ارزیابی مشخصه‌های تولید و ساختار هزینه‌ی مزارع پرورش ماهیان گرم‌آبی در استان گیلان

محمد کاوسی کلاشمی*[۱]، افشین قریب پارسا[۲]، محمد صادق اللهیاری[۲]

۱- گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران، صندوق پستی: ۱۳۱۴-۴۶۳۵

۲- گروه مدیریت کشاورزی، دانشکده کشاورزی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران، صندوق پستی: ۲۱۳۲

تاریخ دریافت: ۲۰ مهر ۱۳۹۴ تاریخ پذیرش: ۲۸ بهمن ۱۳۹۴

چکیده

هدف از انجام این پژوهش، شناسایی و سنجش عوامل تاثیرگذار بر مقدار تولید و استخراج تابع تولید، برآورد تابع هزینه و تعیین کشش‌های مرتبط با آن، محاسبه کارایی، بهره‌وری کل عوامل تولید و ارزش حال خالص مزارع پرورش ماهیان گرم آبی نمونه در استان گیلان است. داده‌های مورد نیاز از طریق پرسشنامه و مصاحبه حضوری از ۴۵ واحد پرورش ماهیان گرمابی شهرستان رشت به روش تصادفی به دست آمد. نتایج پژوهش نشان داد که تابع تولید مناسب با توجه به معیارهای انتخاب فرم تابعی برتر، تابع کاب-داگلاس است. همچنین، پس از برازش تابع هزینه ترانسلوگ کشش خودی و متقاطع آلن و قیمتی نهاده‌ها محاسبه شد که نشان داد تمامی نهاده‌ها جانشین یکدیگر هستند. میانگین بهره‌وری کل عوامل تولید تمامی واحدها ۸۱ درصد و میانگین کارایی بر اساس بازه ثابت به مقیاس ۸۴ درصد و بر اساس بازده متغیر به مقیاس ۹۲ درصد بود. همچنین، بیش از ۵۰ درصد واحدها کارایی بالاتر از ۹۰ درصد دارند که مبین وضعیت مطلوب واحدهای پرورش ماهیان گرمابی این شهرستان است.

کلمات کلیدی: تابع تولید، کارایی فنی، بهره‌وری کل عوامل تولید، تابع هزینه، ماهیان گرم‌آبی.

* عهده‌دار مکاتبات (✉)، mkavoosi@guilan.ac.ir

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

مقدمه

افـزایش روزافـزون جمعیـت، ازمیـان رفـتن منـابع طبیعی تجدیدشونده، بهره‌برداری بیش از حـد از ذخـایر دریایی که منجر به کاهش ذخایرآبزیان موجـود شـده و عدم گسترش منـابع دریـایی بـه‌دلیـل پرهزینـه بـودن آن ازجمله مهم‌ترین علل و عوامل رشد پرورش آبزیـان در جهان می‌باشد. تولید جهانی آبزیـان در دهـه‌هـای اخیـر رشد چشم‌گیری داشته است به طوری که امروزه مـاهی به طور متوسط ۱۶ درصد از پروتئین مورد نیاز جهـان را تـأمین مـی‌کنـد و ایـن امـر مرهـون توسـعه فعالیـت‌هـای آبزی‌پروری می‌باشد. توسعه‌ی آبـزی‌پـروری عـلاوه بـر تأمین غـذا بـرای جمعیـت رو بـه رشـد و ایجـاد شـغل و درآمد برای بهره‌برداران، در رابطه با کسب درآمـدهای ارزی نیز می‌تواند نقش مهمی ایفا کند (حـاجی رحیمـی و کریمی، ۱۳۸۸).

بـا توجـه بـه اهمیـت آبزیـان و در نظـر گـرفتن استعدادهای فراوان آبزی‌پـروری در ایـران و دارا بـودن بـیش از ۱۰۰۰ کیلـومتر مـرز آبـی در شـمال و ۱۶۰۰ کیلـومتر مـرز آبـی در جنـوب کشـور، ایـران از معـدود کشورهایی است که استعداد آبزی‌پروری دریایی را نیـز داراسـت. در اسـتان گـیلان مقـدار صـید انـواع ماهیـان استخوانی و خاویاری از ۵۱ هزار تـن در سـال ۱۳۷۵ بـه ۱۶/۴ هزار تن در سال ۱۳۹۱ کاهش یافته، درحـالی کـه طی همین دوره مقدار تولید ماهیان پرورشی درآب‌های داخلی استان از ۱۱/۴ هزارتن بـه ۴۱/۶ هـزارتن افـزایش یافـت. یعنـی تولیـد ماهیـان پرورشـی حـدود ۷۱ درصـد مجموع تولید ماهی استان را در سال ۱۳۹۱ تشـکیل داده بود و به نظر می‌رسد استفاده از بسـترهای طبیعـی داخـل استان برای پرورش مصنوعی آبزیـان، گزینـه‌ی مناسـبی برای پاسخ به مشکلات اشاره شده باشد.

با برآورد نمودن تـابع تولیـد مـزارع گرمـابی اسـتان گیلان می‌تـوان نقـش و اهمیـت هـر یـک از نهـاده‌هـای تولید را مشخص نمود. عـلاوه بـر شـناخت ابعـاد تولیـد، بررسی ساختار هزینه‌ی تولید واحدهای پرورش ماهیـان گـرم آبـی اسـتان گـیلان مـی‌توانـد نقـش بـه‌سـزایی در سیاسـت‌گـذاری، برنامـه‌ریـزی و همچنـین تقویـت بهره‌برداری از پتانسیل‌های موجود در این بخـش داشـته باشـد. همچنـین، از طریـق بهبـود و افـزایش بهـره‌وری عوامل و نهاده‌های تولید در پـرورش ماهیـان گـرم آبـی این استان می‌تـوان بـه افـزایش تولیـد روی آورد. بـرای افزایش بهره‌وری عوامل تولید، اولین قدم اندازه‌گیری و تعیین بهـره‌وری اسـت تـا بتـوان بـر اسـاس آن در مـورد عملکـرد واحـدهای تولیـدی قضـاوت کـرد کـه آیـا عملکرد آن‌هـا بـا اصـول و قواعـد اقتصـادی سـازگاری دارد یا خیـر (حـاجی رحیمـی و کریمـی، ۱۳۸۸). یکـی دیگـر از راه‌هـای افـزایش تولیـد، افـزایش کـارایی فنـی تولید می‌باشد. از این رو، پژوهش حاضر بـا اسـتفاده از تـابع تولیـد و تـابع هزینـه بـه محاسـبه‌ی کـارایی فنـی می‌پـردازد و در آخـر از معیـار ارزش حـال خـالص هـر بنگاه را برای ارزیابی اقتصادی آن استفاده می‌شود.

رضایی و درویشی (۱۳۸۶) در پژوهشی بـه ارزیـابی اقتصادی مزارع پـرورش مـاهی قـزل‌آلا در اسـتان ایـلام پرداختـه‌انـد. روش گـردآوری اطلاعـات بـه صـورت پیمایشی و بـه شـکل تمـام شـماری از کلیـه اسـتخرهای پـرورش مـاهی قـزل‌آلا در ایـن اسـتان مـی‌باشـد کـه بـا مراجعـه بـه مـزارع پـرورش مـاهی قـزل‌آلا در دو شـیوه سنتی و مدار بسته اطلاعات لازم از طریق پرسشنامه تهیه و تکمیل شـده اسـت. جهـت ارزیـابی اقتصـادی، ارزش فعلی خالص، نرخ بازگشـت سـرمایه و نسـبت منـافع بـه مخارج محاسبه گردیده است. نتایج به دست آمده برای

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

شاخص ارزش فعلی خالص (NPV) و نسبت درآمد به هزینه (B/C) نشان‌دهنده‌ی آن است که به جز ۵ مزرعه بقیه واحدهای تولیدی فاقد توجیه اقتصادی می‌باشند. نتایج حاصل از نرخ بازگشت سرمایه (ROR) نشان دهنده آن است که با نرخ تنزیل ۱۴٪ فقط ۵ واحد تولیدی از ۲۰ واحد دارای توجیه اقتصادی هستند. این امر حاکی از آن است که اگر نرخ تنزیل را با توجه به سوبسید ۷٪ فرض کنیم به جز یک طرح ۱۹ مزرعه دیگر همگی دارای توجیه اقتصادی می‌باشند. با توجه به ۳ شاخص ارزشیابی (NPV، B/C و ROR) از بین ۲۰ واحد تولیدی ۵ واحد دارای توجیه اقتصادی هستند. پایین بودن سطح سواد، نگذراندن دوره‌های آموزشی، سابقه کم کارگران و مدیریت مزارع، تغییرات مدیریت مزارع، اختلاف بین ظرفیت اسمی و واقعی مزارع، تعداد زیاد بچه ماهی ریخته شده در هر دوره، درصد تلفات بالا، بالا بودن طول مدت دوره پرورش، پایین بودن ضریب تبدیل غذایی، عدم بیمه کل مزرعه می‌توانند از جمله عوامل تاثیرگذار در عدم توجیه اقتصادی مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا در استان ایلام باشند.

بنی اسد و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی ساختار تولید مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا در استان تهران پرداخته‌اند. داده‌های مورد نیاز از طریق پرسشنامه از ۲۰ واحد پرورش ماهی قزل‌آلا که به گونه‌ای تصادفی انتخاب شدند، به دست آمده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که فرض همگن بودن و هموتتیک بودن تابع تولید را نمی‌توان پذیرفت، ولی با توجه به آزمون انجام شده، فرضیه‌ی کشش جانشینی واحد بین نهاده‌ها را نمی‌توان رد کرد. همچنان که انتظار می‌رفت، کشش‌های خود قیمتی تقاضای نهاده در همه‌ی موارد منفی است و کشش‌های متقاطع تقاضای نهاده در همه موارد به جز کشش متقاطع مربوط به نهاده‌ی غذای ماهی و نهاده بچه ماهی که مکمل هستند، دلالت بر رابطه جانشینی دارند. همچنین، صنعت پرورش ماهی قزل‌آلا دارای صرفه‌های ناشی از مقیاس می‌باشد.

نقشینه فرد و همکاران (۱۳۹۰) در تحقیقی به تحلیل کارایی و بهره‌وری کل عوامل تولید واحدهای پرورش ماهی قزل‌آلا در استان فارس با استفاده از روش DEA پرداختند. یافته‌های تابع تولید نشان دادند که بازده نسبت به مقیاس ثابت بوده است و غذا مهم‌ترین عامل مؤثر بر تولید واحدها می‌باشد. میانگین کارایی‌های فنی، تخصیصی و مقیاس تحت فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس به ترتیب ۰/۹۶۳، ۰/۶۲۲ و ۰/۹۸۴ به دست آمد و بهره‌وری کل عوامل تولید واحدها در دوره منتخب بیش از ۱۶ درصد رشد یافته است.

همتی و ارسلان بد (۱۳۹۲) به اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید مزارع پروش ماهی سردابی در استان آذربایجان غربی پرداخته‌اند. از کلیه ۱۰۰ مزرعه پرورش ماهی فعال استان داده‌های لازم از طریق مصاحبه حضوری و تکمیل پرسشنامه جمع‌آوری شده است. به منظور اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید در این مطالعه از روش پارامتریک (اقتصادسنجی) استفاده شد. با استفاده از آزمون F مقید از بین دو تابع تولید کاب-داگلاس و ترانسندنتال، تابع تولید مناسب، ترانسندنتال تعیین شد. سپس با استفاده از این تابع بهره‌وری کل عوامل تولید محاسبه شد. نتایج نشان داد که بهره‌وری کل عوامل تولید ۹۷ مزرعه بین ۰/۵-۰/۶ و بهره‌وری ۳ مزرعه دیگر بین ۰/۴-۰/۵ است که بیانگر

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

عدم پراکندگی زیاد است. همچنین، نتایج نشان داد که تحصیلات مدیر مزرعه تأثیر مثبت بر بهره‌وری دارد.

Martinez (۱۹۹۹) بهره‌وری کل عوامل تولید مزارع پرورش آبزیان را با نمونه‌ای شامل ۵۵ مزرعه در منطقه سولاوسی (Sulawesi) کشور اندونزی اندازه‌گیری کرد. در این تحقیق بهره‌وری کل عوامل تولید، سهم نهاده‌ها در هزینه تولید (شامل غذا، نیروی کار، کود و دارو) و سهم گونه‌های مختلف مورد پرورش، از کل درآمد مزرعه (به عنوان ستانده‌ها) به دست آمد. سپس با استفاده از مدل رگرسیونی، تأثیر ترکیب گونه‌های مورد پرورش، موقعیت جغرافیایی و مساحت مزرعه بر TFP بررسی شد. نتایج این تحقیق نشان داد که در بین گونه‌های مورد پرورش، خرچنگ و شیر ماهی تأثیر مثبتی در بهره‌وری دارند. همچنین، موقعیت جغرافیایی مزرعه نسبت به بازار تأثیر معنی‌داری در بهره‌وری ندارد، در حالی که مساحت مزرعه دارای اثر معکوس بر بهره‌وری است.

Obasi (۲۰۰۴) در تحقیقی با عنوان اقتصاد پرورش ماهی در یکی از ایالت‌های کشور نیجریه با استفاده از پرسشنامه، نتایج جالبی را به‌دست آورد. بازده خالص برای سیستم‌های غیر متمرکز بیشتر از سیستم‌های متمرکز می‌باشد. نتایج حاصل از تابع تولید مشخص کرد که پرورش‌دهندگان در سیستم غیر متمرکز هم از لحاظ فنی و هم از لحاظ اقتصادی کارآمدتر از پرورش دهندگان در سیستم متمرکز هستند.

Kavoi و همکاران (۲۰۰۹) تولید شیر و تقاضای نهاده‌ها را در مزارع کوچک تولید شیر در کنیا با استفاده از رهیافت دوگان هزینه مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه کشش‌ها، نشان‌دهنده وجود جانشینی گسترده بین نهاده‌ها از جمله جانشینی مواد غذایی سبوس‌دار با مواد خوراکی پروتئینی است. نتایج حاکی از عدم صرفه‌های ناشی از مقیاس در تولید شیر در کنیا است.

Tung (۲۰۱۰) کارایی فنی مزارع میگو در استان کامائو ویتنام را با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها و روش سوپر کارایی و فرض ورودی محور (نهاده‌گرا) محاسبه کرد. سؤالات مطرح شده در پرسشنامه در قالب ۴ گروه اصلی بود که به ترتیب عبارت‌اند از مشخصات خانوار (سن، جنس، تحصیلات و سال شروع فعالیت) تعداد نیروی کار، اطلاعات تکنیکی استخر (مساحت استخر، هزینه آماده‌سازی استخر و تعداد میگو و خرچنگ ذخیره شده، اجاره استخر و هزینه تخم میگو و خرچنگ) و مقدار برداشت و قیمت فروش هر واحد میگو و خرچنگ، می‌باشد. متغیرهای ورودی در تابع تولید مساحت استخر، تجربه، نوع میگو، تراکم ذخیره‌سازی و سطح آگاهی پرورش‌دهندگان و متغیر خروجی میزان تولید است.

در پژوهش حاضر پنج هدف عمده مد نظر می‌باشد: شناسایی فرم تابعی برتر تولید، برازش تابع هزینه ترانسلوگ و تفسیر کشش‌های مرتبط، ارزیابی مقدار بهره‌وری کل عوامل تولید مزارع نمونه، تعیین کارایی فنی مزارع یادشده و ارزیابی شاخص مالی ارزش فعلی خالص. با توجه به تجربیات حاصل از مطالعات انجام شده در این زمینه، در ادامه به‌منظور تحقق اهداف مورد نظر در پژوهش، مبانی نظری و روش‌شناسی مورد استفاده ارائه می‌شود.

مواد و روش‌ها

روش شناسی مورد استفاده به منظور تحقق اهداف پنج‌گانه در پژوهش حاضر در ادامه ارائه شد.

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

برآورد تابع تولید و کشش تولیدی نهاده‌ها

فناوری یک واحد تولیدی پرورش ماهی را که از n نهاده‌ی تولید استفاده می‌کند را می‌توان توسط تابع تولید F که حداکثر تولید Y، را در طول یک زمان مشخص نشان می‌دهد، به صورت زیر ارائه نمود:

$$Y = f(X_1, X_2, \dots X_n) = F(X) \quad (۱)$$

که در آن، Y میزان تولید و $X = (X_1, X_2, \dots X_n)$ بردار مقادیر یا ارزش نهاده‌های تولید است.

در ادامه فرم‌های مختلف تابع تولید برای واحدهای مورد مطالعه معرفی می‌شود که در آن‌ها، Y عملکرد، X_1 ارزش ریالی نهاده نیروی کار، X_2 ارزش ریالی نهاده بچه ماهی، X_3 ارزش ریالی نهاده خوراک و مکمل، X_4 ارزش ریالی نهاده آماده‌سازی و انرژی، X_5 هزینه صید می‌باشند.

فرم تابع تولید کاب- داگلاس (۲)

$$\ln Y = \ln \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \ln X_i$$

کشش عامل تولید

$$\varepsilon_{X_i} = \beta_i$$

فرم تابعی ترانسندنتال (۳)

$$\ln Y = \ln \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \ln X_i + \sum_{i=1}^{n} \delta_i X_i$$

کشش عامل تولید

$$\varepsilon_{X_i} = \left[\left(\frac{\beta_i}{X_i}\right) + \delta_i\right] * X_i$$

ج

فرم تابعی ترانسلوگ (۴)

$$\ln Y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \ln X_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} b_{ij}(\ln X_i)(\ln X_j)$$

کشش عامل تولید

$$EP_i = \alpha_i + {}^1/_2 \sum_{j=1}^{n} b_{ij} \ln X_j$$

پس از برآورد هر یک از توابع تولید و انتخاب بهترین فرم تابعی تولید با استفاده از معیارهای مربوط، کشش عوامل تولید محاسبه شد.

تابع هزینه و کشش قیمتی نهاده‌ها

فرم کلی تابع تولید ترانسلوگ در بالا ارائه شد که در آن Y ستانده، α_0 پارامتر کارایی، x_i و x_j مقادیر نهاده‌ی i و j و a_i و b_{ij} پارامترهای نامعلوم هستند. تابع هزینه‌ی متناظر با تابع تولید فوق به صورت زیر می‌باشد (برای استخراج این تابع باید از بسط دوم سری تیلور استفاده کرد) (شرزه‌ای و همکاران، ۱۳۸۱).

$$\ln C = \ln a_0 + \sum_i a_i \ln p_i + a_Y \ln Y + \frac{1}{2}\sum_{i=1}\sum_{j=1} b_{ij} \ln p_i \ln p_j + \sum b_{iY} \ln p_i \ln Y + \frac{1}{2} b_Y (\ln Y)^2 \quad (۵)$$

از آنجا که تابع ترانسلوگ متقارن می‌باشد ($b_{ij} = b_{ji}$)، لذا لازم است که محدودیت‌هایی در مورد آن اعمال شود.

در کل تابع هزینه‌ی ترانسلوگ دارای ویژگی‌های مثبت بودن تابع هزینه، متقارن و همگن بودن خطی در قیمت نهاده‌ها می‌باشد. لیکن از آنجایی که متغیر وابسته به صورت لگاریتمی است، به طور خودکار، ویژگی غیر منفی بودن ارضاء می‌گردد. برای ارضاء ویژگی همگن بودن تابع هزینه در قیمت نهاده‌ها لازم است که محدودیت‌های زیر روی پارامترها اعمال گردند (Ray, 1982).

$$\sum a_i = 1 \quad و \quad \sum_{i=1}^{n} b_{ij} = \sum_{j=1}^{n} b_{ij} = \sum_{i=1}^{n} b_{iY} = 0 \quad (۶)$$

حال اگر سهم عامل i ام را با S_i نشان دهیم، می‌توان نوشت:

$$S_i = \frac{p_i x_i}{C} \quad (۷)$$

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

پس از برازش تابع هزینه ترانسلوگ، کشش‌های خودی و متقاطع آلن (Allen) با استفاده از روابط زیر استخراج می‌شود.

$$\theta_{ii} = \frac{b_{ii} + s_i(s_i - 1)}{(s_i)^2}\theta_{ij} = \frac{b_{ij}}{s_i s_j} + 1 \quad (۸)$$

$for i \neq j$

کارایی تولید

برای محاسبه کارایی نیز به دو روش کارایی بر اساس بازدهی ثابت به مقیاس و کارایی بر اساس بازدهی متغیر به مقیاس عمل شده است که در ادامه مدل برنامه ریزی خطی هر یک ارائه می‌شود.

در مدل DEA (Data Envelopment Analysis) با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس (Constant Return to Scale) فرض کنید سری داده مربوط به K نهاده و M ستاده مربوط به N بنگاه یا واحد تصمیم‌گیری (Decision Making Unit) موجود است. برای i امین DMU مقادیر نهاده و ستاده به ترتیب با بردارهای x_i و y_i بیان می‌شود. ماتریس K×N نهاده یا X و ماتریس M×N ستاده یا Y بیانگر داده‌های تمامی N واحد تصمیم‌گیری است. هدف DEA ساختن یک تابع مرزی پوششی ناپارامتریک بر روی داده‌ها بوده به نحوی که تمامی مشاهدات رو یا زیر تابع تولید مرزی قرار گیرند.

$$\begin{aligned} &Min_{\theta,\lambda}\ \theta, \\ &st: \\ &-y_i + Y\lambda \geq 0, \\ &\theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ &\lambda \geq 0, \end{aligned} \quad (۹)$$

در رابطه فوق θ مقداری عددی و λ بردار N×1 از مقادیر ثابت است. فرم پوششی مذکور دارای محدودیت‌های کم‌تر نسبت به فرم تکاثری است (K+M<N+1) و از این رو، بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرد. مقدار θ به‌دست آمده کارایی واحد تصمیم-گیری i ام را نشان داده و مقدار آن همواره کم‌تر یا مساوی یک است.

در مدل DEA با فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس (Variable Return to Scale)، فرض وجود CRS برای شرایطی مناسب بوده که تمامی DMU ها در مقیاس بهینه عمل کنند (بخش مسطح منحنی هزینه متوسط کل بلند مدت). رقابت ناقص، محدودیت‌های مالی و سایر موارد ممکن است منجر به عمل نکردن DMU در مقیاس بهینه شود.

برای در نظر گرفتن فرض وجود VRS به سادگی می‌توان با اضافه کردن محدودیت محدب بودن $N1'\lambda = 1$ به معادله شماره (۱۰) تصریح برنامه‌ریزی خطی با فرض وجود CRS را اصلاح کرد:

$$\begin{aligned} &Min_{\theta,\lambda}\ \theta, \\ &st: \\ &-y_i + Y\lambda \geq 0, \\ &\theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ &N1'\lambda = 1 \\ &\lambda \geq 0, \end{aligned} \quad (۱۰)$$

در رابطه فوق N1 برداری N×1 از یک است. رهیافت مذکور پوسته‌ای محدب از طرح‌های متقاطع ایجاد کرده که نقاط داده را نسبت به پوسته مخروطی CRS با شدت بیشتری پوشش داده و در نتیجه مقادیر کارایی فنی ارائه شده این رهیافت بزرگ‌تر یا معادل با مقادیری است که با استفاده از الگوی CRS عاید می‌شود.

بهره‌وری کل عوامل تولید

در این پژوهش به دلیل دقت بالای روش‌های اقتصادی در اندازه‌گیری بهره‌وری وهمچنین، با توجه به اهداف تحقیق و الزامات ناشی از نوع داده‌های

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

گردآوری شده به وسیله‌ی پرسشنامه، از رویکرد اقتصادی استفاده می‌شود.

همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، در این مطالعه، تابع تولید کاب-داگلاس مناسب تشخیص داده شد. بنابراین، در این قسمت نیز از همین تابع برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید استفاده می‌شود.

$$\ln Y = \ln A + \alpha_1 \ln X_1 + \alpha_2 \ln X_2 + \alpha_3 \ln X_3 + \alpha_4 \ln X_4 + \alpha_5 \ln X_5 \quad (۱۱)$$

که در آن، X_1 ارزش ریالی نهاده نیروی کار، X_2 ارزش ریالی نهاده بچه ماهی، X_3 ارزش ریالی نهاده خوراک و مکمل، X_4 ارزش ریالی آماده‌سازی و انرژی، X_5 هزینه صید و A بهره‌وری کل عوامل تولید (Total Factor Productivity) است که از این به بعد آن را TFP می‌نامیم.

براساس معادله (۱۱) ضرایب α و نیز lnTFP برآورد می‌شوند. ضرایب برآورد شده برای میانگین کل نمونه‌ها یکسان بوده و می‌توان به صورت زیر، شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید هر یک از مزارع را اندازه‌گیری کرد (Roy, 2002):

$$\ln TFP = \ln Y - \alpha_1 \ln X_1 - \alpha_2 \ln X_2 - \alpha_3 \ln X_3 - \alpha_4 \ln X_4 - \alpha_5 \ln X_5 \quad (۱۲)$$

ارزش فعلی خالص

در راستای ارزیابی مالی واحدهای مورد مطالعه، محاسبه شاخص ارزش فعلی خالص مدنظر قرار گرفت. ارزش فعلی خالص (Net Present Value) یک روش کلاسیک اقتصادی برای ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری است. این روش یکی از تکنیک‌های جریان نقدی تنزیل شده (Discounted Cash Flow) است که به طور آشکارا ارزش زمانی پول را مورد توجه قرار می‌دهد. ارزش فعلی خالص ما به التفاوت ارزش فعلی جریان‌های نقدی خروجی و ارزش فعلی جریان‌های نقدی ورودی می‌باشد و طبق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$NPV - \left[\frac{C_1}{1+K} + \frac{C_2}{(1+K)^2} + \cdots + \frac{C_n}{(1+K)^n}\right] - CC \quad (۱۳)$$

یا

$$NPV = \sum_{t=1}^{n} \frac{C_t}{(1+K)^t} - CO$$

به طوری که C_1، C_2، C_3، ... ، C_n به ترتیب جریان‌های نقدی خالص سال اول، سال دوم و سال سوم و ... می‌باشد. همچنین، K هزینه سرمایه و CO هزینه سرمایه‌گذاری اولیه و n عمر مورد انتظار سرمایه‌گذاری است.

قاعده پذیرش این است که اگر ارزش فعلی خالص یک پروژه مثبت باشد (NPV > 0)، آن پروژه پذیرفته می‌شود. اگر ارزش فعلی خالص آن منفی باشد (NPV < 0) باشد، آن پروژه سرمایه‌گذاری رد می‌شود. اگر ارزش فعلی خالص پروژه‌ای برابر با صفر باشد، آن پروژه ممکن است پذیرفته شود.

جامعه، نمونه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری در این پژوهش، پرورش دهندگان ماهیان گرم آبی شهرستان رشت بود. اطلاعات مورد نیاز با استفاده از روش میدانی، پرسشنامه و مصاحبه حضوری در سال زراعی۱۳۹۳ به دست آمد. همچنین، علاوه بر منابع اطلاعاتی میدانی، از اطلاعات کارشناسان تعاونی پرورش دهندگان ماهیان گرم آبی نیز استفاده شد. پرسشنامه مورد استفاده شامل سوالاتی در رابطه با ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی پرورش‌دهندگان و هزینه‌های کارگری و هزینه‌های متغیر به تفکیک هریک از انواع ماهیان گرم آبی از جمله ماهی آمور، بیگ هد، فیتوفاک و کپور است. نمونه‌گیری به روش تصادفی ساده انجام شد و تعداد ۴۵ نفر از صاحبان

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

استخر پرورش ماهی به مساحت ۲۲۹ هکتار، مورد مصاحبه قرار گرفته‌اند.

نتایج

استخراج تابع تولید و کشش‌های تولیدی

پس از برازش سه فرم تابعی کاب- داگلاس، ترانسندنتال و ترانسلوگ از چهار گروه شاخص شامل تعداد ضرایب معنی‌دار رگرسیون، نیکوئی برازش (ضریب تعیین تعدیل شده)، آماره‌های تشخیص (AIC، SC) و نرمال بودن اجزاء اخلال برای توابع تولید برازش شده، به منظور انتخاب فرم تابعی برتر استفاده شد که نتایج در جدول زیر خلاصه شده است.

جدول ۱: آماره‌های حاصل از برآورد توابع تولید.

شرح	کاب-داگلاس	ترانسندنتال	ترانسلوگ
تعداد ضرائب معنادار	۵	۵	۱
نسبت ضرائب معنادار	٪۸۳	٪۴۵	٪۶
R^2	۰/۹۶۵	۰/۹۷۲	۰/۹۷۶
$\bar{R}^2$	۰/۹۶۰	۰/۹۶۴	۰/۹۶۴
AIC	۰/۰۷۲	۰/۰۷۱	۰/۰۷۷
SC	۰/۰۹۲	۰/۱۱۱	۰/۱۴۶
F	۲۱۷/۳۵۱ (۰)	۱۲۰/۵۹۳ (۰)	۸۰/۰۰۹ (۰)
JB	۲/۰۹۹۶ (۰/۳۵)	۱/۱۶۴۰ (۰/۵۶)	۱/۳۷۶۲ (۰/۵۰۳)

با توجه به سطوح احتمالاتی آماره JB ، اجزای اخلال هر سه تابع تولیدی برازش شده نرمال هستند. همچنین، آماره F نشان می‌دهد که هر سه تابع تولیدی برازش شده معنی‌دار هستند. معیار ضریب تعیین تعدیل شده تقریباً بین سه فرم تابعی بی‌تفاوت است. با توجه به آماره تشخیص AIC، تابع ترانسلوگ از چرخه انتخاب کنار گذاشته شده و آماره SC و نسبت ضرایب معنی‌دار هم بین دو فرم تابعی باقیمانده، تابع کاب-داگلاس را فرم تابعی برتر معرفی می‌کنند. نتایج حاصل از برازش تابع تولید کاب- داگلاس در جدول ۲ ارائه می‌شود.

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

جدول ۲: نتایج حاصل از برازش تابع تولید کاب- داگلاس

متغیر توضیحی	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح احتمالاتی	کشش وزنی
LX_1	۰/۱۹۶	۲/۸۱۵	۰/۰۰۸	۰/۱۷۳
LX_2	۰/۳۹۷	۶/۶۰۶	۰	۰/۳۳۶
LX_3	۰/۲۶۳	۵/۰۳۲	۰	۰/۲۳۰
LX_4	۰/۲۳۱	۲/۹۹۴	۰/۰۰۵	۰/۱۹۴
LX_5	-۰/۰۳۳	-۰/۵۴۶	۰/۵۸۸	-۰/۰۲۵
عرض از مبداء	۱/۸۵۸	۲/۱۸۴	۰/۰۳۵	۰/۰۹۰

علائم ضرایب رگرسیون نشان داد که مقادیر لگاریتمی مصرف نهاده‌های نیروی کار (LX_1)، بچه ماهی (LX_2)، خوراک و مکمل (LX_3)، هزینه آماده‌سازی و انرژی (LX_4) اثر مثبت و مستقیم بر میزان عملکرد پرورش ماهی داشته و متغیر هزینه صید (LX_5) تأثیری منفی و معکوس بر عملکرد پرورش ماهی داشته است. به منظور اطمینان از نتایج حاصل، وجود ناهمسانی واریانس در اجزاء اخلال رگرسیون فوق با استفاده از آزمون‌های مختلف مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

جدول ۳: نتایج حاصل از آزمون‌های ناهمسانی واریانس اجزاء اخلال در برآورد اولیه تابع کاب-داگلاس

نوع آزمون	آماره محاسباتی آزمون	سطح احتمالاتی
ARCH	۲/۱۷۹	۰/۱۳
Harvey	۲/۵۴۴	۰/۷۶۹
Glejser	۰/۷۹۸	۰/۹۷۷
Koenker	۰/۴۳۰	۰/۹۹
BPG	۰/۲۴۳	۰/۹۹

با توجه به مقادیر سطح احتمالاتی حاصل برای آماره‌های محاسباتی فوق، فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس اجزاء اخلال تابع تولید کاب- داگلاس پذیرفته می‌شود.

استخراج تابع هزینه و کشش‌های جانشینی

به منظور استخراج ساختار هزینه پرورش ماهیان گرمابی از تابع هزینه ترانسلوگ استفاده شد. متغیرهای مورد استفاده عبارت‌اند از: قیمت نهاده‌های نیروی کار، بچه ماهی، خوراک و مکمل، آماده‌سازی و انرژی، هزینه صید، میزان تولید ماهی، هزینه‌ی کل و سهم هزینه‌ی هر یک از نهاده‌های فوق. نتایج برازش تابع هزینه در جدول ۴ ارائه شد.

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

جدول ۴: نتایج برازش تابع هزینه

متغیرهای توضیحی	مقدار ضریب	خطای معیار	آماره t
عرض از مبداء	۵/۲۳۴۲	۰/۹۹	۵/۲۵***
Q (تولید)	۰/۰۳۷	۰/۲۳	۰/۱۵
W (نیروی کار)	۲/۵۵	۰/۴۹	۵/۱۸***
L (بچه ماهی)	-۰/۲۴	۰/۲۹	-۰/۸۰۷
P (خوراک و مکمل)	-۱/۶۲	۰/۱۸	-۸/۶۱***
S (آماده‌سازی و انرژی)	۰/۴۳	۰/۰۴۳	۱/۰۰
F (صید)	-۰/۱۱	۰/۰۴۸	-۲/۴**
WL	-۰/۰۵۰	۰/۰۲۷	-۱/۸*
WP	-۰/۰۳۰	۰/۰۱۸	-۱/۶۳*
WS	۰/۰۰۰۷	۰/۰۴۵	۰/۰۱۶
LP	-۰/۰۵	۰/۰۰۸۹	-۵/۶***
LS	-۰/۰۲	۰/۰۱۹	-۱/۲۵
LF	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۳۰	-۰/۶۹
PS	-۰/۰۳۵	۰/۰۱۳۰	-۲/۶۹**
PF	-۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۲۲	-۱/۱۱
SF	-۰/۰۰۰۳	/۰۰۴۰	-۰/۰۸۴
Q^2	۰/۰۳۹	۰/۰۱۶	۲/۴۵**
W^2	۰/۰۸۹	۰/۰۶۲	۱/۶۴*
L^2	۰۱/۲۳	۰/۰۱۵	۸/۳۵***
P^2	۰/۱۱	۰/۰۰۸۶	۱۳/۶***
S^2	۰/۰۵۹	۰/۰۳۶	۱/۶۳*
F^2	۰/۰۱۴	۰/۰۰۱۷	۸/۴۷***
QW	-۰/۱۰	۰/۰۱۳	-۸/۳۴***
QL	۰/۰۴۴	۰/۰۰۹۱	۴/۸۰***
QP	۰/۰۴۰	۰/۰۰۶۶	۶/۱۰***
QS	۰/۰۱۹	۰/۰۱۵	۱/۲۲
QF	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱۲	۴/۳۶***

* معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد، ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد و *** معنی دار در سطح ۱ درصد

از ۲۷ ضریب برآورد شده، ۱۸ ضریب معنی‌دار هستند. علامت ضرایب WL (نیروی کار و بچه ماهی)، WP (نیروی کار و خوراک و مکمل)، LP (بچه ماهی و خوراک و مکمل) و PS (خوراک و مکمل و آماده‌سازی و انرژی) منفی است که نشان می‌دهد افزایش قیمت هر کدام کاهش سهم هزینه نهاده دیگر

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

را به دنبال دارد. مثلاً، افزایش قیمت نیروی کار باعث کاهش سهم هزینه بچه ماهی می‌شود.

پس از تخمین تابع هزینه‌ی ترانسلوگ با استفاده از روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط تکراری (ISUR)، کشش‌های جزئی خودی و متقاطع آلن برای نهاده‌ها برآورد شد که نتایج در جدول ۵ گزارش شد.

جدول ۵: کشش‌های خودی و متقاطع آلن

نهاده‌ها	نیروی کار	بچه ماهی	خوراک و مکمل	آماده‌سازی و انرژی	صید
نیروی کار	-۱/۱۷۵	۰/۱۴۵	۰/۷۱۱	۱/۰۱۳	ــــ
بچه ماهی	ــــ	-۰/۵۷۶	۰/۰۸۴	۰/۰۹۳	۰/۵۳۷
خوراک و مکمل	ــــ	ــــ	-۱/۰۰۱	۰/۲۵۳	۰/۶۷
آماده‌سازی و انرژی	ــــ	ــــ	ــــ	-۱۳/۰۲۷	۰/۹۱۹
صید	ــــ	ــــ	ــــ	ــــ	-۱۵/۸۲۶

بر اساس نتایج این جدول کلیه کشش‌های جزئی خودی علامت منفی دارند که این موضوع کاملاً مطابق با قانون تقاضاست. تقاضای نهاده بچه ماهی بی‌کشش و خوراک و مکمل دارای کشش واحد است و تقاضای بقیه نهاده‌ها با کشش می‌باشد.

کشش‌های متقاطع تمامی نهاده‌ها مثبت هستند که نشان دهنده رابطه‌ی جانشینی بین آن‌هاست. البته مقادیر کم‌تر از یک کشش‌های متقاطع بیانگر رابطه جانشینی ضعیف است. بین تمامی نهاده‌ها، نیروی کار و آماده‌سازی و انرژی قویترین جانشین برای یکدیگر محسوب می‌شوند به طوری که افزایش یک درصدی قیمت نیروی کار، تقاضای آماده‌سازی و انرژی را ۱/۰۱۳ درصد افزایش می‌دهد.

استخراج بهره‌وری کل عوامل تولید

در ادامه بهره‌وری کل عوامل تولید همه واحدهای مورد مطالعه به دست آمد که بیش‌ترین مقدار (۱۰۰ درصد) مربوط به واحد ۳۲ و کم‌ترین مقدار ۶۲ درصد مربوط به واحد ۲۶ است. میانگین مقادیر بهره‌وری کل عوامل تولید تمامی واحدها ۸۱ درصد است.

واحدهای مورد مطالعه بر اساس مساحت استخرها در ۵ طبقه توزیع شده‌اند و متوسط بهره‌وری کل عوامل تولید واحدها برای هر طبقه به دست آمد. همان‌طور که مشاهده می‌شود متوسط TFP برای واحدهای با مساحت کم‌تر از ۵ تا ۱۵ هکتار بالای ۸۰ درصد است اما برای واحدهای با مساحت بیشتر از ۱۵ هکتار زیر ۸۰ درصد است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت اگر مساحت واحدها بیش از اندازه گسترش یابد بهره‌وری عوامل تولید کاهش می‌یابد.

جدول ۶: متوسط TFP بر اساس مساحت استخرها

مساحت	متوسط TFP
کم‌تر از ۵	٪۸۰
۵تا ۱۰	٪۸۳
۱۰تا ۱۵	٪۹۳
۱۵تا ۲۰	٪۷۷
۲۰تا ۲۵	٪۷۵

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

استخراج کارایی فنی

برای محاسبه کارایی فنی واحدهای تولیدی، از دو روش کارایی بر اساس بازدهی ثابت به مقیاس و کارایی بر اساس بازدهی متغیر به مقیاس استفاده شد و از تقسیم این دو، کارایی مقیاس به دست آمد. در جدول (۷) درصد فراوانی کارایی در طبقات مختلف ارائه شد.

جدول ۷: کارایی واحدهای مورد مطالعه

حدود کارایی	درصد فراوانی‌ها		
	بازدهی ثابت به مقیاس	بازدهی متغیر به مقیاس	کارایی مقیاس
۰/۵ – ۰/۶	٪۹	٪۰	٪۰
۰/۶ – ۰/۷	٪۱۸	٪۱۱	٪۶
۰/۷ – ۰/۸	٪۱۱	٪۱۳	٪۷
۰/۸ – ۰/۹	٪۹	٪۹	٪۱۸
۰/۹ – ۱	٪۵۳	٪۶۷	٪۶۹
میانگین کارایی	۰/۸۴۵	۰/۹۱۳	۰/۹۲۳
حداکثر کارایی	۱	۱	۱
حداقل کارایی	۰/۵۶۲	۰/۶۵۸	۰/۶۱۹
انحراف معیار	۰/۱۶۴	۰/۱۲۳	۰/۱۰۵

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌شود، در هر سه کارایی همه بنگاه‌ها کارایی بیش از ۵۰ درصد دارند و بیش از ۵۰ درصد واحدها، کارایی بالاتر از ۹۰ درصد دارند که این بیانگر وضعیت مطلوب واحدهای پرورش ماهی گرمابی شهرستان رشت می‌باشد.

از طریق محاسبه کارایی به روش بازدهی متغیر نسبت به مقیاس، بازدهی هر یک از بنگاه‌ها از نظر کاهشی، افزایشی و یا ثابت بودن مشخص شد. با در کنار هم قرار دادن مساحت واحدها و نوع بازدهی به مقیاس هر یک نتایج در جدول زیر ارائه شد.

جدول ۸: طبقه بندی مساحت واحدهای مورد مطالعه بر اساس نوع بازدهی به مقیاس

مساحت	درصد فراوانی		
	بازدهی کاهشی به مقیاس	بازدهی ثابت به مقیاس	بازدهی فزاینده به مقیاس
کم‌تر از ۵	۰	٪۴۴	٪۹۰
۵تا ۱۰	٪۳۰	٪۴۴	٪۱۰
۱۰تا ۱۵	۰	۰	۰
۱۵تا ۲۰	۰	٪۶	۰
۲۰تا ۲۵	٪۷۰	٪۶	۰

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

همان‌طور که یافته‌ها نشان می‌دهد، ۸۸ درصد واحدهایی که بازدهی ثابت به مقیاس دارند و ۱۰۰ درصد واحدهایی که بازدهی افزایشی به مقیاس دارند دارای مساحت کم‌تر از ۱۰ هکتار هستند، حال آن که ۷۰ درصد واحدهای دارای بازدهی کاهشی به مقیاس مساحت بیش از ۱۰ هکتار دارند. بنابراین، می‌توان این گونه استدلال کرد که واحدهای با مساحت بالا، کارایی کم‌تری نسبت به واحدهای با مساحت کم‌تر دارند. در واقع در استخرهای با مساحت بالاتر، نهاده‌ها به میزان بیشتری استفاده می‌شوند و این امر کارایی تولید را کاهش می‌دهد.

استخراج ارزش فعلی خالص

با توجه به اطلاعات میزان تولید ماهی، قیمت دریافتی فروش ماهی و هزینه‌های نیروی کار، بچه ماهی، خوراک و مکمل، آماده‌سازی و انرژی و صید ارزش فعلی خالص هر استخر برای نرخ بهره ۱۳ درصد محاسبه شد. ارزش‌های فعلی خالص همه واحدها مثبت بود که نشانگر سودآور بودن بنگاه‌ها است. بیش‌ترین مقدار ارزش فعلی خالص مربوط به واحد پرورش ماهی ۴۰ و کم‌ترین آن مربوط به واحد ۴۲ است. همچنین، بیش‌ترین مقدار ارزش فعلی خالص به ازای هر هکتار مربوط به واحد ۴ و کم‌ترین آن باز هم مربوط به واحد ۴۲ است. واحد پرورش ماهی ۴۰، ۲۴ هکتار مساحت دارد. بنابراین، علی‌رغم اینکه سود بالاتری نسبت به سایر واحدها به دست می‌آورد از نظر ارزش فعلی خالص به ازای هر هکتار در رتبه پنجم قرار دارد. در ادامه جدول مربوط به محاسبه ارزش فعلی خالص به ازای هر هکتار واحدهای مورد بررسی براساس نرخ تنزیل ۱۳ درصد ارائه شد.

جدول ۹: ارزش فعلی خالص به ازای هر هکتار واحدهای نمونه (میلیون ریال)

واحد	NPV	واحد	NPV	واحد	NPV	واحد	NPV	واحد	NPV
۱	۱۴۳۳	۱۰	۲۳۳۲	۱۹	۱۴۵۱	۲۸	۱۹۴۴	۳۷	۱۴۹۴
۲	۲۱۵۵	۱۱	۱۴۳۷	۲۰	۱۴۶۳	۲۹	۱۷۸۶	۳۸	۱۸۹۶
۳	۱۷۷۵	۱۲	۱۷۸۲	۲۱	۱۵۶۴	۳۰	۲۱۷۲	۳۹	۱۶۸۰
۴	۲۴۵۹	۱۳	۱۸۸۱	۲۲	۱۶۶۴	۳۱	۱۴۶۳	۴۰	۲۲۴۲
۵	۱۹۳۳	۱۴	۱۵۱۰	۲۳	۲۱۷۹	۳۲	۲۴۲۳	۴۱	۱۶۶۱
۶	۱۸۸۱	۱۵	۱۸۰۱	۲۴	۱۹۵۷	۳۳	۱۴۵۵	۴۲	۱۳۷۵
۷	۱۸۰۰	۱۶	۱۵۲۲	۲۵	۲۲۴۶	۳۴	۲۲۲۹	۴۳	۱۶۲۳
۸	۱۶۹۷	۱۷	۱۹۴۴	۲۶	۱۴۰۸	۳۵	۱۹۴۴	۴۴	۱۶۸۶
۹	۱۷۷۰	۱۸	۱۵۹۶	۲۷	۱۷۵۲	۳۶	۱۵۷۵	۴۵	۱۸۳۳

بحث

برخلاف مطالعه همتی و ارسلان بد (۱۳۹۲)، که از بین دو فرم تابعی تولید کاب-داگلاس و ترانسندنتال، فرم تابعی تولید ترانسندنتال را به عنوان فرم برتر انتخاب کرده، در پژوهش حاضر با تجمیع شاخص‌های تصریح، فرم تابعی کاب- داگلاس به عنوان فرم برتر تولید

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

انتخاب شد. در این پژوهش نیز مانند مطالعه نقشینه فرد و همکاران (۱۳۹۰)، با توجه به مقادیر کشش تولیدی تابع تولید کاب- داگلاس برآورد شده، نهاده خوراک و مکمل اثرگذاری بالایی بر سطح تولید داشته و بعد از نهاده بچه ماهی، نهاده خوراک و مکمل، بیش‌ترین اثر را بر مقدار تولید این مزارع دارا می‌باشد. از سوی دیگر، فرم تابعی برتر تولید انتخاب شده در این پژوهش (کاب- داگلاس) نتایج مطالعه خیاطی و مشعوفی (۱۳۸۶) در استان گیلان را مورد تأیید قرار می‌دهد. در پژوهش خیاطی و مشعوفی (۱۳۸۶) نیز همانند این پژوهش، هزینه غذا اثرگذارترین نهاده (دارای بالاترین مقدار کشش تولید) در تابع تولید برازش شده می‌باشد. دشتی و همکاران (۱۳۹۳) با برازش سه فرم تابعی درجه دوم تعمیم یافته، لئونتیف تعمیم یافته و ترانسلوگ برای واحدهای پرورش ماهی در شهرستان کامیاران و استفاده از شاخص‌های ذکر شده در جدول (۱) پژوهش حاضر نشان دادند که تابع تولید درجه دوم تعمیم یافته بهترین فرم تابعی برای نشان دادن رابطه تولیدی در این واحدها می‌باشد. همانند یافته‌های حاصل از پژوهش حاضر، خروجی الگوی درجه دوم تعمیم یافته بیانگر اثر معنی‌دار آماری نهاده‌های غذا، نیروی کار و بچه ماهی بر مقدار تولید است. یافته‌های پژوهش عابدی و همکاران (۱۳۹۰) بیانگر کارایی فنی بالای مزارع پرورش ماهی در استان فارس است به نحوی که میانگین کارایی فنی این واحدها برابر با ۰/۹۳۷ بوده که نزدیک به میانگین کارایی فنی محاسبه شده (۰/۹۱۳) برای واحدهای مورد مطالعه در پژوهش حاضر می‌باشد. مطالعه پیرمحمدیانی و همکاران (۱۳۹۲) نیز بیانگر کارایی فنی بالای مزارع پرورش ماهی در استان کردستان بوده، به نحوی که مقدار متوسط کارایی در شرایط بازده متغیر نسبت به مقیاس برابر با ۰/۹۴۴ است. از سوی دیگر، مطالعه Sharma و همکاران (۱۹۹۹) در چین نشان داد که کارایی فنی مزارع چندمنظوره پرورش ماهی مقادیری بسیار پایین‌تر از مطالعات داخلی بوده، چنانکه مقدار میانگین کارایی اقتصادی این واحدها معادل با ۰/۷۴ می‌باشد. همانند نتایج حاصل از پژوهش بنی اسدی و همکاران (۱۳۸۹)، برآورد تابع هزینه ترانسلوگ در این پژوهش نشان داد که کشش‌های خود قیمتی تقاضای نهاده‌ها در همه‌ی موارد منفی است و کشش‌های متقاطع تقاضای نهاده در همه موارد، دلالت بر رابطه جانشینی دارند. همانند نتایج حاصل از پژوهش رضایی و درویشی (۱۳۸۶)، نتایج حاصل از محاسبه NPV برای مزارع پرورش ماهیان گرم‌آبی در این پژوهش بیانگر توجیح اقتصادی بالای این واحدها می‌باشد. همچنین، شمس‌الدین وندی و همکاران (۱۳۸۶) با محاسبه ارزش خالص کنونی و نرخ بازدهی داخلی نشان دادند که مزارع بزرگ‌تر با ظرفیت تولید بیش از ۱۵ تن به لحاظ اعمال شیوه‌های مطلوب‌تر مدیریتی در فرایند تولید و استفاده از فناوری مناسب‌تر دارای کارائی بالاتر و نیز کیفیت بهتر محصول نسبت به واحدهای بهره‌برداری کوچک‌تر بوده و دارای توجیح اقتصادی می‌باشند.

با توجه به کشش تولیدی به دست آمده برای نهاده‌های مصرفی، بچه ماهی بیش‌ترین کشش را دارا بود، بنابراین افزایش مصرف این نهاده بیش‌ترین تأثیر را بر میزان تولید خواهد داشت. با توجه به کشش‌های متقاطع آلن به دست آمده برای نهاده‌ها، کلیه نهاده‌ها جانشین یکدیگر هستند و در این میان نیروی کار و آماده‌سازی و انرژی جانشین‌های بهتری برای یکدیگر هستند، بنابراین افزایش قیمت هر یک منجر به افزایش

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

مصرف نهاده دیگر خواهد شد. مقایسه مساحت‌های واحدهای مورد مطالعه بر اساس نوع بازدهی به مقیاس نشان داد که اگر مساحت استخرها از حد معینی تجاوز کند مدیریت و کنترل مصرف نهاده‌ها سخت‌تر و کارایی و بهره‌وری واحد پرورش ماهی کاهش می‌یابد.

سپاسگزاری

در اینجا بر خود لازم می‌دانیم از زحمات کلیه کسانی که مارا در انجام این تحقیق یاری نمودند سپاسگزاری نماییم.

منابع

۱. بنی‌اسد، م.، سلامی، ح.، شیری، ن.، یعقوبی، م.، ۱۳۸۹. بررسی ساختار تولید مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا در استان تهران. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۲(۱)، ۱۳۰-۱۱۵.

۲. پیرمحمدیانی، ز.، قادرزاده، ح.، کنعانی، ف.، ۱۳۹۲. تحلیل کارایی در واحدهای پرورش ماهی قزل‌آلا در استان کردستان منطقه قم‌چای با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها DEA، نهمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران، ۱۵ و ۱۶ اردیبهشت ۱۳۹۳، تهران، ایران.

۳. حاجی رحیمی، م.، کریمی، آ.، ۱۳۸۸. تجزیه تحلیل بهره‌وری عوامل تولید صنعت پرورش مرغ گوشتی در استان کردستان. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۷(۶۶)، ۱۷-۱.

۴. خیاطی، م.، مشعوفی، م.، ۱۳۸۶. اندازه‌گیری و تحلیل بهره‌وری کل عوامل تولید در مزارع پرورش ماهی مطالعه موردی مزارع گرمابی و سردابی استان گیلان. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۵۹، ۷۴-۵۳.

۵. دشتی، ق.، علیخانی، ل.، حسین‌زاد، ج.، ۱۳۹۳. ارتباط بهره‌وری عوامل تولید با اندازه واحدهای پرورش ماهی شهرستان کامیاران. نشریه پژوهش‌های علوم دامی، ۲۴(۲)، ۱۵۴-۱۴۳.

۶. رضایی، ج.، درویشی، ب.، ۱۳۸۶. ارزیابی اقتصادی مزارع پرورش ماهی قزل‌آالا در ایلام. مجله پژوهش و سازندگی در امور دام و آبزیان، ۷۶، ۱۶۰-۱۵۱.

۷. شمس‌الدین وندی، ر.، صالح، آ.، سلامی، ح.، ۱۳۸۶. بازدهی اقتصادی واحدهای تولیدی پرورش ماهی قزل‌آلا در استان ایلام. ششمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران، ۸ و ۹ آبان ۱۳۸۶، مشهد، ایران.

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

۹. نقشینه فرد، م.، محمدی، ح.، فرج زاده، ز.، عامری، ع.، ۱۳۹۰. تحلیل کارایی و بهره‌وری کل عوامل تولید واحدهای پرورش ماهی قزل‌آلا در استان فارس. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۹(۵۷)، ۱۵۶-۱۳۲.

۱۰. همتی، م.، ارسلان بد، م.، ۱۳۹۲. اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید مزارع پرورش ماهیان سردابی در استان آذربایجان غربی. نهمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران، ۱۵ و ۱۶ اردیبهشت ۱۳۹۳، تهران، ایران.

11. Kavoi, M.M., Hoag, D., Pritchett, J., 2009. Production structure and derived demand for factor inputs in smallholder dairying Kenya. African Journal of Agricultural and Resource Economics, 32, 122-143.
12. Martinez, F.J., 1999. Practices Using Interspatial TFP, Sulawesi, Indonesia. Asian Fisheries Science,12(3), 223-234.
13. Obasi, P.C., 2004. Economics of Fish Farming In Imo State Nigeria. Journal of Agriculture, forestry and the Social Sciences, 2(1), 40-46.
14. 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, 180(3-4), 207-221.

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]

15. Tung, P.B.V., 2010. Technical efficiency of improved extensive shrimp farming in Ca Mau province, Vietnam. Master's thesis in Fisheries and Aquaculture Management and Economics, University of Troms. 65 p.

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-04]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.1.11.1]