

# کار آیی و سودآوری واحدهای پرورش ماهی قزل آلا در استان فارس

مسعود عابدی، حمید محمدی و مصطفی غفاری\*

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۳/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۹/۶

## چکیده

این مطالعه با هدف تحلیل شرایط تولید واحدهای انفرادی پرورش ماهی قزل آلا در استان فارس صورت گرفت. برای این منظور مفاهیم اقتصاد تولید شامل تابع تولید، کارآیی و سودآوری و داده‌های ۵۶ واحد فعال سال ۱۳۸۷ مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که بازده نسبت به مقیاس صنعت پرورش ماهی قزل آلا ثابت و غذا مهم‌ترین عامل تفاوت تولید واحدها است. میانگین کارآیی‌های فنی، تخصیصی و مقیاس تحت فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس به ترتیب ۰/۹۳۷، ۰/۵۱۲ و ۰/۹۷۱ به دست آمد. یافته‌ها نشان داد ۴۰٪ (۳۰٪) واحدها دارای بازده نسبت به مقیاس صعودی (نزولی) است. بیش از ۵۵٪ واحدها در زمره‌ی واحدهای دارای سودآوری پایین با سود حدود ۱۳۲ هزار ریال به ازای هر متر مربع قرار دارند و این رقم برای گروه‌های دارای سودآوری متوسط و بالا به ترتیب بیش از ۳۲۰ و ۹۲۰ به دست آمد. علت اصلی سودآوری پایین کوچک بودن اندازه‌ی واحد ارزیابی گردید.

طبقه بندی JEL: Q۱۲, Q۲۲

واژه‌های کلیدی: تولید، سودآوری، کارآیی، قزل آلا، استان فارس

\* استادیار دانشگاه آزاد اسلامی سپیدان، استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل (مسئول مکاتبات) و

استادیار دانشگاه زابل

Email: hamidmohammadi۱۳۷۸@gmail.com

## مقدمه

تحلیل عمل کرد یک بنگاه اقتصادی به منظور بهبود آن یقیناً برای هر مدیری به عنوان یک هدف محسوب می گردد. به بیان ساده بهبود عمل کرد را می توان مترادف با افزایش سودآوری بنگاه عنوان نمود. برای این منظور مفاهیم اقتصاد تولید همانند تولید، کارایی و بهره‌وری به کار گرفته می شود. تلاش در جهت ارتقای این شاخص‌ها در واحدها معمولاً به عنوان یک هدف در جهت افزایش عمل کرد واحد است. البته ممکن است لزوماً هدف افزایش سودآوری حاصل نشود. اما به هر حال با نگاه به یک مبنای قیاسی می توان افزایش آن‌ها را گامی در جهت افزایش سودآوری تلقی نمود. معیاری هم‌چون کارایی که فارل (۱۹۵۷) آن را حداکثر تولید با توجه به سطح معینی از مصرف نهاده تعریف می نماید می تواند به عنوان ابزاری مناسب باشد. کارایی از این حیث که در تحلیل شاخص‌های دیگری همانند بهره‌وری و تحلیل شرایط سودآوری نیز مورد استفاده است به عنوان ابزاری پرکاربرد در حوزه اقتصاد کشاورزی همواره مورد توجه بوده است. تحلیل کارایی گاوداری‌های شیری ایالات شمال شرق آمریکا (براوو-یورتا و ریجر، ۱۹۹۰)، مطالعه‌ی کارایی فنی استحصال چوب در جنوب آمریکا توسط کارتر و کوباگ (۱۹۹۵)، بررسی کارایی مزارع شرق آلمان در مطالعه‌ی تایل و برودرسون (۱۹۹۷)، تحلیل کارایی کشاورزان منطقه‌ی اوتار پردازش هند (داتا و جوشی، ۱۹۹۲)، بررسی کارایی واحدهای پرورش گاو شیری توسط پیرانی و ریزی (۲۰۰۳) در ایتالیا از جمله‌ی این مطالعات است. هم‌چنین نمونه‌های دیگری از این مطالعات در ایران نیز مشاهده می شود. مطالعه‌ی کارایی فنی انجیرکاران استان فارس (حسن پور، ۱۳۷۶)، تحلیل کارایی گندم‌کاران استان کهگیلویه و بویر احمد توسط رحمانی (۱۳۸۰)، بررسی کارایی پنبه‌کاران ۱۳ استان منتخب کشور (فریادرس و هم‌کاران، ۱۳۸۱) و مطالعه‌ی دهقانان و قربانی (۱۳۸۲)، که به برآورد کارایی تولیدکنندگان سیب در استان خراسان پرداختند از جمله‌ی این مطالعات است. بررسی ادبیات کارایی کشاورزی حاکی از توجه بسیار محدود به کارایی فعالیت‌های شیلات و آبزیان است و در این خصوص عمدتاً بر مسایل غیراقتصادی شیلات و آبزیان تمرکز شده است (فوسیکس و کلوناریس، ۲۰۰۳). علاوه بر این در حوزه‌ی شیلات نیز بر صید از سواحل

تأکید بوده است و توجه بسیار کمی به آبزیان پرورشی شده است. از معدود مطالعاتی که به تحلیل کارآیی واحدهای پرورش ماهی پرداخته است می‌توان به شارما و هم‌کاران (۱۹۹۹) اشاره کرد که کارآیی مزارع چند منظوره‌ی تولید محصول و پرورش ماهی در چین را ارزیابی نمودند. آن‌ها میانگین کارآیی اقتصادی واحدها را ۰/۷۴ برآورد کردند. هم‌چنین مطالعه‌ی دیگری توسط چیانگ و هم‌کاران (۲۰۰۴)، در میان واحدهای پرورش شیرماهی در تایوان انجام شد که حاکی از نزولی بودن بازده نسبت به مقیاس بود. البته فراوانی صید ساحلی ممکن است عامل اصلی الگوی مطالعات باشد.

در ایران نیز در حال حاضر حدود ۹۰٪ از تولید ماهی حاصل صید از سواحل شمال و جنوب است و تنها ۱۰٪ از ماهی عرضه شده به بازار از مزارع پرورشی تأمین می‌گردد (مرکز آمار ایران، ۱۳۸۵). در میان مطالعات داخلی یزدانی و اسماعیلی (۱۳۷۴)، از معدود مطالعاتی است که به بررسی کارآیی اقتصادی صیادان منطقه بندر لنگه پرداخته است. در این مطالعه میانگین کارآیی اقتصادی ۰/۵۲ به دست آمد. اما مطالعات متعدد همانند فوسیکس و کلوناریس، (۲۰۰۳)، کمپل، (۱۹۹۱)، پاسکویی (۲۰۰۱) و تینگلی و هم‌کاران (۲۰۰۵) به تحلیل کارآیی ماهی‌گیران ساحلی پرداخته‌اند.

یکی از موارد حایز اهمیت استفاده از کارآیی، تحلیل شرایط سودآوری واحدهایی است که با مشکل سودآوری پایین مواجه است. کی (۱۹۸۵) برای این منظور الگویی را ارائه کرده است که استفاده از آن می‌تواند مفید باشد. ثابتان و هم‌کاران (۱۳۸۵) با استفاده از این الگو علت سودآوری پایین برخی واحدهای پرورش گاو شیری در استان فارس را مقیاس فعالیت آن‌ها ذکر کردند. استان فارس در تولید ماهیان سردابی دارای پتانسیل بالایی است. به گونه‌یی که تولید این ماهیان در استان فارس از ۵۳۷/۷ تن در سال ۱۳۷۴ به ۴۰۰۴ تن در سال ۱۳۸۶ رسیده است (اداره‌ی کل شیلات استان فارس، ۱۳۸۶). با توجه به این پتانسیل در مطالعه‌ی حاضر تلاش شده است با استفاده از مفاهیمی مانند تابع تولید، انواع کارآیی موقعیت واحدهای پرورش ماهی قزل‌آلای استان فارس بررسی گردد. در ادامه نیز با استفاده از این مفاهیم شرایط سودآوری واحدها بررسی شده است. در سال‌های اخیر واحدهای پرورش

شیلات و تولید آن‌ها همواره در سطح استان رو به توسعه بوده است اما این روند در میان تمامی واحدها یکسان نیست. از این رو انتظار می‌رود این مطالعه بتواند از طریق شناسایی عوامل دخیل در تفاوت در میان واحدها و میزان تفاوت در میان واحدها از نظر توان تولیدی رهنمون‌های مطلوبی برای سیاست‌گذاران استان ارایه نماید.

### روش تحقیق

فارل (۱۹۵۷) کارآیی را حداکثر تولید با توجه به سطح معینی از مصرف نهاده تعریف نمود. وی کارآیی را به سه نوع کارآیی فنی، کارآیی تخصیصی و کارآیی اقتصادی تقسیم‌بندی نمود. کارآیی فنی حداکثر تولید ممکن از مقدار معینی نهاده را مشخص می‌سازد. کارآیی تخصیصی نیز توانایی واحد تولیدی در تخصیص بهینه‌ی منابع میان محصولات برحسب ارزش نهایی منابع و قیمت محصولات است. حاصل ضرب این دو کارآیی به‌عنوان کارآیی اقتصادی شناخته می‌شود که توانایی واحد در به دست آوردن حداکثر سود ممکن با توجه به قیمت و سطوح نهاده‌ها را نشان می‌دهد. برای تعیین کارآیی می‌توان از روش‌های شاخص‌های کارآیی، تابع تولید، تابع تولید مرزی، برنامه‌ریزی ریاضی و روش سود استفاده نمود. از میان روش‌های مذکور، تاکنون روش تابع تولید مرزی بیش‌تر مورد استفاده بوده است اما در حال حاضر استفاده از روش‌های مبتنی بر برنامه‌ریزی ریاضی بیش‌تر در حال گسترش است (کوئلی و هم‌کاران، ۲۰۰۲). در این مطالعه نیز از روش تحلیل فراگیر داده‌ها که یک روش مبتنی بر برنامه‌ریزی ریاضی است استفاده شده است.

### روش تحلیل فراگیر داده‌ها DEA برای اندازه‌گیری کارآیی

تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA) یک تکنیک ناپارامتریک با فرض نامعین بودن تابع تولید است. روش DEA مشتمل بر حل یک مسأله‌ی برنامه‌ریزی خطی (LP) است که حل آن منجر به تشریح عددی تابع تولید مرزی خطی شکسته می‌شود. کارآیی هر واحد به وسیله‌ی مقایسه‌ی مقدار محصول و نهاده‌ی مورد استفاده بر روی تابع تولید مرزی (بهترین مشاهده‌ی

ممکن) محاسبه می شود. اگر تولید در جایی بر روی تابع تولید مرزی صورت گیرد در این صورت کارآیی یک به آن نسبت داده می شود و اگر تولید زیر تابع تولید مرزی صورت گیرد کارآیی آن کم تر از یک خواهد شد (کوئلی و هم کاران، ۲۰۰۲).

### الگوی ریاضی روش DEA

فرض کنید  $n$  وضعیت تولیدی قابل تصور است. هر وضعیت مقادیر مختلفی از  $m$  نهاده های مختلف را برای تولید  $s$  محصول مختلف به کار می گیرد. در این صورت کارآیی زامین وضعیت تولیدی از نسبت زیر قابل محاسبه است:

$$h_i = \frac{\sum_{r=1}^s u_{rj} y_{rj}}{\sum_{i=1}^m v_{ij} x_{ij}} \quad (1)$$

رابطه ی فوق در واقع عبارت از نسبت مجموع وزنی محصولات به مجموع وزنی نهاده های تولیدی است که در آن مقدار مثبت مشاهده شده ی آامین نهاده از آامین نقطه ی تولیدی است.  $y_{rj}$ ، مقدار مشاهده شده ی  $r$  آامین ستاده از آامین نقطه ی تولیدی است. در روش DEA که توسط چارنس، کوپر و رودس (۱۹۷۸) ارایه شده است، وزن های مجازی  $u_{rj}$  و  $v_{rj}$  برگرفته از حل تابع هدف ذیل مشروط بر مجموعه ی محدودیت های ذکر شده است (کوئلی و هم کاران، ۲۰۰۲):

$$\text{Maximize: } h_o = \frac{\sum_{r=1}^s u_{r0} y_{r0}}{\sum_{i=1}^m v_{i0} x_{i0}} \quad (2)$$

$$\text{Subject to: } \begin{aligned} & \sum_{r=1}^s u_{rj} y_{rj} / \sum_{i=1}^m v_{ij} x_{ij} \leq 1; \quad j = 1, 2, \dots, j_0, \dots, n \\ & -u_{r0} \leq 0; \quad r = 1, \dots, s \\ & -v_{i0} \leq 0; \quad i = 1, \dots, m \end{aligned} \quad (3)$$

همچونین مقادیر بهینه ی  $u_r^*$  و  $v_r^*$  اصطلاحاً نرخ تغییرات مجازی و یا ضرایب فزآینده ی مجازی نامیده می شود. مسأله ی برنامه ریزی خطی که در بالا تشریح شد را می توان به یک مسأله ی معمولی برنامه ریزی خطی که به راحتی قابل حل باشد تبدیل نمود. این مسأله را می توان به صورت زیر نوشت (کوئلی و هم کاران، ۲۰۰۲):

$$\text{Maximize: } h_0 = \sum_{r=1}^s u_{r0} y_{r0} \quad (4)$$

$$\sum_{i=1}^m v_{i0} x_{i0} = 1$$

$$\text{Subject to: } \sum_{r=1}^s u_{r0} y_{r0} - \sum_{i=1}^m v_{i0} x_{i0} \leq 0; \quad j = 1, \dots, n \quad (5)$$

$$-u_{r0} \leq 0; \quad r = 1, \dots, s$$

$$-v_{i0} \leq 0; \quad i = 1, \dots, m$$

مدل فوق یک مساله‌ی برنامه‌ریزی خطی معمولی است که به مدل CCR (چارنس، کوپر و رودس) قرینه موسوم است. هم‌چونین CCR اولیه برنامه‌ی فراگیر نامیده می‌شود. اگرچه CCR اولیه نتایجی شبیه به CCR قرینه ایجاد می‌کند، ولی CCR اولیه اغلب در ادبیات مربوط به DEA به کار می‌رود. این امر احتمالاً بدین علت است که CCR اولیه بیش‌تر با تئوری تولید سنخیت دارد. CCR اولیه را می‌توان به فرم زیر خلاصه نمود (کوئلی و هم‌کاران، ۲۰۰۲):

$$\text{Maximize: } W_0 = w_0 \quad (6)$$

$$w_0 x_{i0} \geq \sum_{r=1}^s \lambda_j x_{ij}, \quad i = 1, \dots, m$$

$$\text{Subject to: } \sum_{r=1}^s \lambda_j y_{rj} \geq y_{r0}, \quad r = 1, \dots, s \quad (7)$$

$$\lambda_j \geq 0, \quad j = 1, \dots, n, \quad o \in \{1, \dots, n\}$$

در این مدل معیار کارآیی به وسیله‌ی متغیر تصمیم  $w$  ارزیابی می‌شود. این متغیر یک معیار عددی است و می‌توان آن را بر حسب معیار فاصله‌ی فارل تفسیر نمود. جواب بهینه عبارت است از مقدار حداقل  $w$  که در آن  $w$  مطلوب به گونه‌ی تعیین می‌شود که حاصل ضرب آن در نهاده‌ی  $x$  حداکثر کاهش ممکن را نتیجه می‌دهد (ضمن این که محصول در همان سطح قبلی خود حفظ می‌شود).  $w$  همواره یک یا کم‌تر از یک خواهد بود.  $\lambda$  متغیر چگالی است و مبتنی بر این فرض است که قطعاً می‌توان یک نقطه‌ی تولید مجازی از نقاط تولیدی تحت بررسی (به عنوان ترکیبی از سایر نقاط تولیدی) ایجاد نمود.  $\lambda$  بایستی برای تمامی  $n$

وضعیت تولیدی موجود در یک مجموعه واقعی محاسبه شود. برای واحدهای کارآ  $\lambda_j$  برابر با یک است زیرا مدل نمی‌تواند هیچ ترکیبی از دیگر واحدها را پیدا کند به گونه‌ای که کارآتر از واحدهای مذکور باشد.

روش تحلیل فراگیر داده‌ها بر مبنای فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید بود. پذیرش این فرض بیان می‌کند که اندازه‌ی یک واحد تولیدی نباید کارآیی را تحت تاثیر قرار دهد. در حقیقت مقدار عددی کارآیی ناشی از این مدل، هم کارآیی مقیاس و هم کارآیی فنی را مقایسه می‌نماید. بنکر، چارنس و کوپر (۱۹۷۸) مدلی از DEA را ارایه نمودند که با فرضیه‌ی بازدهی متغیر نسبت به مقیاس سازگار است. این مدل به BCC معروف است (کوئلی و هم‌کاران، ۲۰۰۲):

$$\text{Maximize: } W_0 = w_0 \quad (۸)$$

$$\text{Subject to: } \begin{aligned} w_0 x_{i0} &\geq \sum_{j=1}^s \lambda_j x_{ij}, \quad i = 1, \dots, m \\ \sum_{j=1}^s \lambda_j y_{rj} &\geq y_{r0}, \quad r = 1, \dots, s \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j &= 1 \\ \lambda_j &\geq 0, \quad j = 1, \dots, n, \quad o \in \{1, \dots, n\} \end{aligned} \quad (۹)$$

این مدل نسبت به مدل قبلی یک محدودیت جدید دارد که باعث می‌شود تا تمامی نقاط مرجع که سایر نقاط تولیدی با آن‌ها مورد مقایسه قرار می‌گیرند، به صورت ترکیبی محدب از مشاهده‌ها واقعی درآیند.

پس از برآورد کارآیی عوامل موثر بر کارآیی یا به بیان دقیق‌تر عوامل موثر بر تفاوت در میان واحدها از نظر کارآیی مورد ارزیابی قرار گرفت. این عوامل شامل مساحت استخر، سطح تحصیلات مدیر مزرعه، تجربه یا سابقه‌ی فعالیت واحد و هم‌چنین متغیرهای موهومی ویژه‌ی شهرستان‌ها است. متغیرهای موهومی شهرستان تفاوت مناطق مورد بررسی را در بر می‌گیرد. با توجه به مشابهت شرایط شهرستان‌ها آباده و اقلید در گروه اول، بوانات و خرمبید در گروه دوم، شیراز و مرودشت در گروه سوم و هم‌چنین شهرستان‌های ممسنی و سپیدان به‌عنوان گروه‌های چهارم و پنجم در نظر گرفته شد. برای هر یک از گروه‌های اول تا چهارم یک متغیر

موهومی در نظر گرفته شد و شهرستان سپیدان نیز به عنوان منطقه‌ی مبنا انتخاب شد. بر این اساس متغیرهای موهومی مورد استفاده تفاوت شهرستان‌ها را نسبت به شهرستان سپیدان نشان خواهد داد. مساحت استخر بر حسب مترمربع مورد استفاده قرار گرفت. مدیران بر اساس سطح تحصیلات خود به دو گروه دیپلم و پایین‌تر و هم‌چونین بالاتر از دیپلم تقسیم و با استفاده از یک متغیر موهومی که حاوی ارزش صفر برای گروه دیپلم و پایین‌تر و ارزش ۱ برای بالاتر از دیپلم بود به کار گرفته شد. متغیر سابقه یا تجربه‌ی مدیران نیز به دلیل نبود دسترسی به داده‌های دقیق‌تر تنها در قالب دو گروه دارای سابقه‌ی بالاتر از ۵ سال و کم‌تر از ۵ سال مورد استفاده قرار گرفت. این متغیر نیز به صورت موهومی که برای گروه‌های دارای سابقه‌ی کم‌تر از ۵ سال ارزش صفر و برای گروه‌های دارای سابقه‌ی بالاتر از ۵ سال ارزش ۱ اختیار کرده است، لحاظ گردید.

### تابع تولید

برای تخمین تابع تولید شیلات با توجه به ادبیات فقیر آن یکی از چالش‌های مهم انتخاب متغیرهای توضیحی بود. در این خصوص با مشورت کارشناسان و هم‌چونین بررسی مطالعات مشابه همانند مطالعه‌ی چیانگ و هم‌کاران (۲۰۰۴) عوامل تاثیرگذار بر تولید شامل شاخص بچه‌ماهی، شاخص نیروی کار، غذا، دبی آب ورودی به استخرها و مساحت استخر انتخاب گردید. بچه‌ماهی دارای دو ویژگی مجزا شامل تعداد و متوسط وزن هر قطعه ماهی بود که هر دوی آن‌ها مهم ارزیابی شدند. به منظور جمع‌آوری از حاصل ضرب آن‌ها و تحت عنوان شاخص بچه‌ماهی استفاده گردید. در مطالعاتی همانند چیانگ و هم‌کاران (۲۰۰۴) از هزینه‌ی بچه‌ماهی استفاده گردیده است. با توجه به گستردگی دامنه‌ی مزارع در سطح استان استفاده از شاخص یاد شده برای لحاظ کردن تفاوت میان مزارع مطلوب خواهد بود. هم‌چونین در خصوص نیروی کار با توجه به تفاوت در مهارت و تحصیلات آن‌ها در میان مزارع مختلف با اختصاص وزن‌هایی تفاوت در تحصیلات نیروی کار نیز مورد توجه قرار گرفت. این وزن‌ها با نظر کارشناسان برای هر یک از گروه‌های بی‌سواد، زیر دیپلم، دیپلم و بالاتر از دیپلم به ترتیب ۱، ۱/۲، ۱/۵ و ۲ در نظر گرفته شد.



در بخشی از مطالعه‌ی حاضر نیز تابع تولید برآورد گردید. تابع تولید به منظور تحلیل اثر نهاده‌های مورد استفاده‌ی بهره برداران در تولید و تحلیل اثر تفاوت در به کارگیری نهاده‌ها بر تولید مورد استفاده قرار گرفت. ابتدا دو تصریح به فرم کاب-داگلاس و ترانسلوگ برآورد گردید و از میان آن‌ها بر اساس آزمون F، تابع تولید کاب-داگلاس انتخاب گردید. این آزمون با استفاده از آماره‌ی به دست آمده از رابطه‌ی زیر انجام شد:

$$F = \frac{(R_{UR}^2 - R_R^2) / m}{(1 - R_{UR}^2) / (n - k)} \quad (10)$$

که در آن  $R_{UR}^2$  و  $R_R^2$  به ترتیب مقادیر ضریب خوبی برازش حاصل از رگرسیون غیرمقید (تابع تولید ترانسلوگ) و رگرسیون مقید (تابع تولید کاب-داگلاس)،  $m$  تعداد محدودیت‌های اعمال شده،  $k$  تعداد پارامترها در رگرسیون غیرمقید و  $n$  تعداد مشاهده‌ها است.

تابع تولید کاب - داگلاس رابطه‌ی میان محصول و نهاده‌های مشخص را بیان و آثار عوامل تولید را بر روی محصول به خوبی نشان می‌دهد. تناسب استفاده از این تصریح توسط مطالعاتی چون فان (۱۹۹۱)، لین (۱۹۹۲)، احمد و براوو-یورتا (۱۹۹۵)، کافمن و اسنل (۱۹۹۷)، کارتر و ژانگ (۱۹۹۸)، لیندرت (۱۹۹۹) و دنگ و هم‌کاران (۲۰۰۵) مورد تأکید قرار گرفته است.

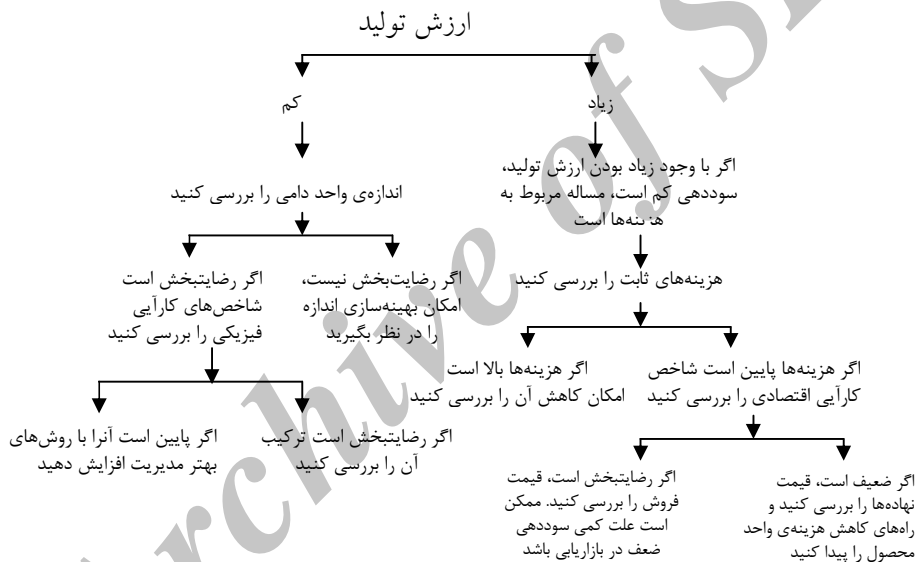
تابع تولید کاب-داگلاس برای مطالعه‌ی حاضر که نهاده‌های مورد استفاده شامل نیروی کار (روز-نفر) ( $L$ )، شاخص بچه‌ماهی (تعداد ضرب در متوسط وزن) ( $Wg$ )، دبی آب ورودی به استخر (لیتر بر ثانیه) ( $De$ )، مساحت مفید فعال (مترمربع) ( $Ac$ ) و غذا (کیلوگرم) ( $Fo$ ) است به صورت زیر خواهد بود.

$$q = AL^{\alpha_1} Wg^{\alpha_2} De^{\alpha_3} Ac^{\alpha_4} Fo^{\alpha_5} u \quad (11)$$

که در آن  $q$  مقدار تولید،  $A$  ضریب ثابت،  $\alpha_1$  تا  $\alpha_5$  کشش تولید نسبت به عوامل تولید و  $u$  جمله‌ی اخلاص است.

در این تحقیق برای بررسی مشکلات سوددهی واحدها از یک روند تشخیصی استفاده شد. در این قسمت این روند و هم‌چنین تئوری‌های مربوط به کارآیی اندازه، فنی، اقتصادی و

تخصیصی مورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس پیش‌نهاد کی (۱۹۸۶)، برای بررسی سودآوری واحدها می‌توان از ارزش تولید آن‌ها شروع کرد. در صورتی‌که ارزش تولید واحدهای دامی پایین بود، در تعقیب مشکل سوددهی واحدها، بر روی سمت چپ مسیر نمودار (۱) حرکت می‌کند و اندازه‌ی واحد تولیدی به عنوان معیاری برای مشکل عدم سودآوری مورد آزمون قرار می‌گیرد. در صورتی‌که مشکل سودآوری ضمن وجود ارزش تولید بالا ملاحظه شود مسیر سمت راست نمودار در تعقیب دلایل عدم سودآوری مفید خواهد بود. در این نمودار ارزش تولید حاصل ضرب مقدار تولید ماهی در قیمت آن است. اقلام هزینه‌ها نیز شامل هزینه‌ی غذا، بچه ماهی، نیروی کار، دارو، انرژی، حمل و نقل، آب، آنالیز آب، بهره‌ی وام، استهلاک سرمایه و حق بیمه است. برای محاسبه‌ی سود واحدها، هزینه‌ی تولید به ازای هر واحد (مترمربع مساحت استخر) محاسبه و از ارزش فروش تولید حاصل از هر واحد کسر شد.



نمودار (۱). روش تشخیص علت (علل) عدم سوددهی واحدها

منبع: (کی، ۱۹۸۶)

به منظور انجام تحلیل فوق ابتدا واحدها با استفاده از تحلیل خوشه‌یی و بر اساس سودآوری به سه گروه تقسیم شد. در تحلیل خوشه‌یی دسته‌بندی مشاهده‌ها، ابتدا هر قلم به خوشه‌یی نسبت داده می‌شود که دارای نزدیکترین فاصله (میانگین) به مشاهده مرکزی است سپس فاصله‌ی اقلیدسی هر مشاهده از مرکز دسته‌ها محاسبه و دوباره به نزدیک‌ترین دسته تخصیص داده می‌شود (جانسون و ویچرن، ۲۰۰۰).

در این مطالعه از داده‌های جمع‌آوری شده توسط مدیریت شیلات استان فارس که هر ساله از طریق تکمیل پرسش‌نامه در میان تمامی واحدهای فعال جمع‌آوری می‌شود، استفاده شد. تعداد واحدهای فعال پرورش ماهی قزل‌آلا در سال ۱۳۷۸ در استان فارس ۶۹ واحد بود که پس از حذف واحدهای فاقد اطلاعات لازم و دقیق، اطلاعات ۵۶ واحد در تجزیه و تحلیل مطالعه مورد استفاده قرار گرفت. اطلاعات حاصل از پرسش‌نامه شامل مقادیر نهاده‌ها و محصول و همچنین مقدار هزینه‌ی هر یک از اقلام نهاده‌ها و مقیاس فعالیت بهره‌برداران واحدهای پرورش ماهی قزل‌آلا است. اطلاعات مورد استفاده مربوط به سال ۱۳۸۷ واحدها بود. برآوردهای صورت گرفته در جهت تامین اهداف مطالعه شامل برآورد تابع تولید و انواع کارآیی و تحلیل سودآوری است که با استفاده از نرم‌افزارهای *Eviews* و *Deap* انجام شد.

## نتایج و بحث

برای نمونه‌ی در دسترس دو تابع تولید ترانس‌لوگ و کاب-داگلاس به‌طور هم‌زمان برآورد، و این دو تصریح با استفاده از آزمون *F* با یک‌دیگر مقایسه گردید. در این آزمون فرض نبود تفاوت در توان دو تصریح مورد بررسی قرار می‌گیرد. همان‌طور که مقدار آماره‌ی به دست آمده از رابطه‌ی زیر نیز نشان می‌دهد میان دو تصریح از نظر آماری تفاوتی معنی‌داری دیده نمی‌شود. از همین رو با توجه به سهولت تحلیل نتایج، تصریح کاب-داگلاس مورد استفاده قرار گرفت.

$$F = [(0.993 - 0.991) \div 15] \div [(1 - 0.993) \div (55 - 21)] = 0.65$$

در جدول (۱) یافته‌های حاصل از برآورد تابع تولید کاب - داگلاس بهره برداران واحدهای پرورش قزل آلا در استان فارس ارائه شده است. همان طور که نتایج نشان می‌دهد مهم‌ترین عامل ایجاد تفاوت میان واحدها از نظر تولید غذا است. از میان متغیرهای مورد استفاده علاوه بر غذا، شاخص بچه ماهی و دبی آب ورودی به استخر نیز بر تولید اثر معنی دار نشان داده است. متغیرهای شاخص نیروی کار و مساحت استخر با وجود داشتن اثر مثبت و مبتنی بر انتظار، از نظر آماری نقشی در تفاوت تولید میان واحدهای مختلف نداشته است. در مورد متغیر غذای مصرفی با توجه به تصریح لگاریتمی می‌توان گفت با افزایش ۱۰٪ در غذا انتظار می‌رود حدود ۹/۴٪ به تولید اضافه شود. متغیر غذا از نظر سهم در ایجاد تفاوت در سطح تولید واحدها افزون بر معنی داری از نظر مقدار مطلق ضریب نیز دارای تفاوت بسیار بالایی است، به گونه‌ای که دو متغیر معنی دار دیگر شامل دبی آب ورودی و شاخص بچه ماهی با افزایش ۱۰ درصدی خود قادر است به ترتیب تولید را ۰/۳٪ حدود ۰/۶٪ افزایش دهد، که دارای تفاوت بسیار بالا با متغیر غذا است. به بیان دیگر می‌توان گفت مهم‌ترین عامل ایجاد تفاوت در سطح تولید میان واحدها متغیر غذا است. مجموع کشش‌های تولید که در واقع مجموع ضرایب است بازده نسبت به مقیاس را نشان می‌دهد. مجموع ضرایب دارای اهمیت آماری ۱/۰۳ است. انجام آزمون F نشان داد که مجموع آن‌ها از نظر آماری دارای اختلاف معنی داری با ۱ نیست. به عبارت دیگر می‌توان گفت بازده نسبت به مقیاس در میان مجموع بهره‌برداران پرورش قزل آلا استان فارس ثابت است و نهاده‌های تولید به هر نسبتی که افزایش یابد تولید کل واحدها نیز به همان نسبت افزایش خواهد یافت. تصریح به دست آمده از نظر معیارهای اقتصادسنجی دارای شرایط مطلوب است. به این ترتیب که قادر است بیش از ۹۹٪ از تفاوت در تولید یا تغییرات در تولید در میان بهره برداران را توضیح دهد و مقایسه‌ی مقادیر برآورد شده با مقادیر واقعی حاکی از آن بود که خطای پیش‌بینی کم‌تر از ۳٪ است. این در حالی است که بر اساس آماره‌ی جارکو - برا توزیع جملات اخلاص نرمال است و ناهم‌سانی واریانس نیز بر اساس آزمون وایت مورد پذیرش قرار نگرفت. افزون بر این بررسی ضریب هم‌بستگی میان متغیرها نشان داد هم‌خطی میان متغیرها در سطح پایینی قرار دارد. هم‌چنین

## کارایی و سودآوری واحدهای پرورش ماهی قزل آلا... ۱۰۵

نتایج آزمون ریست رمزی حاکی از نبود تورش تصریح ناشی از حذف متغیر مهم بود. به این ترتیب می‌توان گفت مهم‌ترین عامل ایجاد تفاوت در میان بهره‌برداران از نظر سطح تولید به تفاوت در سطح غذای مورد استفاده بستگی دارد. دبی آب ورودی نیز کم‌تر از ۵٪ از تفاوت در تولید میان بهره‌برداران را شامل می‌شود و شاخص بچه ماهی نیز ۳/۳٪ را بر عهده دارد. البته در خصوص غذا بررسی بیش‌تر به صورت ایجاد تمایز در خوراک میان واحدهای مختلف ممکن است به تحلیل بیش‌تر مساعدت نقش غذا کمک کند.

جدول (۱). نتایج حاصل از برآورد تابع تولید بهره‌برداران ماهی قزل آلا در استان فارس

آماره‌ی t	انحراف معیار	ضریب	نام متغیر	
-۳۲/۱۳	۰/۲۲۷	-۷/۲۹۸	عرض از مبدا	C
۲/۰۸	۰/۰۱۵	۰/۰۳۳**	شاخص بچه ماهی	Ln(Wg)
۰/۰۳	۰/۰۳۹	۰/۰۰۱	شاخص نیروی کار	Ln(L)
۲۹/۱۸	۰/۰۳۲	۰/۹۳۹***	مقدار غذا	Ln(Fo)
۱/۶۱	۰/۰۳۶	۰/۰۵۷*	دبی آب	Ln(De)
۰/۲۱۱	۰/۰۳۳	۰/۰۰۷	مساحت استخر	Ln(Ac)
آزمون وایت	جارکو - برا	R <sup>۲</sup>	F	آماره‌ها
۰/۲۲(۰/۹۹)	۱/۴۸(۰/۴۷)	۰/۹۹۱	۱۲۸۸***	

\*\*\*، \*\* و \* به ترتیب معنی دار در سطح ۱۰، ۵ و ۱٪.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

### نتایج حاصل از تخمین کارایی

همان‌طور که پیش‌تر نیز عنوان شد انواع کارایی شامل کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی تحت دو فرض بازده ثابت و متغیر نسبت به مقیاس برآورد گردیده است. ابتدا در جدول (۲)

نتایج حاصل از برآورد انواع کارآیی تحت فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس تولید ارایه شده است.

به جز واحد کمالی بجدانه باید گفت کارآیی فنی واحدهای استان فارس در سال ۱۳۸۷ در دامنه ۱-۰/۷۳ یا ۱۰۰-۰/۷۳ قرار دارد و از پراکندگی متوسط برخوردار است. ۲۵٪ از واحدها دارای کارآیی فنی ۱۰۰٪ است و ۴ (۷/۲٪) مشاهده نیز دارای کارآیی فنی کم‌تر از ۸۰/۱٪ است. کارآیی حدود ۳۴٪ از واحدها در دامنه ۹۰-۸۰/۱٪ قرار دارد و کم‌تر از ۶۰٪ از آنها در دامنه ۱۰۰-۹۰/۱٪ قرار گرفته است. در صورتی که مسایل فنی پرورش را بتوان به‌عنوان معیاری برای سنجش کارآیی فنی تلقی نمود می‌توان گفت اغلب واحدها دارای کارآیی فنی بالا است و البته از سوی دیگر برخی از آنها دارای فاصله‌ی بیش از ۲۰٪ از واحدهای کارآ است. به این ترتیب برای بسیاری از واحدها بهبود در عمل‌کرد از طریق تعقیب مسایل فنی پرورش وجود خواهد داشت.

برخلاف کارآیی فنی در مورد کارآیی 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. کارآیی تخصیصی ۲۳٪ از واحدها حتی کم‌تر از ۱۰٪ به دست آمده است که رقم بسیار پایینی است و در صورتی که نوع بازده نسبت به مقیاس کم‌تر تاثیرگذار باشد لازم است بهره‌برداران با آشنایی بیش‌تر در خصوص انتخاب ترکیب مناسب در جهت بهبود عمل‌کرد خود تلاش نمایند. توانایی بالای بهره‌برداران در کارآیی فنی با توانایی مطلوب در تخصیص نهاده‌ها یا انتخاب ترکیب مناسب نهاده‌ها هم‌راه نشده است. به گونه‌ی که هم‌بستگی میان دو سری کارآیی فنی و تخصیصی تنها ۱۵٪ بوده است و بر اساس این ضریب می‌توان گفت کارآیی فنی بالا لزوماً با کارآیی تخصیصی بالا هم‌راه نبوده است. ممکن است تلویحاً بتوان گفت توجه بهره‌برداران به مسایل پرورشی بیش از مسایل مدیریتی بوده است. حدود ۳۰٪ از واحدها نیز دارای کارآیی تخصیصی ۳۰-۱۰/۱٪ است. به عبارت دیگر تحت فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس بیش از نیمی از واحدها دارای کارآیی تخصیصی کم‌تر از ۳۰٪ است. در ادامه دامنه‌های گسترده‌تری دیده می‌شود. به این ترتیب که حدود ۲۰٪

از آن‌ها در دامنه ۶۰-۳۰/۱٪ قرار دارد در حالی که کارآیی تخصیصی واحدهای باقیمانده بالاتر از ۷۲٪ است. به عبارت دیگر افزون بر پایین بودن متوسط کارآیی تخصیصی پراکنندگی بالای آن نیز از دیگر ویژگی‌ها است و به عبارتی ناهمگنی میان واحدها از نظر کارآیی تخصیصی بسیار بالا است. البته ذکر این نکته لازم است که بعد از واحد ۳۱۶ بانات که دارای کارآیی تخصیصی ۷۲٪ است تا سطح ۸۲٪ هیچ واحد دیگری قرار ندارد و سهم دامنه‌ی ۹۰-۷۲٪ تنها ۴ واحد است اما در دامنه‌ی ۱۰۰-۹۱/۱٪ یازده واحد یا حدود ۲۰٪ از واحدها قرار گرفته است. واحد شهریار با کارآیی ۱۰۰٪ به عنوان بهترین واحد از نظر تخصیص منابع یا انتخاب ترکیب نهاده‌های تولید تحت فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس معرفی شده است (جدول ۲). آزمون نرمال بودن نیز حاکی از عدم توزیع نرمال مقادیر کارآیی تخصیصی یا بالا بودن پراکنندگی است.

کارآیی اقتصادی دارای روند بسیار مشابه روند کارآیی تخصیصی است. این امر ناشی از بالا بودن کارآیی فنی و پایین بودن کارآیی تخصیصی است که امکان اثرگذاری بیش‌تر کارآیی تخصیصی را فراهم نموده است. با وجود کارآیی فنی بالا اما کارآیی تخصیصی بسیار پایین و در حدود ۴۱٪ حاصل شده است و کارآیی اقتصادی نیز حدود ۳۸٪ به دست آمده است. به این ترتیب می‌توان گفت میان واحدها از نظر عمل‌کرد اقتصادی فاصله‌ی بسیار زیادی وجود دارد و این عمده‌ها از کارآیی تخصیصی بوده است تا کارآیی فنی. به عبارت دیگر توجه بیش‌تر به مسایل مدیریتی در انتخاب ترکیب مناسب می‌تواند فاصله میان واحدها را کاهش دهد.

جدول (۲). نتایج حاصل از برآورد کارایی بهره برداران ماهی قزل آلائی استان فارس تحت فرض

بازده ثابت نسبت به مقیاس

کارایی اقتصادی	کارایی تخصیصی	کارایی فنی	نام مزرعه	کارایی اقتصادی	کارایی تخصیصی	کارایی فنی	نام مزرعه
۰/۰۳۹	۰/۰۴۱	۰/۹۵۷	پروتیین قزل	۰/۴۴۷	۰/۴۶۸	۰/۹۵۶	سید مجید حسامی
۰/۰۶۲	۰/۰۶۲	۱	فدک	۰/۲۵۸	۰/۳۱۵	۰/۸۱۸	سارینت
۰/۵۰۸	۰/۵۷۴	۰/۹۲۸	شرکت باب الحوايج	۰/۳۹۸	۰/۴۱۳	۰/۹۶۵	شرکت سبز دشت
۰/۹۸۸	۰/۹۸۸	۱	محمد مهدی حق وردی	۰/۸۲۶	۰/۸۹۰	۰/۹۲۸	تعاونی خسرو شیرین
۰/۲۲۷	۰/۲۲۹	۰/۹۹۲	سراب بیضا	۰/۸۵۰	۰/۹۲۵	۰/۹۱۹	تعاونی ۷۷۵ شیراز
۰/۸۷۰	۰/۸۷	۱	سراب کهکران	۰/۰۶۶	۰/۰۶۶	۱	کوثر استهبان (رزاقی پور)
۰/۱۵۹	۰/۱۸۶	۰/۸۵۶	تعاونی ۱۹ (آقایی)	۰/۱۳۲	۰/۱۵۱	۰/۸۷۹	شیرزاد جعفری
۰/۱۱۸	۰/۱۴۳	۰/۸۲۹	شهدای رمضان	۰/۱۱۹	۰/۱۴۱	۰/۸۵۰	نورالله یعقوبی
۰/۹۲۵	۰/۹۲۵	۱	کھیار زارع	۰/۴۴۸	۰/۵۶۳	۰/۷۹۷	چرکس
۰/۳۴۹	۰/۳۸۴	۰/۹۰۷	تعاونی ۸۲ (سلطانی)	۰/۱۰۳	۰/۱۴۱	۰/۷۳۰	یحیی خدای
۰/۰۵۶	۰/۰۵۶	۱	تعاونی ۵۴ (سلطانی)	۰/۰۶۷	۰/۰۷۷	۰/۸۷۵	۱۵۰۰ ادژکرد
۰/۴۲۱	۰/۴۲۸	۰/۹۸۳	مجید رحیمی (امام رضا)	۰/۰۵۰	۰/۰۵۵۰	۱	تعاونی ۶۴۸ مارون
۰/۸۲۳	۰/۹۲۲	۰/۸۹۳	تعاونی ۴۱۴ تیراژه	۰/۰۳۲	۰/۰۳۴	۰/۹۳۴	تعاونی ۸۸ اقلید
۰/۴۰۱	۰/۴۵۲	۰/۸۸۷	قزل سرای روزبه (فریدون محمدی)	۰/۷۹۲	۰/۹۲۹	۰/۸۵۳	سرحد چهار دانگه
۰/۱۰۱	۰/۱۱۳	۰/۸۹۲	کمال یوسفی	۰/۰۸۷	۰/۰۹۹	۰/۸۷۹	شرکت نور
۰/۸۴۶	۰/۹۰۳	۰/۹۳۷	تعاونی ۷۲۷ فارس قزل	۰/۱۷۹	۰/۲۰۳	۰/۸۸۵	سده



ادامه جدول (۲)

کارآیی اقتصادی	کارآیی تخصیصی	کارآیی فنی	نام مزرعه	کارآیی اقتصادی	کارآیی تخصیصی	کارآیی فنی	نام مزرعه
۰/۱۷۴	۰/۱۹۵	۰/۸۹۳	تعاونی ۲۷۷ چهل چشمه	۰/۲۸۶	۰/۳۶۸	۰/۷۷۵	محمد رضا بزرگر
۰/۹۲۹	۰/۹۲۹	۱	مرکز تکثیر و پرورش درودزن	۰/۶۵۸	۰/۷۲۲	۰/۹۱۰	تعاونی ۳۱۶ بوانات
۰/۱۱۸	۰/۱۱۸	۱	علی ناز زاده	۰/۰۴۶	۰/۲۴۴	۰/۱۹	کمالی بجدانه
۰/۰۶۲	۰/۰۷	۰/۸۸۴	قزل سرای بهشت	۰/۳۹۷	۰/۴۳۲	۰/۹۱۸	قزل سرای سامان (امیرسالاری)
۰/۸۲۳	۰/۸۲۳	۱	ولی عصر کامفیروز	۰/۰۶۷	۰/۰۶۷	۱	چشمه بناب
۰/۰۶۱	۰/۰۶۲	۰/۹۹۴	قائم کامفیروز	۰/۹۲۲	۰/۹۹۹	۰/۹۲۳	قصر یعقوب
۰/۰۹۷	۰/۰۹۷	۱	غدیر مشایخ	۰/۲۰۷	۰/۲۲۹	۰/۹۰۴	نگین زیباکنار (هوشمندی)
۰/۲۹۷	۰/۲۹۷	۱	تعاونی ۱۰۱ ممسنی	۰/۹۸۶	۰/۹۹۸	۰/۹۸۸	نیسایه
۰/۲۴۹	۰/۲۷۷	۰/۸۹۷	غضنفر محمدی	۰/۲۲۶	۰/۲۶۹	۰/۸۴۱	گل محمد هاشمی مقدم
۰/۰۸۹	۰/۰۹۷	۰/۹۲۶	تعاونی ده گردو	۰/۹۴۲	۰/۹۷۶	۰/۹۶۵	اکبر فیروزی
۰/۲۴۸	۰/۲۶۲	۰/۹۴۶	توکلی - رزمجویی	۰/۲۲۶	۰/۲۶۳	۰/۸۶۱	تعاونی ۱۸۳ بیضا
۰/۳۸۰	۰/۴۱۰	۰/۹۱۲	میانگین	۱	۱	۱	محمد شهبازی
				۰/۴۱۳	۰/۴۴۳	۰/۹۳۲	سردار نیازی
-	-	۱۰۰	۹۹-۹۰/۱	-۹۰ ۸۰/۱	کمتر از ۸۰/۱	دامنه‌ی کارآیی (درصد)	توزیع کارآیی فنی
-	-	۲۵	۳۳/۹	۳۳/۹	۷/۲	توزیع (درصد)	
-	-	-۱۰۰ ۶۰/۱	۶۰-۳۰/۱	-۳۰ ۱۰/۱	کمتر از ۱۰	دامنه‌ی کارآیی (%)	توزیع کارآیی تخصیصی
-	-	۲۶/۸	۱۹/۶	۳۰/۴	۲۳/۲	توزیع (درصد)	
-	-	-۱۰۰ ۶۰/۱	۶۰-۳۰/۱	-۳۰ ۱۰/۱	کمتر از ۱۰	دامنه‌ی کارآیی (%)	توزیع کارآیی اقتصادی
-	-	۲۶/۸	۱۶/۱	۳۲/۱	۲۵	توزیع (%)	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۳) نیز انواع کارآیی تحت شرایط بازده متغیر نسبت به مقیاس ارایه شده است. استفاده از این فرض امکان دست‌یابی به کارآیی مقیاس و بازده نسبت به مقیاس هر یک از

واحدها را نیز فراهم می‌کند که در دو ستون انتهایی جدول (۳) آمده است. مقایسه‌ی یافته‌های جدول (۲) و جدول (۳) برای کارایی‌های فنی، تخصیصی و اقتصادی چند نکته را روشن می‌کند. ماحصل این نکات که در ادامه مرور شده است دال بر توانایی بالاتر تصریح مبتنی بر فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس در مقایسه با بازده ثابت نسبت به مقیاس است. البته تفاوت گسترده میان واحدها نیز از دیگر نتایج جانبی آن خواهد بود. نخست این که کارایی‌های فنی، تخصیصی و اقتصادی به‌طور متوسط به ترتیب ۳، ۱۰ و ۱۱٪ افزایش یافته است که تغییر بسیار بالایی محسوب می‌گردد. مطلب دیگر آن که میزان تغییر در کارایی در واحدهای مختلف متفاوت بود. به گونه‌ی که کارایی تخصیصی برخی از واحدها حدود ۱۰ یا حتی بیش از ۱۰٪ رشد داشت. واحدهایی همانند برزگر، ۳۱۶ بوانات، کمالی بجدانه و یوسفی از این جمله است. این در حالی است که در نتایج حاصل از برآورد تحت فرض بازده ثابت کارایی فنی واحد کمالی بجدانه دارای فاصله‌ی بسیار بالا با سایر واحدها بود. کارایی این واحد از ۱۹٪ به ۷۵٪ افزایش یافته است. بنابراین نوع بازده نسبت به مقیاس بسیار موثر و تعیین کننده است. در مورد کارایی تخصیصی نیز تفاوت تحت دو بازده ثابت و متغیر بسیار زیاد است و در حالی که در مورد برخی از واحدها کارایی تخصیصی تحت فرض بازده متغیر کم‌تر از بازده ثابت به دست آمده است اما در میان حدود یک چهارم از آن‌ها کارایی بیش از ۱۰٪ افزایش یافته است. واحد چشمه بناب دارای بیش‌ترین تغییر بوده است و از حدود ۶٪ به ۱۰۰٪ رشد یافته است. با توجه به تغییرات گسترده در مورد کارایی تخصیصی در کارایی اقتصادی نیز تغییرات بسیار بالایی دیده می‌شود. البته با وجود بهبود ارقام در فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس هم‌چونان می‌توان گفت واحدها از نظر تخصیص منابع یا انتخاب ترکیب مناسب دارای تفاوت زیاد باید یک‌دیگر است.

از نظر کارایی مقیاس می‌توان گفت میان واحدها در مقایسه با سایر کارایی‌ها تفاوت بسیار اندکی وجود دارد. به این ترتیب که به جز واحدهای کمالی بجدانه و برزگر که دارای کارایی مقیاس به ترتیب ۲۵ و ۷۷٪ است سایر واحدها در دامنه ۱۰۰-۸۹٪ قرار دارد و بیش از ۲۸٪ از آن‌ها دارای کارایی مقیاس ۱۰۰٪ بوده است. به‌طور کلی نیز تنها ۶ واحد (کم‌تر از ۱٪) دارای

کارآیی مقیاس کم‌تر از ۹۵٪ است. بازده نسبت به مقیاس ۳۰٪ از واحدها نسبت به مقیاس نزولی و در مورد ۳۰٪ از آنها نیز بازده نسبت به مقیاس ثابت به دست آمده است و ۴۰٪ از واحدها دارای بازده صعودی نسبت به مقیاس است. به این ترتیب ۴۰٪ از واحدها با افزایش استفاده از نهاده‌ها به نسبت مشخص شاهد افزایش محصول با نسبت بالاتری خواهد بود.

جدول (۳). نتایج حاصل از برآورد کارآیی بهره برداران ماهی قزل آلا استان فارس تحت فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس

نام مزرعه	کارآیی فنی	کارآیی تخصیصی	کارآیی اقتصادی	کارآیی مقیاس	بازده نسبت به مقیاس
سید مجید حسامی	۰/۹۵۹	۰/۵۱۸	۰/۴۹۷	۰/۹۹۷	صعودی
سارپتن	۰/۸۵۳	۰/۶۴۷	۰/۵۵۲	۰/۹۵۹	صعودی
شرکت سبز دشت	۱	۰/۸۲۹	۰/۸۲۹	۰/۹۶۵	صعودی
تعاونی خسرو شیرین	۰/۹۳۲	۰/۹۴۸	۰/۸۸۳	۰/۹۹۶	نزولی
تعاونی ۷۷۵ شیراز	۰/۹۲۵	۰/۹۷۸	۰/۹۰۵	۰/۹۹۴	نزولی
گوثر استهبان (رزاقی پور)	۱	۰/۰۶۷	۰/۰۶۷	۱	ثابت
شیرزاد جعفری	۰/۸۸۱	۰/۱۵۲	۰/۱۳۴	۰/۹۹۸	صعودی
نورالله یعقوبی	۰/۸۵۸	۰/۱۴۶	۰/۱۲۵	۰/۹۹۱	صعودی
چرکس	۰/۸۱۱	۰/۵۵۳	۰/۴۴۸	۰/۹۸۲	صعودی
یحیی خدای	۰/۷۶۴	۰/۱۴۵	۰/۱۱۰	۰/۹۵۵	صعودی
۱۵۰۰ دژکرد	۰/۸۸۰	۰/۰۸۱	۰/۰۷۱	۰/۹۹۵	نزولی
تعاونی ۶۴۸ مارون	۱	۰/۶۲۳	۰/۶۲۳	۱	ثابت
تعاونی ۸۸ اقلید	۰/۹۳۹	۰/۰۳۶	۰/۰۳۴	۰/۹۹۵	صعودی
سرحد چهار دانگه	۰/۸۵۹	۰/۹۶۳	۰/۸۲۷	۰/۹۹۳	نزولی
شرکت نور	۰/۸۸۰	۰/۱۰۴	۰/۰۹۱	۰/۹۹۹	ثابت

## ادامه جدول (۳)

نام مزرعه	کارآیی فنی	کارآیی تخصیصی	کارآیی اقتصادی	کارآیی مقیاس	بازده نسبت به مقیاس
سده	۰/۸۸۸	۰/۲۰۴	۰/۱۸۱	۰/۹۹۷	صعودی
محمد رضا برزگر	۱	۰/۸۵۷	۰/۸۵۷	۰/۷۷۵	صعودی
تعاونی ۳۱۶ بوانات	۱	۰/۹۸۶	۰/۹۸۶	۰/۹۱۰	صعودی
کمالی بجدانه	۰/۷۵۰	۰/۴۶۲	۰/۳۴۷	۰/۲۵۳	صعودی
قزل سرای سامان (امیرسالاری)	۰/۹۲۷	۰/۴۳۲	۰/۴۰۰	۰/۹۹۱	نزولی
چشمه بناب	۱	۱	۱	۱	ثابت
قصر یعقوب	۰/۹۴۷	۰/۹۸۶	۰/۹۳۳	۰/۹۷۴	نزولی
نگین زیباکنار (هوشمندی)	۰/۹۰۵	۰/۲۳۹	۰/۲۱۷	۰/۹۹۸	صعودی
نیسایه	۱	۱	۱	۰/۹۸۸	نزولی
گل محمد هاشمی مقدم	۰/۸۴۳	۰/۲۷۱	۰/۲۲۹	۰/۹۹۸	نزولی
اکبر فیروزی	۰/۹۷۱	۰/۹۸۲	۰/۹۵۳	۰/۹۹۵	نزولی
تعاونی ۱۸۳ بیضا	۰/۸۶۲	۰/۲۷۴	۰/۲۳۶	۰/۹۹۹	نزولی
محمد شهریاری	۱	۱	۱	۱	ثابت
سردار نیازی	۰/۹۸۳	۰/۶۳	۰/۶۲۰	۰/۹۴۸	صعودی
پروتیین قزل	۰/۹۵۹	۰/۰۴۳	۰/۰۴۲	۰/۹۹۷	صعودی
فدک	۱	۰/۰۶۴	۰/۰۶۴	۱	ثابت
شرکت باب الحوائج	۰/۹۳۲	۰/۵۸۲	۰/۵۴۲	۰/۹۹۶	نزولی
محمد مهدی حقوردی	۱	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۱	ثابت
سراب بیضا	۱	۱	۱	۰/۹۹۲	نزولی
سراب کهکران	۱	۰/۹۳۵	۰/۹۳۵	۱	ثابت
تعاونی ۱۹ (آقایی)	۰/۸۵۸	۰/۱۹۰	۰/۱۶۳	۰/۹۹۹	نزولی
شهدای رمضان	۰/۸۴۶	۰/۱۴۱	۰/۱۱۹	۰/۹۸۰	صعودی

ادامه جدول (۳)

نام مزرعه	کارآیی فنی	کارآیی تخصیصی	کارآیی اقتصادی	کارآیی مقیاس	بازده نسبت به مقیاس
کھیار زارع	۱	۰/۹۸۵	۰/۹۸۵	۱	ثابت
تعاونی ۸۲ (سلطانی)	۰/۹۰۸	۰/۳۹۷	۰/۳۶۰	۱	ثابت
تعاونی ۵۴ (سلطانی)	۱	۰/۰۵۷	۰/۰۵۷	۱	ثابت
مجیدرحیمی (امامرضا)	۱	۰/۴۲۱	۰/۴۲۱	۰/۹۸۳	صعودی
تعاونی ۴۱۴ تیرازه	۰/۸۹۳	۰/۹۲۲	۰/۸۲۳	۱	ثابت
قزل سرای روزبه	۰/۸۸۸	۰/۴۵۶	۰/۴۰۵	۰/۹۹۹	صعودی
کمال یوسفی	۱	۰/۷۵۴	۰/۷۵۴	۰/۸۹۲	صعودی
تعاونی ۷۲۷ فارس قزل	۰/۹۴۷	۰/۹۵۹	۰/۹۰۸	۰/۹۹۰	نزولی
۲۷۷ چهل چشمه	۰/۹۰۲	۰/۲۷۵	۰/۲۴۸	۰/۹۹	صعودی
دروذن	۱	۱	۱	۱	ثابت
علی ناز زاده	۱	۰/۱۱۹	۰/۱۱۹	۱	ثابت
قزل سرای بهشت	۰/۸۸۹	۰/۰۷۵	۰/۰۶۷	۰/۹۹۴	نزولی
ولی عصر کامفیروز	۱	۰/۸۲۳	۰/۸۲۳	۱	ثابت
قائم کامفیروز	۱	۰/۰۶۵	۰/۰۶۵	۰/۹۹۴	نزولی
غدیر مشایخ	۱	۰/۱۰۳	۰/۱۰۳	۱	ثابت
تعاونی ۱۰۱ ممسنی	۱	۰/۲۹۸	۰/۲۹۸	۱	ثابت
غضنفر محمدی	۰/۹۶۲	۰/۵۱۷	۰/۴۹۷	۰/۹۳۳	صعودی
تعاونی ده گردو	۰/۹۳۴	۰/۰۹۶	۰/۰۸۹	۰/۹۹۱	صعودی
توکلی - رزمجویی	۰/۹۵۰	۰/۲۷۴	۰/۲۶	۰/۹۹۶	نزولی
میانگین	۰/۹۳۷	۰/۵۱۲	۰/۴۸۸	۰/۹۷۱	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به تفاوت گسترده‌ی میان نتایج به دست آمده تحت فرض بازده نسبت به مقیاس ثابت و متغیر و به منظور کنکاش بیش‌تر در رابطه‌ی میان کارآیی مقیاس با سایر کارآیی‌ها

تفکیک دیگری در جدول (۴) ارایه شده است. در این جدول انواع کارآیی واحدها به تفکیک بازده نسبت به مقیاس نیز آمده است.

جدول (۴). نتایج حاصل از برآورد کارآیی بهره برداران ماهی قزل آلاهی استان فارس به تفکیک

انواع بازده نسبت به مقیاس

واحدهای دارای بازده ثابت نسبت به مقیاس	واحدهای دارای بازده نزولی نسبت به مقیاس	واحدهای دارای بازده صعودی نسبت به مقیاس	میانگین انواع کارآیی
۰/۹۸	۰/۹۲	۰/۸۵	کارآیی فنی تحت فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس
۰/۴۶	۰/۵۳	۰/۲۸	کارآیی تخصیصی تحت فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس
۰/۴۵	۰/۴۹	۰/۲۴	کارآیی اقتصادی تحت فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس
۰/۹۸	۰/۹۲	۰/۹۱	کارآیی فنی تحت فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس
۰/۵۶	۰/۵۹	۰/۴۱	کارآیی تخصیصی تحت فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس
۰/۵۵	۰/۵۶	۰/۳۹	کارآیی اقتصادی تحت فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از جدول فوق چند نکته قابل استخراج است. نخست این که واحدهای دارای بازده صعودی نسبت به مقیاس در تمامی انواع کارآیی در سطحی پایین‌تر از دو گروه دیگر قرار دارد. به عبارت دیگر بهینه نبودن مقیاس حتا در امر تخصیص بهینه نیز مانع ایجاد نموده است

و ممکن است بتوان گفت انتخاب ترکیب بهینه از میان عوامل تولید در واحدهای پرورش قزل آلا به سطح به کارگیری آنها نیز بستگی دارد و تخصیص بهینه‌ی عوامل تولید خود متأثر از سطح استفاده از نهاده است. نکته‌ی دیگر آن که در میان واحدهای دارای بازده نسبت به مقیاس نزولی کاهش مقیاس تنها ممکن است امکان افزایش کارآیی فنی را فراهم کند زیرا از نظر کارآیی تخصیصی بهتر از دو گروه دیگر است. البته ممکن است کارآیی تخصیصی با کاهش مقیاس تولید کاهش یابد و این نیز مجدداً تأیید یافته‌ی نخست است. در نهایت نیز می‌توان نتیجه گرفت که هر چند که ممکن است کارآیی تخصیصی با افزایش مقیاس فعالیت افزایش یابد اما کاهش کارآیی فنی ممکن است اثر آن را خنثی نماید.

در جدول (۵) عوامل موثر بر کارآیی فنی واحدها ارایه شده است. یافته‌های مندرج در جدول (۵) حاکی از آن است که تصریح یاد شده در سطح معنی دار ۵٪ از اهمیت آماری برخوردار است. از میان متغیرهای مورد استفاده متغیر مساحت استخر و متغیرهای موهومی آباده و اقلید و خرمبید و بوانات اثر معنی داری بر کارآیی فنی بهره‌برداران نشان داده است. اثر مساحت استخر پیش‌تر نیز در قالب یافته‌های جدول (۴) تحت عنوان تفاوت در مقیاس فعالیت مورد ارزیابی قرار گرفت و در این‌جا نیز همان استدلال را می‌توان صادق دانست. در مورد متغیرهای موهومی شهرستان می‌توان گفت با فرض ثابت بودن سایر عوامل به‌طور متوسط کارآیی فنی واحدهای آباده و اقلید و هم‌چونین بوانات و خرمبید حدود ۶٪ کم‌تر از واحدهای شهرستان سپیدان است. اما تحت چنین شرایطی میان کارآیی فنی واحدهای شهرستان‌های شیراز و مرودشت و ممسنی با واحدهای شهرستان سپیدان تفاوت معنی‌داری وجود ندارد. بر اساس الگوی تفاوت میان شهرستان‌ها مشاهده می‌شود که شهرستان‌های شمالی استان دارای شرایط مشابه و شهرستان‌های مرکزی استان مشابه هستند. به این ترتیب به‌طور نسبی تفاوت در اقلیم میان شهرستان‌ها را می‌توان در تفاوت کارآیی آنها موثر ارزیابی نمود. مشاهده می‌شود که ضریب عرض از مبدا دارای اهمیت آماری بالا است و این نشان دهنده‌ی آن است که افزون بر متغیرهای مورد استفاده متغیرهای دیگری در ایجاد تفاوت در کارآیی واحدها موثر است و لازم است با استفاده از داده‌های جزئی‌تر در این خصوص اقدام

گردد. این تصریح قادر است تنها ۱۹٪ از تغییرات در کارآیی فنی در میان واحدهای پرورش قزل آلا در استان فارس را توضیح دهد. البته لازم به توضیح است که تصریح به دست آمده فاقد تورش تصریح ناشی از حذف متغیر مهم بود. آماره‌های به دست آمده برای آزمون جارکو-برا و وایت نیز حاکی از نبود مشکل توزیع غیرنرمال جملات اخلاص و وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلاص است. همچنین آزمون هم‌بستگی میان متغیرها نشان داد هم‌خطی میان متغیرها در سطح بالایی قرار ندارد.

جدول (۵). نتایج حاصل از برآورد عوامل موثر بر کارآیی فنی واحدها

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره $t$
عرض از مبدأ	۸۸/۳۰۵	۴/۴۴۰	۱۹/۸۸۸
مساحت استخر	۰/۰۰۰۶*	۰/۰۰۰۳	۱/۵۵۱
سطح تحصیلات مدیر مزرعه	۱/۳۵۱	۱/۸۴۶	۰/۷۳۲
تجربه	۲/۰۱۳	۱/۹۳۶	۱/۰۳۹
متغیر موهومی واحدهای آباده و اقلید	-۶/۲۱۳***	۲/۲۴۰	-۲/۷۷۳
متغیر موهومی واحدهای یوانات و خرمبید	-۵/۹۶۴*	۳/۵۱۶	-۱/۶۹۶
متغیر موهومی واحدهای مرودشت و شیراز	-۱/۱۰۵	۲/۴۹۲	-۰/۴۴۳
متغیر موهومی واحدهای ممسنی	۱/۴۳۳	۳/۱۸۶	۰/۴۵۰
آماره‌ها	F	آزمون وایت	آزمون وایت
	۲/۶۳۷(۰/۰۲۳)	جارکو - برا	۰/۳(۰/۹۶۲)
	$R^2$	۱/۸۳۸(۰/۳۹۹)	
	۰/۱۸۹		

مأخذ: یافته‌های تحقیق



## تحلیل سودآوری

ابتدا واحدها با استفاده از تحلیل خوشه‌یی و بر اساس سودآوری به سه گروه تقسیم شد و سپس دستورالعمل نمودار (۱) تعقیب گردید. متغیرهای مرتبط با این تحلیل برای هر یک از گروه‌ها در جدول (۶) آمده است. البته این تحلیل در دو تفکیک ارائه شده است. نخست متوسط هر یک از گروه‌ها مورد تحلیل قرار گرفته است و سپس در جدول (۷) واحدهای دارای سودآوری پایین به‌طور دقیق‌تر مورد بررسی قرار گرفته است. در گروه اول سود حاصل از هر متر مربع استخر کم‌تر از ۱۳۲ هزار ریال است در حالی که این رقم در گروه‌های دارای سودآوری متوسط و بالا به ترتیب بیش از ۳۲۰ و ۹۲۰ هزار ریال است. به این ترتیب میان گروه‌ها اختلاف بالایی دیده می‌شود. البته تعداد واحدهای گروه با سودآوری بالا تنها شامل ۴ واحد است و ۳۰ و ۲۰ واحد نیز به ترتیب در گروه واحدهای دارای سودآوری پایین و متوسط قرار گرفت. بر اساس نمودار ابتدا باید ارزش هر واحد در هر گروه را مورد توجه قرار داد. با توجه به تفاوت بالای ارزش محصول تولیدی گروه دارای سودآوری پایین با سایر گروه‌ها که بر طبق تحلیل خوشه‌یی نیز محرز گردید بنابر این باید بر روی سمت چپ نمودار حرکت کنیم. بر این اساس گام بعدی بررسی اندازه‌ی واحدها است. اندازه‌ی واحد گروه دارای سودآوری پایین به ترتیب برابر با حدود ۵۰ و ۶۰٪ اندازه‌ی دو گروه دیگر است و با توجه به مقایسه‌ی مقیاس گروه دارای سودآوری بالا که در حد فاصل دو گروه دیگر قرار دارد می‌توان گفت مقیاس فعالیت گروه دارای سودآوری پایین مطلوب نیست و می‌توان اندازه‌ی فعالیت این گروه را در سودآوری پایین آن‌ها موثر دانست. در تایید روند حاصل از نمودار می‌توان گفت از نظر کارآیی فنی نیز میان بنگاه‌ها تفاوت کم‌تری وجود دارد و بنابر این مقیاس فعالیت می‌تواند تعیین کننده باشد. نکته‌ی تایید کننده‌ی دیگر آن است که میان دو گروه دارای سودآوری پایین و متوسط از نظر ترکیب نهاده‌ها تفاوت نه تنها به‌صورت کارآیی تخصیصی بالاتر گروه متوسط نیست بلکه کارآیی تخصیصی گروه دارای سودآوری پایین بیش‌تر از گروه متوسط است. البته گروه دارای سودآوری بالا از هر حیث در شرایط مطلوب‌تری قرار دارند و دارای کارآیی

تخصیصی بهتری نیز هست. می توان گفت در مقایسه با دو گروه دیگر هم از نظر اندازه فعالیت و هم از نظر ترکیب منابع دارای عمل کرد بهتری بوده است.

جدول (۶). برخی متغیرهای گروه‌ها به تفکیک سطح سودآوری

واحدهای با سودآوری بالا	واحدهای با سودآوری متوسط	واحدهای دارای سودآوری پایین	
۹۲۰/۵	۳۲۰/۱	۱۳۱/۸	سود حاصل از هر متر مربع (هزار ریال)
۲۵۵۸	۳۰۹۹	۱۵۰۳	مساحت فعال (مترمربع)
۲۰/۶	۲۱/۸	۲۴/۳	متوسط هزینه‌ی تولید هر کیلوگرم (هزار ریال)
۵۷۷۶	۳۱۱۸/۲	۷۵۶/۷	متوسط ارزش تولید کل (میلیون ریال)
۰/۹۸۲	۰/۹۳۹	۰/۹۱۰	متوسط کارآیی فنی
۰/۶۸۴	۰/۳۶۹	۰/۴۱۶	متوسط کارآیی تخصیصی
۰/۶۶۸	۰/۳۵۴	۰/۳۷۹	متوسط کارآیی اقتصادی
۰/۹۸۳	۰/۹۴۲	۰/۹۳۲	متوسط کارآیی فنی
۰/۸۷۳	۰/۴۶۶	۰/۴۸۸	متوسط کارآیی تخصیصی
۰/۸۵۷	۰/۴۵۳	۰/۴۵۷	متوسط کارآیی اقتصادی
۰/۹۹۹	۰/۹۹۶	۰/۹۷۷	متوسط کارآیی مقیاس

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور تحلیل دقیق‌تر شرایط فعالیت گروه دارای سودآوری پایین فرآیند یاد شده در تحلیل سودآوری برای واحدهای انفرادی نیز تعقیب شد که در جدول (۷) آمده است. بر اساس تحلیل خوشه‌یی تمام واحدهای گروه دارای سودآوری پایین در زمره‌ی واحدهای دارای ارزش تولید پایین قرار گرفت. در گام بعدی از نظر اندازه‌ی مزرعه نیز این واحدها بر اساس تحلیل خوشه‌یی گروه بندی شد که از میان آن‌ها تنها سه واحد تعاونی ۷۷۵ شیراز، ۱۵۰۰ دژکرد و تعاونی ۱۹ با وجود اندازه‌ی مزرعه بالا دارای ارزش تولید پایین بود. در مورد سایر واحدها با طی این فرآیند می توان گفت اندازه‌ی پایین مزرعه می تواند عامل سودآوری پایین آن‌ها باشد. تحلیل واحدهای دارای اندازه‌ی بالا چنین است. کارآیی فنی واحدهای تعاونی

۷۷۵ شیراز، ۱۵۰۰ دژکرد و تعاونی ۱۹ به ترتیب حدود ۹۲، ۸۸ و ۸۶٪ است در حالی که متوسط کارآیی فنی کل نمونه ۹۴٪ است. ممکن است بتوان کارآیی فنی واحد تعاونی ۷۷۵ شیراز را رضایت بخش دانست اما کارآیی فنی دو واحد دیگر را می توان پایین تلقی نمود. به این ترتیب واحدهای ۱۵۰۰ دژکرد و تعاونی ۱۹ با وجود اندازهی مطلوب به دلیل کارآیی فنی پایین دارای سودآوری پایین است. در مورد این دو واحد نیز تحلیل ترکیب حداقل هزینه نشان داد واحد ۱۵۰۰ دژکرد با افزایش استفاده از غذا و واحد تعاونی ۱۹ با افزایش استفاده از دو نهادهی غذا و آب می تواند به تولید در شرایط حداقل هزینه دست یابد.

جدول (۷). تحلیل علت سودآوری پایین برخی واحدها

نام مزرعه	ارزش تولید	اندازه مزرعه	نام مزرعه	ارزش تولید	اندازه مزرعه
سید مجید حسامی	کم	کوچک	سردار نیازی	کم	کوچک
سارینتن	کم	کوچک	فدک	کم	کوچک
شرکت سبز دشت	کم	کوچک	تعاونی ۱۹ (آقای)	کم	بزرگ
تعاونی ۷۷۵ شیراز	کم	بزرگ	شهادی رمضان	کم	کوچک
کوثر استهبان (رزاقی پور)	کم	کوچک	تعاونی ۸۲ (سلطانی)	کم	کوچک
چرخس	کم	کوچک	تعاونی ۵۴ (سلطانی)	کم	کوچک
یحیی خدای	کم	کوچک	مجیدرحیمی (امام رضا)	کم	کوچک
۱۵۰۰ دژکرد	کم	بزرگ	تعاونی ۴۱۴ تیرازه	کم	کوچک
سرحد چهار دانگه	کم	کوچک	قزل سرای روزبه	کم	کوچک
سده	کم	کوچک	تعاونی ۲۷۷ چهل چشمه	کم	کوچک
محمد رضا بزرگر	کم	کوچک	علی ناز زاده	کم	کوچک
تعاونی ۳۱۶ بوانات	کم	کوچک	ولی عصر کامفیروز	کم	کوچک
قزل سرای سامان (امیرسالاری)	کم	کوچک	تعاونی ۱۰۱ ممسنی	کم	کوچک
قصر یعقوب	کم	کوچک	غضنفر محمدی	کم	کوچک
اکبر فیروزی	کم	کوچک	تعاونی ده گرده	کم	کوچک

مأخذ: یافته های تحقیق

## نتیجه‌گیری و پیش‌نهادها

یافته‌های مطالعه را می‌توان در قالب چند بخش جمع‌بندی نمود. تابع تولید که بر اساس ملاحظات اقتصادسنجی تصریح بسیار مناسبی نیز نشان داد حاکی از آن بود که مهم‌ترین عامل ایجاد تفاوت در میان تولید بهره‌برداران، غذا است و لازم است در این خصوص توجه بیش‌تری صورت گیرد. می‌توان سایر عوامل را در مقایسه با غذا با توجه به ضرایب به دست آمده بسیار کم اهمیت دانست. در مورد نیروی کار با وجود آن که تلاش شد با محاسبه‌ی شاخص، کیفیت آن نیز لحاظ شود، مساعدت آن چندان حایز اهمیت نشان داده نشد. نقش تحصیلات نیروی کار در تحلیل عوامل موثر بر کارایی نیز حایز اهمیت نشان داده نشد. بنابراین این پیش‌نهاد می‌شود در خصوص نیروی کار واحدها ویژگی‌های بهتر و تعیین‌کننده‌ی نیروی کار شناسایی و در تحلیل‌ها از آن استفاده شود. میزان ارتباط تخصص نیروی کار با نوع فعالیتی که در واحد پرورش شیلات انجام می‌دهد می‌تواند از جمله‌ی این ویژگی‌ها باشد.

میان واحدها از نظر کارایی فنی اختلاف کم‌تری دیده شد اما از نظر کارایی تخصیصی این تفاوت بسیار بالا بود. به عبارتی بهره‌برداران بر روی مسایل فنی و اصول پرورش تأکید دارند و توجه و یا آشنایی کم‌تر آن‌ها با مسایل مدیریتی به‌ویژه توجه کم‌تر به قیمت‌نهادها منجر به کارایی اقتصادی پایین بسیاری از واحدها شده است. از این رو پیش‌نهاد می‌گردد در جهت آشنا ساختن مدیران با مسایل اقتصاد تولید و مدیریت واحدهای کشاورزی همت گمارده شود. اثر مقیاس فعالیت هم در تحلیل واحدها به تفکیک نوع بازده نسبت به مقیاس و هم در تحلیل سودآوری مشخص گردید. بر اساس نتایج روشن شد واحدهای دارای کارایی فنی پایین از مقیاس مطلوبی برخوردار نیست. هم‌چنین نوع بازده نسبت به مقیاس نیز برای ۴۰٪ از واحدها صعودی ارزیابی شد. به این ترتیب پیش‌نهاد می‌شود واحدها در جهت دستیابی به اندازه‌ی مطلوب هدایت شوند و البته این منوط به تامین بودن شرایط خواهد بود. اما به هر حال مقیاس فعالیت واحدها بر متغیرهای اقتصادی متعددی تأثیرگذار خواهد بود.

تحلیل سودآوری واحدها نشان داد که واحدهای دارای سودآوری پایین دارای مقیاس فعالیت کوچک است و بررسی نوع بازده نسبت به مقیاس آن‌ها نیز حاکی از آن است که بیش

از نیمی از آن‌ها دارای بازده صعودی و تعداد زیادی نیز دارای بازده ثابت است و انتظار می‌رود افزایش اندازه‌ی فعالیت امکان بهره‌گیری‌های اقتصادی دیگر را همانند امکان برخورداری از خرید نهاده به قیمت پایین‌تر به دلیل بالا رفتن حجم خرید و یا کاهش هزینه‌های ثابت نیز فراهم کند. بنابراین پیش‌نهاد می‌گردد واحدهای دارای بازده صعودی به منظور بهبود سودآوری خود مقیاس فعالیت خود را افزایش دهند.

## منابع

- اداره کل شیلات استان فارس. سال‌های مختلف. گزارش عمل‌کرد مزارع سردابی. شیراز.
- ثابتان شیرازی، ع، فرج‌زاده، ز. و موسوی، س. ن. (۱۳۸۵). تحلیل کارآیی گاوداری‌های شیری استان فارس. *مجله‌ی خبری، تحلیلی و پژوهشی توسعه و بهره‌وری*. ۲: ۴۰-۲۷.
- جانسون، ر. آ. و ویچرن، د. د. (۲۰۰۰). تحلیل آماری چند متغیری کاربردی. ترجمه‌ی حسین علی‌نیرومند. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد. مشهد.
- حسن پور، ب. (۱۳۷۶). بررسی اقتصادی تولید و بازاریابی انجیر در استان فارس. پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد دانشگاه شیراز.
- دهقانیان، س. و قربانی، م. (۱۳۸۲). برآورد کارآیی تولیدکنندگان سیب استان خراسان. *مجله‌ی علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی*. ۳: ۳۸-۲۹.
- رحمانی، ر. (۱۳۸۰). کارآیی فنی گندم‌کاران و عوامل موثر بر آن، مطالعه‌ی موردی: استان کهگیلویه و بویر احمد. *فصلنامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۳۳: ۱۸۳-۱۶۱.
- فریادرس، و.، چیذری، ا.ح. و مرادی، ا. (۱۳۸۱). اندازه‌گیری و مقایسه‌ی کارآیی پنبه‌کاران ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۴۰: ۱۰۱-۸۹.
- مرکز آمار ایران. (۱۳۸۵). پایگاه اطلاع‌رسانی. <http://www.sci.ir.org>.
- یزدانی، س. و اسماعیلی، ع. (۱۳۷۴). بررسی کارآیی صیادی در بندر لنگه. *مجله‌ی علوم کشاورزی ایران*. ۲: ۴۷-۴۱.

- Ahmad, M. and Bravo-Ureta, B. E. (۱۹۹۵). An econometric decomposition of dairy output growth. *American Journal of Agricultural Economics*, ۷۷: ۹۱۴-۹۲۱.
- Bravo-ureta, B.E. and Rieger, L. (۱۹۹۰). Alternative production frontier methodologies and dairy farm efficiency. *Agricultural Economics*, ۴۱: ۲۱۵-۲۲۶.
- Campbell, H. (۱۹۹۱). Estimating the elasticity of substitution between restricted and unrestricted inputs. A probit approach. *J. Environ. Econ. Manage*, ۲۰: ۲۶۲-۲۷۴.
- Carter, C. A. and Zhang, B. (۱۹۹۸). The weather factor and variability in Chinas grain supply. *Journal of Comparative Economics*, ۲۶: ۵۲۹-۵۴۳.
- Carter, D. R. and Cabbage, F. W. (۱۹۹۵). Stochastic Frontier Estimation and Sources of Technical Efficiency in Southern Timber Harvesting. *Forest Science*, ۴۱: ۵۷۶-۵۹۳.
- Charnes, A., Cooper, W. and Rhodes, E. (۱۹۷۸). Measuring the efficiency of decision making units. *European J. Operational Research*, ۲(۶): ۴۲۹-۴۴۴.
- Chiang, F. S., Sun, C. H. and Yu, J. M. (۲۰۰۴). Technical efficiency analysis of milkfish (*Chanos chanos*) production in Taiwan—an application of the stochastic frontier production function. *Aquaculture*, ۲۳۰: ۹۹-۱۱۶.
- Coelli, T., Prasada Rao, D. S. and Battese, G. E. (۲۰۰۲). *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Kluwer Academic Publishers.
- Daata, K. K. and Joshi, P. K. (۱۹۹۲). Economic Efficiencies and Land Augmentation to Increase Agricultural Production: A Comparative Analysis for Investment Priorities. *Indian Journal of Agricultural Economic*, ۴۷: ۴۷۶-۴۸۸.
- Deng, X., Luo, Y., Dong, S., and Yang, X. (۲۰۰۵). Impact of resources and technology on farm production in northwestern china. *Agricultural system*, ۸۴: ۱۵۵-۱۶۹.
- Fan, S. (۱۹۹۱). Effects of technological change and institutional reform on production growth in Chinese agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, ۷۳: ۲۶۶-۲۷۵.
- Farrell, M.J. (۱۹۵۷). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A* ۱۲۰, ۲۵۳- ۲۸۱ (Part ۳).

- Fousekis, P. and Klonaris, S. (۲۰۰۳). Technical efficiency determinants for fisheries: a study of trammel netters in Greece. *Fisheries Research*, ۶۳: ۸۵-۹۵.
- Kaufmann, R. K. and Snell, S. E. (۱۹۹۷). A biophysical model of corn yield: integrating climatic and social determinants. *American Journal of Agricultural Economics*, ۷۹: ۱۷۸-۱۹۰.
- Key, R.D. (۱۹۸۶). *Farm Management: Planning, Control and Implementation*. ۲nd Edition. McGraw-Hill, Inc. New York. ۱۶۳-۱۸۶.
- Lin, J. Y. (۱۹۹۲). Rural reforms and agricultural growth in china. *The American Economic Review*, ۸۲: ۳۴-۵۱.
- Lindert, P. H. (۱۹۹۹). The bad earth? China's soil and agricultural development since the ۱۹۳۰s. *Economic Development and Cultural Change*, ۴۷: ۷۰۱-۷۳۶.
- Pascoe, S., Andersen, J., and De Wilde, J. (۲۰۰۱). The impact of management regulation on technical efficiency of vessels in Dutch beam trawler fishery. *Eur. Rev. Agric. Econ*, ۲۸: ۱۸۷-۲۰۶.
- Pierani, P. and Rizzi, P.L. (۲۰۰۳). Technology and efficiency in a panel of Italian dairy farms: an SGM restricted cost function approach. *Agricultural Economics*, ۲۹: ۱۹۵-۲۰۹.
- Sharma, K. R., Pingson, L. and Hailiang, C. (۱۹۹۹). Economic efficiency and optimum stocking densities in fish polyculture: An application of Data Envelopment Analysis (DEA) to Chinese fish farmers. *Aquaculture*, ۱۸۰(۳-۴): ۲۰۷-۲۲۱.
- Thiele, H. and Broderson, C. M. (۱۹۹۷). Application of nonparametric (DEA) to the efficiency of farm businesses in the east German transformation process, *Agrarwirtschaft*, ۴۶: ۴۰۷-۴۱۶.
- Tingley, D., Pascoe, S. and Coglean, L. (۲۰۰۵). Factors affecting technical efficiency in fisheries: stochastic production frontier versus data envelopment analysis approaches. *Fisheries Research*, ۷۳: ۳۶۳-۳۷۶.