/aqudev.15.4.127]