اقتصادکشاورزی و توسعه، سال هجدهم، شماره ۷۲، زمستان ۱۳۸۹

تحلیل بهره‌وری کل عوامل تولید واحدهای پرورش ماهیان سردابی در استان فارس: کاربرد روش تحلیل فراگیر داده‌ها

دکتر منصور زیبایی [*۱]، مجید محمودزاده [*۲]

تاریخ دریافت: ۸۷/۸/۲۴ تاریخ پذیرش: ۸۸/۱۲/۲۵

چکیده

استان فارس به علت دارا بودن منابع آبی و قابلیتهای بالقوه در تولید ماهیان سردابی به‌ویژه قزل‌آلا، جایگاه ویژه‌ای در میان سایر استانهای کشور دارد. بر این اساس، در مطالعه حاضر عملکرد واحدهای انفرادی پرورش ماهیان سردابی در استان فارس طی سالهای ۱۳۸۰-۸۳ با استفاده از روش تحلیل فراگیرداده‌ها (DEA) و محاسبه و تجزیه شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست بررسی شد. داده‌های مورد نیاز از سرشماری‌های سالانه اداره کل شیلات استان فارس برای سالهای مذکور فراهم آمد. نتایج براورد کارایی فنی، کارایی فنی خالص و کارایی مقیاس واحدها نشان داد 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.

* به ترتیب: دانشیار و دانشجوی سابق کارشناسی ارشد بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز
e-mail: zibaei @ shirazu.ac.ir
۱. نویسنده مسئول

Archive of SID
www.SID.ir

همچنین براساس نتایج، کلیه واحدها بازده نامنفی نسبت به مقیاس تولید نشان دادند که این مسئله مبین امکان گسترش سطح تولید جهت سودآوری بیشتر آنهاست. نتایج براورد شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست نیز نشان داد که واحدهای تولیدی در این دوره به طور متوسط ۸/۳ درصد (سالانه ۲/۸ درصد) در استفاده از نهاده‌های تولید افزایش بهره‌وری داشته‌اند که ۶/۲ درصد آن (۷۵ درصد کل تغییر در بهره‌وری) مربوط به پیشرفت تکنولوژیکی در واحدهای مورد بررسی و ۱/۹ درصدآن (۲۳ درصد کل تغییر در بهره‌وری) مربوط به تغییر در کارایی مقیاس بوده است.

طبقه‌بندی JEL: D24, O47, O13, O55

کلیدواژه‌ها:

قزل‌آلا، فارس، کارایی، بهره‌وری، مالم‌کوئیست

مقدمه

ایجاد تعادل در عرضه و تقاضای محصولات مختلف یکی از اهداف هر نظام اقتصادی است. هرچند در این راستا سیاستهای مدیریت تقاضا و سیاستهای مدیریت عرضه هر دو از اهمیت خاصی برخوردار هستند، اما در مطالعه حاضر سیاستهای مدیریت عرضه و یا به تعبیر دیگر افزایش تولید، مورد تأکید می‌باشند. براساس آموزه‌های دانش اقتصاد، افزایش تولید از دو طریق امکان‌پذیر است: به‌کارگیری عوامل تولید بیشتر و افزایش بهره‌وری عوامل تولید. در این تحقیق، مسیر دوم یعنی افزایش تولید از طریق ارتقای بهره‌وری عوامل تولید در صنعت پرورش ماهیان سردابی در استان فارس که در میان سایر استانهای کشور از بالاترین میزان تولید ماهیان سردابی برخوردار است، تحلیل می‌گردد. در زمینه اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری عوامل تولید در سطح مزرعه و کل بخش کشاورزی و تحلیل آن مطالعات زیادی صورت گرفته است. این مطالعات، عمدتاً با استفاده از دو روش پارامتریک و ناپارامتریک انجام

Archive of SID

www.SID.ir

شده‌اند. از میان روشهای پارامتریک، تحلیل تابع مرزی تصادفی (SFA)[1] و از میان روشهای ناپارامتریک، تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA)[2] عمومیت بیشتری دارند. در ادامه، ابتدا به مرور مطالعاتی پرداخته می‌شود که از دو روش فوق استفاده نموده‌اند و سپس ضمن بیان مزایا و معایب هر یک از دو روش، دلایل انتخاب روش مورد استفاده در مطالعه حاضر تشریح خواهد شد.

براوو – ارتا و ریجر (Bravo-Ureta & Rieger, 1990) در مطالعه‌ای تابع تولید مرزی تصادفی و قطعی را برای گاوداریهای شیری ایالات شمال شرق آمریکا تخمین زدند. در تخمین تابع تولید مرزی قطعی از روشهای برنامه‌ریزی خطی، روش حداقل مربعات معمولی تصحیح شده و حداکثر راستنمایی استفاده شد. مدل مرزی تصادفی نیز با فرض اینکه آثار درونی بنگاه توزیع نرمال یکطرفه دارد، با روش حداکثر راستنمایی تخمین زده شد. نتایج نشان داد که میزان کارایی فنی محاسبه شده با روشهای مختلف، همبستگی زیادی دارد.

گیلسپی و همکارانش (Gillespie & et al., 1997) با استفاده از رهیافت تحلیل فراگیر داده‌ها، کارایی فنی صنعت پرورش شترمرغ را اندازه‌گیری نمودند و سپس به منظور بررسی عوامل مؤثر بر افزایش کارایی فنی، روش تحلیل رگرسیونی را به کار گرفتند. نتایج نشان داد که اغلب تولیدکنندگان کارا در گروه تولیدکنندگان معروف صنعت نیستند.

تاور (Tauer, 1993) با استفاده از روش ناپارامتریک تحلیل فراگیر داده‌ها، کارایی فنی و تخصیصی واحدهای تولید شیر را در بلندمدت و کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که واحدها از نظر متوسط کارایی تخصیصی در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت در سطح مطلوبتری قرار دارند، اما کارایی فنی آنها در بلندمدت از کوتاه‌مدت بیشتر است.

فیر و همکارانش (Fare & et al., 1997) در مقاله خود به بررسی ویژگیهای شاخص مالم‌کوئیست پرداختند. پس از بیان روش تجزیه شاخص مذکور، روشی برای تجزیه شاخص

1. Stochastic Frontier Analysis (SFA)
2. Data Envelopment Analysis (DEA)

Archive of SID

www.SID.ir

تغییرات تکنولوژیکی به دو بخش شاخص اندازه[1] و شاخص اریب[2] معرفی شد. شاخص اریب نیز به دو قسمت شاخص اریب نهاده و شاخص اریب ستانده تفکیک گردید. در نهایت آنها شرایطی را تشریح کردند که تحت آن شاخص اریب هیچ‌گونه مساعدتی به تغییر در بهره‌وری نمی‌نماید.

وو و همکاران (Wu & et al., 1998) با استفاده از شاخص ناپارامتریک مالم‌کوئیست به بررسی جنبه‌های موقتی و پایدار رشد بهره‌وری و اجزای آن در بخش کشاورزی چین پرداختند. نتایج نشان داد با اینکه فناوری مورد استفاده در بخش کشاورزی به میزان ۳/۷۶ درصد در سال رشد می‌نماید، اما بهره‌وری این بخش به طور متوسط سالانه ۲/۳۷ درصد رشد دارد. سرمایه‌گذاری، استفاده از نهاده‌های مدرن و رقابتی‌تر شدن بازار به عنوان عوامل اساسی در ادامه رشد بهره‌وری در بخش کشاورزی معرفی شدند.

تاور و لردکیپانیدز (Tauer & Lordkipanidze, 1999) با استفاده از داده‌های حاصل از سرشماری سالهای ۱۹۸۷-۹۲ و روش ناپارامتریک مالم‌کوئیست به بررسی بهره‌وری صنعت تولید شیر در ایالات مختلف آمریکا پرداختند. براساس نتایج در دوره مذکور، بهره‌وری کل عوامل تولید ۳/۶ درصد رشد کرده بود. همچنین رشد فناوری تقریباً کل رشد بهره‌وری را شامل می‌شد. جهت آزمون این فرضیه که خروج برخی از بنگاهها از صنعت (به دلیل کم بودن کارایی) منجر به افزایش کارایی کل مجموعه می‌شود، درصد تغییر در کارایی بر درصد تغییر در تعداد بنگاهها رگرس شد. اما نتیجه آزمون، این فرضیه را تأیید نکرد.

شفیق و رحمان (Shafiq & Rehman, 2000) با بهره‌گیری از روش ناپارامتریک تحلیل داده‌ها (DEA)، میزان ناکارایی در استفاده از منابع تولید برای محصول پنبه را در ایالت پنجاب پاکستان براورد کردند. داده‌های مورد استفاده نیز از میان نمونه‌ای متشکل از ۱۲۰ تولیدکننده پنبه وگندم در ایالت پنجاب که به طور تصادفی انتخاب شده بودند، به دست آمد. نتایج حاصل از این بررسی نشان داد که در اغلب موارد کشاورزان از نهاده‌ها بیشتر از مقدار

1. Magnitude Index
2. Bias Index

Archive of SID

www.SID.ir

مورد نیاز استفاده می‌کنند. با توجه به هزینه تولید مشخص شد که میزان ناکارایی تخصیصی در میان بهره‌برداران منتخب بالاست که این ناکارایی با افزایش تعداد نهاده‌های مورد بررسی افزایش می‌یابد.

برخی از مطالعات به مقایسه روشهای پارامتریک و ناپارامتریک در تخمین کارایی پرداخته‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعه آلن (Allen, 2005) اشاره نمود. وی به منظور بررسی کارایی صنعت حمل ونقل موتوری در آمریکا از روشهای تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA) و تحلیل تابع مرزی تصادفی (SFA) استفاده کرد. نتایج نشان داد که روش DEA در عدم نیاز به تصریح مدل و عدم محدودیت در بازده نسبت به مقیاس نسبت به روش SFA برتری دارد.

همچنین سرائو (Serrao, 2003) به مطالعهٔ رشد بهره‌وری در بخش کشاورزی در دوره ۱۹۸۰–۹۸ در کشورهای اتحادیه اروپا پرداخت. در این مطالعه دو روش تحلیل تابع مرزی تصادفی (SFA) و تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA) مورد استفاده قرار گرفت و نتایج با یکدیگر مقایسه شد. نتایج حاصل از مقایسه میانگین بهره‌وری‌های به دست آمده از دو روش نشان داد که روش DEA به علت انعطاف بیشتر تابع مرزی برتر از روش SFA است.

کالیبا و انگل (Kaliba & Engle, 2004) با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها، کارایی هزینه مزارع پرورش گربه‌ماهی را مورد بررسی قرار دادند. ویژگیهای مدیریتی، نهاده‌های مورد استفاده و خدمات دولتی ارائه شده به عنوان متغیرهای اصلی مورد استفاده قرار گرفتند. نتایج نشان داد که تولید گربه‌ماهی می‌تواند با همان مقدار به کارگیری نهاده به میزان ۵۵ درصد افزایش یابد. غذادهی بیشتر و در دسترس بودن خدمات ترویجی به عنوان عوامل اصلی مؤثر بر کارایی هزینه شناخته شدند.

کیانی (Kiani, 2008) تغییرات بهره‌وری محصولات زراعی پنجاب پاکستان را در دورهٔ ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ با استفاده از روش فراگیر داده‌ها تخمین زد و با محاسبه شاخص مالم‌کوئیست، سهم تغییرات تکنولوژیک و تغییرات کارایی فنی را در این شاخص تعیین نمود.

Archive of SID

www.SID.ir

نخستین بار در ایران نجفی و زیبایی (۱۳۷۳) با استفاده تابع تولید مرز تصادفی، کارایی فنی کشاورزان گندمکار را در استان فارس مورد مطالعه قرار دادند. در این مطالعه آنها از داده‌های پانل مربوط به چهار سال زراعی استفاده کردند. نتایج، افزایش کارایی گندمکاران استان فارس را طی دوره بررسی تأیید نمود.

استفاده از تابع مرز قطعی (حداقل مربعات اصلاح شده) برای تخمین کارایی اقتصادی نیز برای اولین بار در ایران توسط یزدانی و اسماعیلی (۱۳۷۴) صورت گرفت. در این مطالعه کارایی اقتصادی ماهیگیران بندر لنگه از طریق براورد تابع سود مرزی قطعی مورد محاسبه قرار گرفت. نتایج نشان داد که صیادان کارایی اقتصادی پایینی دارند.

صبوحی (۱۳۷۴) با استفاده از انواع روشهای براورد تابع مرزی به بررسی کاراییهای تخصیصی و اقتصادی گاوداریهای شیری استان فارس پرداخت. نتایج به دست آمده برای کارایی‌واحدها حاکی‌از وجود پتانسیل‌قابل‌ملاحظه‌در افزایش بازده گاوداریهای شیری می‌باشد. از دیگر نتایج این مطالعه عدم تأثیرگذاری معنی‌دار متغیرهای اجتماعی- اقتصادی بر کارایی است. همچنین علی‌رغم متفاوت بودن مقدار کارایی به دست آمده از روشهای مختلف، رتبه‌بندی میان دو نقطه از نظر کارایی در سه روش یکسان بود.

زیبایی و سلطانی (۱۳۷۴) روشهای مختلف تخمین تابع تولید مرزی و کارایی فنی واحدهای تولید شیر در استان فارس را با استفاده از داده‌های سرشماری سال ۱۳۶۹ از گاوداریهای صنعتی بررسی کردند و نتیجه گرفتند که: ۱. توابع تولید مرزی از انتقال تابع تولید معمولی بدون تغییر چندانی در شیب به‌وجود می‌آید، ۲. میزان کارایی محاسبه شده مستقل از روشهای به کار برده شده نیست و ۳. میزان همبستگی میان کارایی فنی محاسبه شده از روشهای مختلف بسیار بالاست. همچنین اندازه‌گیری کارایی و مقایسه آن در مقاطع زمانی مختلف هم از نظر تئوری و هم از نظر کاربردی دارای اهمیت زیادی است.

در مطالعه دیگری نیز زیبایی (۱۳۷۵) با استفاده از تکنیک تخمین تابع مرزی تصادفی و داده‌های سرشماری سال ۱۳۶۹ گاوداریهای صنعتی استان فارس، اثر سیاستهای اتخاذ شده در

Archive of SID

www.SID.ir

فاصله این دو مقطع را بر کارایی فنی واحدهای تولید شیر بررسی کرد. نتایج نشان داد که هرچند مجموعه سیاستهای اتخاذ شده در فاصله سالهای ۶۹ تا ۷۲، از تعمیق بیشتر شکاف بین بهترین تولیدکننده و سایر تولیدکنندگان جلوگیری کرده است، اما متأسفانه به کم شدن این شکاف مساعدتی ننموده است.

رحمانی (۱۳۸۰) کارایی فنی گندمکاران و عوامل مؤثر بر آن را در استان کهگیلویه و بویراحمد مورد بررسی قرار داد. وی در این بررسی کارایی فنی گندمکاران را با استفاده از سه روش تخمین تابع تولید مرزی اندازه‌گیری کرد و سپس به بررسی تأثیر عوامل اقتصادی- اجتماعی بر ناکارایی زارعان پرداخت. یافته‌های این مطالعه نشان داد که اختلاف نسبی موجود بین کارایی فنی بهترین زارع و دیگر زارعان زیاد می‌باشد. سایر نتایج تأثیر سطح زیرکشت، میزان تحصیلات زارع، شرکت در کلاسهای آموزشی- ترویجی و مالکیت ماشین‌آلات کشاورزی را بر ناکارایی فنی تأیید نمود.

شیرزاد (۱۳۸۲) در راستای بررسی سیستمی مشکلات سوددهی واحدهای تولید شیر گاوداریهای صنعتی استان فارس اقدام به براورد کارایی اندازه، کارایی فیزیکی و کارایی اقتصادی نمود. نتایج این مطالعه نشان داد که تنها ۵/۸ درصد از واحدهای مورد مطالعه فاقد مشکل سوددهی بودند. در ۳۷/۸ درصد از واحدهای با ارزش تولید پایین، مشکل عدم سوددهی مربوط به ناکارایی اندازه بود. همچنین مشکل سوددهی ۶۲/۲ درصد از واحدهایی که ارزش تولید بالایی داشتند پایین بودن کارایی فنی عنوان شد. ۲۸ واحد از واحدهای مورد مطالعه علی‌رغم ارزش تولید بالا، دارای مشکل سوددهی بودند که در ۶ واحد از آنها بالا بودن هزینه‌های ثابت و در سایر واحدها پایین بودن کارایی اقتصادی دلیل وجود مشکل سوددهی بوده است.

همان‌گونه که ملاحظه گردید، بیشتر مطالعات صورت گرفته برای تحلیل کارایی و بهره‌وری از دو روش SFA و DEA استفاده نموده‌اند، هرچند روش SFA یک روش پارامتریک است که امکان آزمون فرضیه را برای ضرایب تخمینی به‌دست می‌دهد و علاوه بر

Archive of SID

www.SID.ir

این قادر است که اختلاف بین تولید واقعی و تولید پتانسیل را به عوامل مدیریتی و عوامل تصادفی خارج از کنترل تفکیک نماید و کارایی را با دقت بالاتری تعیین نماید، اما عدم نیاز به فرم تابعی خاص و عدم اعمال محدودیت در بازده نسبت به مقیاس، همچنین امکان تفکیک TFP به عوامل مختلف موجب گردید تا در مطالعه حاضر از روش DEA استفاده گردد، ضمن اینکه کم بودن تعداد نمونه نیز مانع از آن می‌شد تا بتوان از تمام مزایای SFA استفاده کرد. توانایی DEA در تجزیه کارایی کل عوامل تولید به اجزای آن، می‌تواند استنباطهای جمعی برای تحلیل سیاستها و ارائه راهکارهای مؤثر به‌دنبال داشته باشد. بنابراین، هدف مطالعه حاضر تعیین کارایی واحدها، بهره‌وری کل عوامل تولید آنها و تفکیک آن به اجزای مختلف و بررسی میزان تغییر در شاخصهای مربوطه در صنعت پرورش ماهیان سردابی استان فارس در دوره ۱۳۸۰-۸۳ می‌باشد.

مواد و روشها

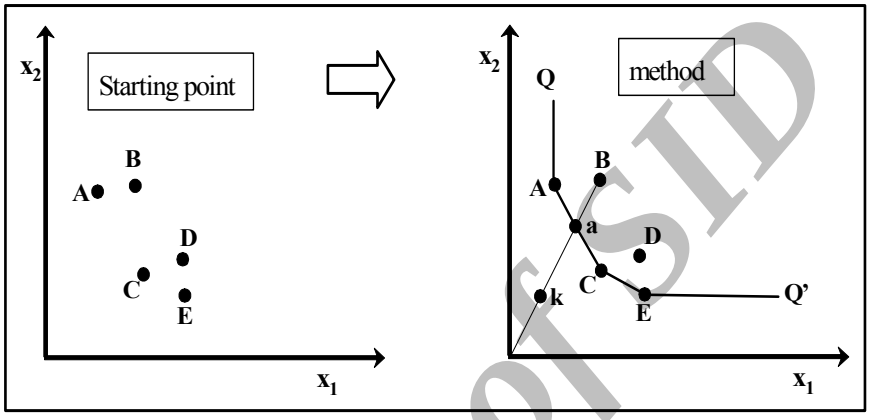
تابع مرزی یک رابطه فنی است که حداکثر میزان محصولی را نشان می‌دهد که یک بنگاه کارا می‌تواند با استفاده از ترکیب مشخص و معینی از نهاده‌ها تولید کند. برای اولین بار فارل (Farrell, 1957) براساس نتایج دبرو (Debreo, 1951) و کوپمنز(Koopmans, 1951)به تشریح این مفهوم پرداخت. وی بیان کرد که کارایی یک بنگاه دارای دو بخش است: ۱. کارایی فنی که مربوط به توانایی بنگاه در به دست آوردن حداکثر محصول با استفاده از مقادیر معینی نهاده است و ۲. کارایی تخصیصی که توانایی بنگاه را در استفاده از نهاده‌ها در نسبت بهینه به‌کارگیری با توجه به نسبت معین قیمت آنها نشان می‌دهد. همچنین این دو شاخص برای محاسبه شاخص کارایی اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

به منظور تعیین کارایی فنی هر بنگاه باید ابتدا معیاری را برای مقایسه مشخص نمود. برای مثال یک بنگاه ساده را تصور کنید که محصول y را با استفاده از دو نهاده x_1 وx_2 تولید می‌کند. نقاط A، B، C، D و E در شکل ۱ پنج بنگاه دیگر را که ترکیب دیگری از نهاده‌ها را

Archive of SID

www.SID.ir

در تولید محصول مورد استفاده قرار می‌دهند، نشان می‌دهد. با رسم خط مستقیمی بین مشاهداتی که به محورها نزدیکترند می‌توان خط مرزی QQ′ را مشخص نمود. در این حالت بنگاههای A، C و E حداکثر کارایی را دارند. این بنگاهها می‌توانند به عنوان مرجعی برای تعیین کارایی سایر بنگاهها مورد استفاده قرار گیرند.



شکل ۱. معیار فاصله به منظور اندازه‌گیری کارایی فنی

براساس تعریف تابع مرزی، واضح است که هیچ بنگاهی نمی‌تواند در نقطه‌ای مانند K در زیر خط مرزی QQ′ اقدام به تولید نماید، زیرا این امر از نظر تکنیکی غیرممکن است. به عبارت دیگر هر بنگاهی مانند B که بالای خط QQ′ قرار داشته باشد از نظر فنی ناکاراست، زیرا در نقطه a همان میزان ستانده با همان نسبت دو نهاده اما با مقدار کمتری از آنها تولید می‌شود.

به پیشنهاد فارل، نسبت $\frac{oa}{oB}$ به عنوان معیار کارایی فنی بنگاه B انتخاب شد. این معیار نسبتی از نهاده را نشان می‌دهد که بنگاه می‌تواند برای تولید سطح مشخصی از محصول به کارگیرد. یکی از محدودیتهای بسیار مهم روش فارل فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس[1] تولید است. این فرض بیان می‌کند که مقیاس تولید، کارایی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. اما اگر به مقیاس تولید اجازه تغییر داده شود، ملاحظه می‌گردد که این عامل می‌تواند کارایی را متأثر

1. Constant Return to Scale

Archive of SID

www.SID.ir

سازد. اگر فناوری تولید با بازده متغیر نسبت به مقیاس تولید در نظر گرفته شود، واضح خواهد بود که بخشی از ناکارایی مشاهده شده مربوط به بهینه نبودن مقیاس تولید است. در این مورد لازم خواهد بود که بین کارایی فنی کل و کارایی مقیاس خالص تمایز قائل شد. به منظور به دست آوردن کارایی مقیاس تولید باید کارایی فنی هم با استفاده از فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس و هم بازده متغیر نسبت به مقیاس تولید محاسبه شود. بنابراین، تخمین تابع مرزی اولین گام برای محاسبه کارایی و بهره‌وری است. در ادامه، روش تحلیل فراگیر داده‌ها برای تخمین تابع مرزی و محاسبه کارایی و بهره‌وری تشریح شده است.

فرم ریاضی مدل DEA

فرض می‌شود که n وضعیت تولیدی قابل تصور است. هر وضعیت مقادیر مختلفی از k نهاده مختلف را برای تولید m محصول مختلف به کار می‌گیرد. در این صورت کارایی i امین وضعیت تولیدی از مدل زیر قابل محاسبه است:

$$\begin{aligned} & Max_{u,v}\ (u'y_i / v'x_i) \\ & st \qquad u'y_j / v'xj \le 1 \quad j = 1,2,...,N \\ & \qquad u,v \ge 0 \end{aligned} \qquad (۱)$$

در مدل فوق x_i و y_i به ترتیب بردار نهاده مصرفی و محصول تولیدی iامین واحد است. X ماتریس نهاده K×N و Y ماتریس M×N داده‌های مربوط به تمام واحدهای مورد مطالعه می‌باشند. u بردار M×1 از وزن محصولات و v بردار K×1 از وزن نهاده است. میزان بهینه وزنها از اجرای مدل فراهم می‌آید. $u'y_i / v'x_i$ در حقیقت نسبت وزنی محصولات به مجموع وزنی نهاده‌های تولیدی می‌باشد که معیاری از کارایی iامین واحد تولیدی است. مدل فوق که توسط چارنس، کوپر و رودس (CCR) ارائه شده است، به دلیل داشتن این نسبت، دارای تعداد نامحدودی جواب می‌باشد. این مشکل در مدل زیر با اضافه نمودن محدودیت $v'x_i = 1$ مرتفع گردیده است:

Archive of SID

www.SID.ir

$$
\begin{aligned}
&Max_{\mu,\nu}(\mu' y_i) \\
&st \qquad \nu' x_i = 1 \\
&\qquad \mu' y_j - \nu' x_j \le 0 \qquad j = 1,2,...,N \\
&\qquad \mu, \nu \ge 0
\end{aligned}
\tag{۲}
$$

مدل فوق یک مسئله برنامه‌ریزی خطی معمولی است که به مدل CCR قرینه موسوم است. همچنین CCR اولیه برنامه فراگیر[1] نیز نامیده می‌شود. اگر چه CCR اولیه نتایجی شبیه به CCR قرینه به دست می‌دهد، 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:

$$
\begin{aligned}
&\min_{\theta,\lambda} \ \theta \\
&st \qquad -y_i + Y\lambda \ge 0 \\
&\qquad \theta x_i - X\lambda \ge 0 \\
&\qquad \lambda \ge 0
\end{aligned}
\tag{۳}
$$

که θ یک عدد و λ برداری به ابعاد N×1 از مقادیر ثابت است. θ که دارای ارزشی همواره برابر با یک یا کمتر از یک است، کارایی واحدهای مورد مطالعه را به‌دست می‌دهد. در صورتی که θ دارای ارزش یک باشد، نشاندهنده نقطه‌ای بر منحنی مرزی است و واحد تولیدی متناظر با آن از لحاظ فنی، کاراست. باید توجه کرد که مسئله برنامه ریزی خطی فوق، N بار، هربار برای یکی از واحدهای تولیدی، حل می‌گردد تا کارایی فنی تمام واحدهای مورد بررسی محاسبه شود.

مدل تحلیل فراگیر داده‌ها که برای اولین بار توسط چارنس،کوپر و رودس (Charnes, Cooper & Rhodes, 1978) ارائه شد، برمبنای فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس تولید می‌باشد. پذیرش این فرض بیان می‌کند که اندازه یک واحد تولیدی نباید کارایی را تحت تأثیر قرار دهد. درحقیقت مقدار عددی کارایی ناشی ازاین مدل، هم‌کارایی مقیاس و هم کارایی فنی را مقایسه می‌کند. بنکر، چارنس و کوپر (Banker, Charnes & Cooper, 1984)

1. Envelopment Program

Archive of SID

www.SID.ir

مدلی از DEA ارائه نمودند که با فرضیه بازده متغیر نسبت به مقیاس سازگار است. این مدل به افتخار ارائه‌دهندگان آن به BCC معروف است:

$$\begin{aligned} &\min_{\theta,\lambda} \ \theta \\ &st \quad -y_i + Y\lambda \geq 0 \\ &\quad \theta x_i - X\lambda \geq 0 \\ &\quad N1'\lambda = 1 \\ &\quad \lambda \geq 0 \end{aligned} \qquad (۴)$$

با مقایسه رابطه فوق با مدل قبلی ملاحظه می‌شود که این مدل یک محدودیت جدید دارد. این محدودیت جدید باعث می‌شود تا تمامی نقاط مرجعی که سایر نقاط تولیدی با آنها مورد مقایسه قرار می‌گیرند، به صورت ترکیبی محدب از مشاهدات واقعی درآیند. در ادامه مدل جدید کارایی فنی خالص نیز محاسبه خواهد شد. در حوزه اقتصاد توسعه، مدل اخیر منجر به ایجاد یک تابع تولید مرزی خواهد شد که متشکل از بخشهایی با بازده فزاینده نسبت به مقیاس، بخشهایی با بازده کاهنده نسبت به مقیاس و نیز بخشهایی با بازده ثابت نسبت به مقیاس خواهد بود.

کارایی مقیاس می‌تواند شامل دو نوع باشد؛ یا واحد تولید بسیار کوچک است به‌گونه‌ای که به بخشی از تابع تولید مرزی تعلق دارد که بازده نسبت به مقیاس آن صعودی است و یا می‌تواند به اندازه‌ای بزرگ باشد که در قسمت با بازده نزولی نسبت به مقیاس تولید قرار بگیرد. با استفاده از مدل CCR و با عنایت به مجموع λ_jها می‌توان به کنترل مقیاسهای خیلی بزرگ و یا خیلی کوچک پرداخت. اگر جواب بهینه منجر به $\sum_{i=1}^{n}\lambda_i \geq 1$ شود، یعنی مقیاس این واحد بسیار بزرگ است و اگر $\sum_{i=1}^{n}\lambda_i \leq 1$ شود، آنگاه مقیاس واقعی باید بسیار کوچک باشد. اگر $\sum_{i=1}^{n}\lambda_i = 1$ باشد، واحد تولیدی در بهترین مقیاس تولیدی فعالیت می‌کند. توانایی DEA در تجزیه کارایی کلی به اجزای کارایی فنی و مقیاس و تعیین بهترین مقیاس تولید می‌تواند استنباطهای حائزاهمیتی برای تحلیل سیاستگذاری به دنبال داشته باشد. درک

Archive of SID

www.SID.ir

بهتر رابطه مقیاس می‌تواند منجر به تسهیل ارائه سیاستهایی شود که یا در جهت تعدیل مقیاس فعالیت و یا ترغیب واحدهای تولیدی به فعالیت با مقیاس مطلوب کاربرد دارند.

بهره‌وری کل عوامل تولید[1]

براساس نظریه‌های اقتصاد تولید، بهره‌وری عموماً به کارایی تبدیل نهاده‌های تولیدی به ستانده در طی فرایند تولید اطلاق می‌شود. بنابراین، شاخصهای بهره‌وری به آسانی از طریق نسبت شاخص مجموع ستانده تولیدی به شاخص نهاده یا نهاده‌های مصرفی قابل محاسبه است. رهیافت بهره‌وری کل عوامل تولید به دنبال ارزیابی مستقل تغییرات تکنولوژیکی و جانشینی نهاده‌هاست. این رهیافت پیشرفت عمده‌ای را نسبت به روشهای تک‌نهاده‌ای با محاسبه تغییرات کیفی و کمی در کل نهاده‌های تولید نشان می‌دهد.

برمبنای تئوری، رابطه دیویژیا شامل یک تابع تولید است که رابطه جانشینی بین نهاده‌ها را در فرایند تولید نشان می‌دهد. از آنجا که در تابع تولید، زمان به صورت پیوسته در نظر گرفته می‌شود و داده‌های اقتصادی در زمانهای گسسته جمع‌آوری می‌شوند، یکی از محدودیتهای اصلی محاسبه بهره‌وری، یافتن رهیافت مناسبی برای ساختن تقریب گسسته‌ای از شاخص دیویژیاست. شکل عمومی شاخص دیویژیا در گذشته شاخص تورنکوئیست[2] بوده است. شاخص تورنکوئیست رشد بهره‌وری را با توجه ویژه به قیمت نهاده‌ها محاسبه می‌کند. این شاخص همچنین از سهم هزینه (سود) به عنوان وزن نهاده (ستانده) کل استفاده می‌کند. البته هنگام محاسبه شاخص تورنکوئیست فرض می‌شود که ستانده مشاهده شده با ستانده مرزی برابر است. نتیجتاً تجزیه رشد بهره‌وری به دو بخش حرکت به سمت تابع مرزی و انتقال خود تابع مرزی غیرممکن است.

1. Total Factor Productivity
2. Tornqvist Index

Archive of SID

www.SID.ir

شاخص دیگر بهره‌وری کل عوامل تولید که مستقیماً برای داده‌های گسسته قابل استفاده است، شاخص مالم‌کوئسیت[1] است. این شاخص به دنبال به کارگیری رهیافت برنامه‌ریزی خطی برای محاسبه توابع فاصله‌ای[2]، استفاده گسترده‌ای پیدا کرده است. سه علت عمده را می‌توان برای این عمومیت در به‌کارگیری برشمرد: نخست، با توجه به اینکه نوع گسترده‌ای از تحلیل داده‌ها مستقیماً برای محاسبه شاخص به کار گرفته می‌شود، شاخص مالم‌کوئیست دارای مزیتِ آسانی محاسبه می‌باشد. دوم، اینکه محاسبه شاخص مالم‌کوئیست به اطلاعات سهم هزینه و سود برای نهاده و ستانده کل نیاز ندارد و در نتیجه محاسبه شاخص مالم‌کوئیست به داده‌های کمتری در مقایسه با شاخص تورنکوئیست نیاز دارد. و سوم، شاخص تغییر بهره‌وری مالم‌کوئیست به محقق اجازه تجزیه بهره‌وری را به دو بخش تغییر در کارایی و تغییر در فناوری تولید می‌دهد. اهمیت این تجزیه بیشتر از این جهت است که اجازه می‌دهد تفاوتها و شباهتها در الگوهای رشد برای واحدهای مختلف مشخص و مقایسه چند بُعدی بین آنها تسهیل شود.

شاخص‌بهره‌وری مالم‌کوئیست رااولین‌بار کاوس‌وهمکارانش(Caves & et al., 1982) ارائه دادند. این شاخص امکان تشریح فناوری تولید را در حالت چند نهاده‌ای و چندستانده‌ای بدون نیاز به داده‌های قیمتی و فروض رفتاری به دست می‌دهد و توانایی اندازه‌گیری رشد بهره‌وری بین دو دوره زمانی را از طریق نسبت مقداری توابع فاصله‌ای دارد. در ادامه به معرفی شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست براساس توابع فاصله پرداخته می‌شود. توابع فاصله‌ای نهاده‌ای به دنبال حداقل‌سازی بردار نهاده‌ها با توجه به مقدار مشخصی از بردار ستانده‌ها می‌باشند، در حالی که تابع فاصله‌ای ستانده‌ای بردار ستانده‌ها را با توجه به مقدار ثابت و مشخصی از بردار نهاده‌ها حداکثر می‌کند. با استفاده از توابع فاصله‌ای، شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست توانایی اندازه‌گیری رشد بهره‌وری را بدون نیاز به داده‌های هزینه و فقط با داده‌های مقدار به دست آمده از فناوری تولید چند نهاده‌ای و چند ستانده‌ای داراست.

1. Malmquist Index
2. Distance Functions

Archive of SID

www.SID.ir

تجزیه شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست

برای هر دوره زمانی T.....و t=1 شاخص مالم‌کوئیست براساس تابع فاصله زیر تعریف می‌شود:

$$D^T(x^t, y^t) \equiv \inf[\theta : (\frac{x^t, y^t}{\theta}) \in S^t] \qquad (۵)$$

که در آن اندیس t فناوری مبنا مربوط به دوره، S^t فناوری، x^t بردار نهاده‌ها و y^t بردار ستاده‌ها می‌باشد. به پیروی از فیر و همکارانش (Fare & et al., 1994)، شاخص تغییر در بهره‌وری مالم‌کوئسیت به عنوان میانگین هندسی دو شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$M(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = [M^t . M^{t+1}]^{\frac{1}{2}} = \left[\left(\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)}\right)\left(\frac{D^{t+1}(x^{t+1}, t^{t+1})}{D^{t+1}(x^t, y^t}\right)\right]^{\frac{1}{2}} \qquad (۶)$$

در رابطه فوق شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست با فناوری دوره t به عنوان فناوری مبنا به صورت زیر تعریف شده است:

$$M^t = \left(\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)}\right) \qquad (۷)$$

به طور مشابه، شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست برمبنای فناوری دوره t+1 به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$M^{t+1} = \left(\frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}(x^t, y^t)}\right) \qquad (۸)$$

شاخص مالم‌کوئیست را می‌توان از طریق رهیافت برنامه‌ریزی خطی ارائه شدهٔ فیر و همکاران (Fare & et al., 1994) محاسبه نمود. از آنجا که برای هر نمونه از داده‌ها فقط یک ستانده کل وجود دارد، تابع فاصله‌ای ستانده برابر با تابع تولید مرزی است، در حالی که تابع مرزی حداکثر میزان ستانده را دربردارد. بنابراین، تکنیک برنامه‌ریزی ناپارامتریک[1] در ابتدا بهترین تابع مرزی را از مجموعه داده‌های نمونه ایجاد نموده و سپس تک تک واحدهای نمونه

1. Nonparametric Programming Technique

Archive of SID

www.SID.ir

را با تابع مرزی مقایسه می‌نماید. به منظور محاسبه شاخص تغییر بهره‌وری مالم‌کوئیست برای واحد k′، رهیافت برنامه‌ریزی خطی برای چهار تابع فاصله‌ای ایجادکننده شاخص حل خواهد شد. این توابع عبارتند از:

$$D^{t+1}(x^{k',t}, y^{k',t}) \text{؛} D^{t}(x^{k',t+1}, y^{k',t+1}) \text{؛} D^{t+1}(x^{k',t+1}, y^{k',t+1}) \text{؛} D^{t}(x^{k',t}, y^{k',t}) \quad (۹)$$

توابع فاصله‌ای ستانده معادل با شاخص کارایی فنی بر پایه ستانده محاسبه شده توسط فارل می‌باشد. محاسبه شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست براساس فناوری با بازده ثابت نسبت به مقیاس (CRS) موجد چهار مسئله برنامه‌ریزی خطی مختلف به شرح زیر می‌شود:

$$\begin{aligned} &[d_c^{\,t}(x_t, y_t)]^{-1} = \max_{\phi,\lambda} \phi \\ &st \quad -\phi y_{it} + Y_t \lambda \geq 0 \\ &\quad x_{it} - X_t \lambda \geq 0 \\ &\quad \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (۱۰)$$

$$\begin{aligned} &[d_c^{\,t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})]^{-1} = \max_{\phi,\lambda} \phi \\ &st \quad -\phi y_{i,t+1} + Y_{t+1} \lambda \geq 0 \\ &\quad x_{i,t+1} - X_{t+1} \lambda \geq 0 \\ &\quad \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (۱۱)$$

$$\begin{aligned} &[d_c^{\,t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})]^{-1} = \max_{\phi,\lambda} \phi \\ &st \quad -\phi y_{i,t+1} + Y_t \lambda \geq 0 \\ &\quad x_{i,t+1} - X_t \lambda \geq 0 \\ &\quad \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (۱۲)$$

$$\begin{aligned} &[d_c^{\,t+1}(x_t, y_t)]^{-1} = \max_{\phi,\lambda} \phi \\ &st \quad -\phi y_{it} + Y_{t+1} \lambda \geq 0 \\ &\quad x_{it} - X_{t+1} \lambda \geq 0 \\ &\quad \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (۱۳)$$

Archive of SID

www.SID.ir

اندیس c نشاندهنده بازده ثابت نسبت به مقیاس است. فرضیه بازده ثابت نسبت به مقیاس را می‌توان با اضافه کردن محدودیت $N1'\lambda = 1$ تعدیل نمود و بازده متغیر نسبت به مقیاس تولید را نیز اضافه نمود.

شاخص تغییر در بهره‌وری مالم‌کوئیست را می‌توان به دو بخش کارایی نسبی و انتقال فناوری در طی زمان تفکیک نمود. در مطالعات تجربی راههای متعددی برای تجزیه شاخص مالم‌کوئیست وجود دارد. در اینجا روش ارائه شدهٔ ری و دلسی (۱۹۹۷) که در آن فناوری با بازده متغیر نسبت به مقیاس در نظر گرفته شده است، شرح داده می‌شود.

به پیروی از بنکر (Banker, 1984)، نسبت $D_v^t(x^t,y^t)$ و $D_c^t(x^t,y^t)$ به عنوان کارایی مقیاس $SE^t(x^t,y^t)$ برای واحد k در دوره t تعریف می‌شود. اندیس v نشاندهنده فناوری با بازده متغیر نسبت به مقیاس است. تجزیه شاخص را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

تغییر در کارایی مقیاس×تغییر در کارایی فنی خالص×تغییر تکنولوژیکی= $M(x^{t+1},y^{t+1},x^t,y^t)$

$$\left[\left(\frac{D_v^t(x^t,y^t)}{D_v^{t+1}(x^t,y^t)}\right)\left(\frac{D_v^t(x^{t+1},y^{t+1})}{D_v^{t+1}(x^{t+1},y^{t+1})}\right)\right]^{\frac{1}{2}}\times\left[\frac{D_v^{t+1}(x^{t+1},y^{t+1})}{D_v^{t+1}(x^t,y^t)}\right]\times\left[\left(\frac{SE^t(x^{t+1},y^{t+1})}{SE^t(x^t,y^t)}\right)\left(\frac{SE^{t+1}(x^{t+1},y^{t+1})}{SE^{t+1}(x^t,y^t)}\right)\right]^{\frac{1}{2}} \quad (۱۴)$$

میانگین هندسی دو نسبت موجود در کروشه اول را می‌توان به عنوان اجزای تغییر تکنیکی که میزان انتقال تابع مرزی را در طی زمان اندازه می‌گیرد، تفسیر نمود. میزان افزایش در این اجزا را می‌توان دلیلی بر پیشرفت در نوآوریهای به کار گرفته شده در واحد تفسیر کرد. کروشه دوم تغییر خالص در کارایی فنی را براساس بازده متغیر نسبت به مقیاس نشان می‌دهد و بنابراین میزان فاصله (دوری و یا نزدیکی) تولید مشاهده شده را از تابع مرزی اندازه‌گیری می‌کند.

کارایی مقیاس در یک دوره زمانی مشخص از اختلاف بین فناوری با بازده ثابت و فناوری با بازده متغیر در سطح مشخصی از به کارگیری نهاده‌ها حاصل می‌شود. سومین کروشه تغییر در کارایی مقیاس را در بین دو دوره t و t+1 براساس نزدیک و یا دور شدن از نقطه با مقیاس بهینه اندازه می‌گیرد. تغییر در کارایی مقیاس را می‌توان همچنین از میانگین هندسی بین

Archive of SID

www.SID.ir

نسبت کاراییهای مقیاس دو مجموعه (x^t, y^t) و(x^{t+1}, y^t) با فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس به دست آورد.

نتایج و بحث

جدول ۱ عملکرد مزارع انفرادی پرورش ماهی استان فارس را در سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۳ به صورت خلاصه نشان می‌دهد. بر این اساس، تعداد کل مزارع پرورش ماهیان سردابی استان در سال ۱۳۸۰، ۴۱ مزرعه بوده که از این تعداد ۲ مزرعه غیرفعال بوده‌اند. در سال ۱۳۸۳ تعداد کل مزارع به ۴۹ مزرعه رسیده که ۳ مزرعه غیرفعال را نیز شامل می‌شدند.

در سال ۱۳۸۰ تولید کل ماهیان سردابی استان ۱۵۴۷ تن بوده که حدوداً ۹ درصد از ظرفیت اسمی مزارع بیشتر می‌باشد. میزان تولید در سال بعد به رقم ۱۹۲۸ تن رسیده که این مقدار نیز حدوداً ۱۱ درصد از ظرفیت اسمی مزارع بیشتر بوده است. در سالهای بعد این رقم افزایش یافته به‌طوری‌که در سال ۱۳۸۳ تولید مزارع بالغ بر ۹۰ درصد از ظرفیت اسمی آنها بیشتر بوده است. این ارقام بیانگر افزایش سریع بهره‌وری در استفاده از استخرهای پرورش است. میزان تولید طی این دوره در حدود ۲۶ درصد رشد داشته که در مقابل رشد ۱۱ درصدی مساحت مفید استخرها، بسیار مطلوب است.

جدول ۱. وضعیت مزارع انفرادی پرورش ماهیان سردابی استان فارس در سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۳

شاخص	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	متوسط رشد
تعداد کل مزارع	۴۱	۴۷	۴۷	۴۹	۶/۳۰
تعداد مزارع فعال	۳۹	۴۳	۴۴	۴۶	۵/۷۱
تعداد مزارع غیرفعال	۲	۴	۳	۳	۳۳/۳۳
ظرفیت اسمی (تن)	۱۴۱۸	۱۷۳۱	۱۶۳۱	۱۶۳۱	۴۲/۰۴
مساحت مفید فعال (مترمربع)	۱۰۱۲۴۹	۱۰۸۰۳۰	۱۲۵۹۰۰	۱۳۹۷۷۰	۱۱/۴۲
مساحت مفید غیرفعال (مترمربع)	۲۷۰۶۵	۳۳۰۵۰	۱۷۷۲۰	۱۴۷۵۰	-۱۳/۶۸

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول ۱

مساحت کل (مترمربع)	۱۲۸۳۱۴	۱۴۱۰۸۰	۱۴۳۶۲۰	۱۵۴۵۲۰	۶/۴۵
تعداد بچه ماهی رهاسازی شده (هزارقطعه)	۷۲۲۰/۲	۸۰۵۶/۲	۹۳۷۵	۱۱۴۹۷	۱۶/۸۶
میزان تولید (تن)	۱۵۴۷	۱۹۲۸	۲۳۸۴/۵	۳۱۳۷	۲۶/۶۲
میزان تولید در واحد سطح فعال (تن)	۱۴/۸	۱۶/۹	۲۰/۹۸	۲۲/۴	۱۵/۰۳
میزان تولید در واحد سطح کل (تن)	۱۱/۷	۱۲/۹	۱۹/۷۸	۲۱/۳	۸/۶۲
هزینه تمام شده یک کیلوگرم ماهی (ریال)	۱۱۱۵۰	۱۲۱۵۰	۱۲۳۵۰	۱۲۵۱۱	۳/۹۷
تعداد کل شاغلان در مزارع	۲۰۶	۲۴۶	۲۴۱	۲۷۰	۹/۸۱
تعداد افراد آموزش‌دیده در دوره‌های شیلاتی	۴۹	۷۲	۷۸	۸۸	۲۲/۷۰
تعداد مزارع تحت پوشش بیمه	۷	۱۲	–	–	–
مساحت تحت پوشش بیمه	۳۰۵۳۳	۴۰۲۳۸	–	–	–
میزان خسارت پرداختی صندوق بیمه (هزارریال)	۱۵۵۵۴۰	۱۷۳۲۹/۷۸	–	–	–

مأخذ: اداره کل شیلات استان فارس

مساحت استخرها در دوره مورد بررسی از ۱۲/۸ هکتار در سال ۱۳۸۰ به ۱۵/۵ هکتار در سال ۱۳۸۳ رسیده است که به طور متوسط در حدود ۶/۵ درصد رشد را نشان می‌دهد. ضمناً دلیل پیش گرفتن رشد مساحت مفید استخرها از مساحت کل، به بهره‌برداری رسیدن بخشهای ناتمام واحدهای تولیدی و در حقیقت رشد منفی مساحت مفید غیرفعال استخرها طی دوره مورد بررسی بوده است. تعداد بچه‌ماهی رها شده در استخرهای انفرادی در سال ۱۳۸۳ در حدود ۱۱/۵ میلیون قطعه بوده که در مقایسه با سال ۱۳۸۰ (۷/۲ میلیون قطعه) از رشد تقریبی ۱۷ درصد برخوردار بوده است. مقایسه رشد تعداد بچه ماهی رها شده با رشد تولید سالانه نیز بیانگر افزایش بهره‌وری واحدها در پرورش و تغذیه بچه‌ماهیان طی سالهای اخیر بوده است. مقایسه آمار مربوط به تولید ماهی صید شده در واحد سطح فعال تولید نیز مبین این حقیقت است به طوری که در سال ۱۳۸۳ در هر مترمربع از سطح فعال استخرها ۲۲/۴ کیلوگرم ماهی تولید شده که در مقایسه با سال ۱۳۸۰، بیش از ۵۰ درصد افزایش یافته است. مقایسه ارقام در

Archive of SID

www.SID.ir

واحد سطح کل نیز حاکی از افزایش بهره‌وری استفاده از استخرهای پرورش ماهی طی همین دوره چهار ساله است.

از بعد اشتغال، طی سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۳ تعداد شاغلان در مزارع پرورش ماهیان سردابی استان فارس از ۲۰۶ نفر به ۲۷۰ نفر رسیده که ۳۱ درصد رشد نشان می‌دهد. با نگاهی دقیقتر به این ارقام می‌توان دریافت که در سال ۱۳۸۰ در ازای هر ۶۲۳ مترمربع استخر پرورش ماهی، یک نفر شاغل بوده در حالی که در سال ۱۳۸۳ این رقم به ۵۷۲ مترمربع به ازای هر فرد شاغل رسیده است. این ارقام مبین این حقیقت می‌باشد که رشد اشتغال در مزارع پرورش ماهی از رشد مساحت تحت پرورش کمتر بوده که این مسئله بیانگر استفاده فشرده‌تر از نیروی کار در تولید است.

طی سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۱ تعداد مزارع تحت پوشش بیمه نیز رشد قابل ملاحظه‌ای داشته به‌طوری که تعداد آنها از ۷ مزرعه در سال ۱۳۸۰ به ۱۲ مزرعه در سال ۱۳۸۱ رسیده است. مساحت کل این مزارع در سال ۱۳۸۰ معادل ۳۰۵۳۳ مترمربع بوده که با رشدی در حدود ۳۲ درصد به ۴۰۲۳۸ مترمربع در سال ۱۳۸۱ رسیده است که این امر نشاندهنده استقبال رو به گسترش مدیران مزارع پرورش ماهی از قراردادهای بیمه می‌باشد. یادآور می‌شود که تعداد ۱۵ واحد از ۴۷ واحد پرورش ماهی سردابی در استان فارس که در سال ۱۳۸۳ مورد بهره‌برداری قرار داشته‌اند، به صورت تعاونی اداره می‌شدند.

کارایی واحدهای پرورش ماهی

به منظور دستیابی به میزان کارایی واحدها در تخصیص منابع تولید، کارایی فنی و مقیاس آنها به کمک روش تحلیل فراگیر داده‌ها مورد تخمین قرار گرفت. نتایج تخمین کارایی فنی واحدها با دو فرض بازده ثابت و بازده متغیر نسبت به مقیاس در جدول ۲ خلاصه شده است. طبق نتایج به دست آمده، کارایی فنی پرورش‌دهندگان ماهی در استان فارس در دوره مورد بررسی بالا بوده است. متوسط کارایی فنی واحدها ۸۸ درصد و حداقل آن ۶۹

Archive of SID

www.SID.ir

درصد برای مزرعه پرورش ماهی شهریاری به دست آمد. نتیجه براورد کارایی فنی خالص واحدها که با استفاده از فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس تولید به دست آمد، متوسط کارایی فنی خالص واحدها را در استفاده از نهاده‌ها ۹۹ درصد و حداقل آن را ۹۲ درصد (ولیعصر کامفیروز) نشان داد. این نتایج نشاندهنده کارایی بسیار مطلوب واحدها در استفاده از نهاده‌هاست.

جدول ۲. کارایی فنی و مقیاس واحدهای پرورش ماهیان سردابی استان فارس طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۳

شماره مزرعه	نام مزرعه	کارایی فنی (با فرض بازده ثابت)	کارایی فنی (با فرض بازده متغیر)	کارایی مقیاس	بازده نسبت به مقیاس
۱	چشمه بناب	۱	۱	۱	ثابت
۲	سراب بیضا	۰/۷۱۳	۱	۰/۷۱۳	صعودی
۳	فارس قزل ۷۲۷	۰/۸۳۳	۰/۹۷	۰/۸۵۸	صعودی
۴	مارون ۶۴۸	۱	۱	۱	ثابت
۵	دژکرد ۱۵۰۰	۱	۱	۱	ثابت
۶	شرکت باب الحوائج	۱	۱	۱	ثابت
۷	غدیر مشایخ	۰/۹۴۱	۱	۰/۹۴۱	صعودی
۸	قائم کامفیروز	۱	۱	۱	ثابت
۹	تیراژه ۴۱۴	۰/۸۳۶	۰/۹۵۲	۰/۸۷۸	صعودی
۱۰	خسروشیرین ۷۷۵	۰/۸	۰/۹۹۵	۰/۸۰۴	صعودی
۱۱	شرکت‌تعاونی‌خسروشیرین	۰/۹۱۷	۱	۰/۹۱۷	صعودی
۱۲	سراب کهکران	۰/۷۱۳	۱	۰/۷۱۳	صعودی
۱۳	قزل کمان	۱	۱	۱	ثابت
۱۴	اقلید ۸۸	۰/۷۶۸	۱	۰/۷۶۸	صعودی
۱۵	سد درودزن	۱	۱	۱	ثابت
۱۶	۲۲ بهمن سپیدان	۰/۸۳۳	۱	۰/۸۳۳	صعودی
۱۷	پروتئین قزل	۰/۸۸۳	۱	۰/۸۸۳	صعودی

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول ۲

۱۸	امیرسالاری	۰/۹۵۹	۱	۰/۹۵۹	صعودی
۱۹	۱۸۳ بیضاء	۱	۱	۱	ثابت
۲۰	ولیعصر کامفیروز	۰/۸۲۸	۰/۹۲۱	۰/۸۹۹	صعودی
۲۱	نیسایه	۱	۱	۱	ثابت
۲۲	قصرقمشه	۰/۹۲۳	۱	۰/۹۲۳	صعودی
۲۳	۱۰۱ ممسنی	۰/۸۱	۱	۰/۸۱	صعودی
۲۴	سده اقلید	۰/۸۸۸	۰/۹۴۹	۰/۹۳۵	صعودی
۲۵	نیازی	۰/۹۶	۱	۰/۹۶	صعودی
۲۶	۲۷۷ چهل چشمه	۱	۱	۱	ثابت
۲۷	رنگین کمان بیضا	۰/۷۲۵	۱	۰/۷۲۵	صعودی
۲۸	فدک سپیدان	۰/۷۶	۰/۹۹۴	۰/۷۶۴	صعودی
۲۹	شهدای رمضان	۰/۸۸	۱	۰/۸۸	صعودی
۳۰	راسخ	۰/۹۱۵	۱	۰/۹۱۵	صعودی
۳۱	شهریاری	۰/۶۹۴	۰/۹۹۲	۰/۷	صعودی
۳۲	میرزانیا	۰/۷۴۷	۱	۰/۷۴۷	صعودی
متوسط		۰/۸۸۵	۰/۹۹۳	۰/۸۹۱	–

مأخذ: یافته‌های تحقیق

کارایی مقیاس واحدها نیز با مقایسه کارایی فنی و کارایی فنی خالص آنها محاسبه گردید. نتایج براورد کارایی مقیاس نشاندهنده کارایی مطلوب (اما کمتر از کارایی فنی) است. متوسط کارایی مقیاس واحدها طی دوره مورد بررسی ۸۹ درصد و حداقل آن مربوط به واحدهای شهریاری، سراب بیضا و سراب کهکران با حدود ۷۰ درصد است. مقایسه نتایج حاصل از براورد کارایی فنی خالص و مقیاس واحدها نشان می‌دهد که اکثر واحدها با اینکه کارایی فنی بالایی داشته‌اند، اما به علت پایین بودن کارایی مقیاس تولید، یعنی در اختیار نداشتن اندازه مناسب استخر پرورش ماهی، کارایی فنی پایین‌تری داشته‌اند. ستون آخر جدول ۲ نوع بازده واحدها را نسبت به مقیاس تولید نشان می‌دهد. براساس نتایج به دست آمده، در

Archive of SID

www.SID.ir

حدود ۷۰ درصد واحدها بازده فزاینده و بقیه بازده ثابت نسبت به مقیاس تولید داشته‌اند. به عبارت دیگر، ۷۰ درصد از واحدها می‌توانند با افزایش سطح تولید خود به کارایی فنی بالاتری دست پیدا کنند. به عبارت دیگر اگر واحدهای پرورش ماهی به طور 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. این امر با توجه به کشش‌پذیری بازار ماهی قزل‌آلا به طور متوسط سود واحدهای تولیدی در واحد سطح را افزایش خواهد داد.

بهره‌وری کل عوامل تولید

در این مطالعه تغییر در بهره‌وری کل عوامل تولید در استخرهای پرورش ماهیان سردابی مورد محاسبه گرفت. سپس به کمک تجزیه این شاخص، تغییر در کارایی فنی و کارایی فنی خالص، تغییر در کارایی مقیاس واحدها و تغییرات تکنولوژیکی واحدها طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۳ محاسبه شد. نتایج در جدول ۳ خلاصه شده است.

جدول ۳. تغییر در کارایی فنی، فناوری، مقیاس و بهره‌وری کل عوامل تولیدی واحدهای پرورش ماهی طی سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۳

شماره مزرعه	نام مزرعه	تغییر در کارایی فنی	تغییرات تکنولوژیکی	تغییر در کارایی خالص فنی	تغییر در کارایی مقیاس	تغییر در بهره‌وری کل عوامل تولید
۱	اقلید ۸۸	۱/۰۹۲	۱/۱۳۲	۱	۱/۰۹۲	۱/۲۳۶
۲	شهریاری	۱/۱۲۹	۱/۰۸۱	۱/۰۰۳	۱/۱۲۶	۱/۲۲۱
۳	فدک سپیدان	۱/۰۹۶	۱/۰۸۱	۱/۰۰۲	۱/۰۹۴	۱/۱۸۵
۴	سراب بیضاء	۱/۱۰۶	۱/۰۶۸	۱	۱/۱۰۶	۱/۱۸۱
۵	راسخ	۱/۰۲۹	۱/۱۳۱	۱	۱/۰۲۹	۱/۱۶۴
۶	۱۰۱ ممسنی	۱/۰۷۳	۱/۰۷۳	۱	۱/۰۷۳	۱/۱۵۱
۷	سراب کهکران	۱/۰۸۷	۱/۰۵۴	۱	۱/۰۸۷	۱/۱۴۶
۸	مارون ۶۴۸	۱	۱/۱۴۱	۱	۱	۱/۱۴۱
۹	میرزانیا	۱/۱۰۱	۱/۰۳۳	۱	۱/۱۰۱	۱/۱۳۷

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول۳

۱۰	تیراژه ۴۱۴	۱/۰۶۲	۱/۰۶۷	۱/۰۱۷	۱/۰۴۴	۱/۱۳۳
۱۱	سده اقلید	۱/۰۴۱	۱/۰۸	۱/۰۱۸	۱/۰۲۳	۱/۱۲۳
۱۲	غدیر مشایخ	۱/۰۲۱	۱/۰۸۴	۱	۱/۰۲۱	۱/۱۰۶
۱۳	شهدای رمضان	۱/۰۱۹	۱/۰۸	۰/۹۸۹	۱/۰۳	۱/۱
۱۴	امیرسالاری	۱/۰۱۴	۱/۰۸۳	۱	۱/۰۱۴	۱/۰۹۹
۱۵	قائم کامفیروز	۱	۱/۰۸۱	۱	۱	۱/۰۸۱
۱۶	شرکت‌تعاونی‌خسروشیرین	۱/۰۲۹	۱/۰۴۷	۱	۱/۰۲۹	۱/۰۷۸
۱۷	چشمه بناب	۱	۱/۰۷۵	۱	۱	۱/۰۷۵
۱۸	قصرقمشه	۰/۹۷۸	۱/۰۹	۱	۰/۹۷۸	۱/۰۶۶
۱۹	ولیعصر کامفیروز	۱/۰۵۶	۱/۰۰۷	۱/۰۲۸	۱/۰۲۷	۱/۰۶۳
۲۰	فارس قزل ۷۲۷	۱/۰۱۷	۱/۰۴۲	۱/۰۰۴	۱/۰۱۳	۱/۰۶
۲۱	رنگین کمان بیضا	۱/۰۴۳	۱/۰۱۴	۱	۱/۰۴۳	۱/۰۵۸
۲۲	سد درودزن	۱	۱/۰۵۶	۱	۱	۱/۰۵۶
۲۳	پروتئین قزل	۰/۹۷	۱/۰۸۶	۱	۰/۹۷	۱/۰۵۴
۲۴	۲۲ بهمن سپیدان	۱/۰۱۹	۰/۰۱۹	۰/۹۹	۱/۰۲۹	۱/۰۳۹
۲۵	۲۷۷ چهل چشمه	۰/۹۷۳	۱/۰۶۱	۰/۹۹۲	۰/۹۸	۱/۰۳۲
۲۶	خسروشیرین ۷۷۵	۰/۹۹	۱/۰۳۷	۰/۹۹۷	۰/۹۹۲	۱/۰۲۶
۲۷	۱۸۳ بیضا	۰/۹۹۶	۱/۰۲۴	۱	۰/۹۹۶	۱/۰۲
۲۸	شرکت باب‌الحوائج	۰/۹۷۴	۱/۰۴۲	۰/۹۹۴	۰/۹۸	۱/۰۱۵
۲۹	نیازی	۰/۹۵۷	۱/۰۴۹	۱	۰/۹۵۷	۱/۰۰۴
۳۰	قزل کمان	۱	۰/۹۸۳	۱	۱	۰/۹۸۳
۳۱	دژکرد ۱۵۰۰	۰/۹۵۳	۱/۰۱۱	۱	۰/۹۵۳	۰/۹۶۳
۳۲	نیسایه	۰/۸۷	۱/۰۸۴	۱	۰/۸۷	۰/۹۴۳
متوسط		۱/۰۲	۱/۰۶۲	۱/۰۰۱	۱/۰۱۹	۱/۰۸۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج مندرج در جدول ۳، بهره‌وری کل عوامل تولید استفاده شده در مزارع پروش ماهی در طول دوره مورد بررسی به طور متوسط ۸/۳ درصد رشد داشته است که در این میان بیشترین رشد بهره‌وری مربوط به واحدهای اقلید ۸۸ و شهریاری به ترتیب با ۲۳/۶ و ۲۲/۱

Archive of SID

www.SID.ir

درصد و کمترین میزان رشد بهره‌وری نیز مربوط به واحدهای نیسایه، دژکرد ۱۵۰۰ و قزل کمان به ترتیب با ۵/۷-، ۳/۷- و ۱/۷- درصد رشد بوده است. نتایج مربوط به تغییر در کارایی فنی واحدها نیز در مجموع ۲ درصد رشد را نشان می‌دهد. در میان واحدهای مورد بررسی، شهریاری با ۱۲/۹ درصد، بیشترین رشد را به خود اختصاص داده، اما در ۲۸ درصد از واحدها (۹ واحد) رشد این شاخص منفی بوده است که در میان آنها نیسایه با ۱۳- درصد بیشترین رشد منفی را طی دوره نشان می‌دهد. کارایی فنی در ۵ واحد نیز طی دوره ثابت مانده است. در مجموع با توجه به نتایج جدول ۲ که ۱۲ درصد ظرفیت بهبود را در کارایی فنی نشان می‌دهد، می‌توان افزایش ۲ درصد در کارایی فنی واحدها در طی دوره را مناسب دانست.

نتایج مربوط به تغییر در کارایی خالص فنی حاکی از ثبات تقریبی این شاخص در دوره مورد بررسی است (رشد ۰/۱ درصد). در میان ۳۲ واحد مورد مطالعه تعداد ۲۱ واحد بدون رشد، ۶ واحد رشد مثبت و ۵ واحد رشد منفی داشته‌اند. همچنین مزرعه ولیعصر کامفیروز و شهدای رمضان به ترتیب با ۲/۸ و ۱/۱- درصد بیشترین رشد مثبت و منفی را به خود اختصاص داده‌اند.

جدول ٤. خلاصه نتایج تغییر در بهره‌وری کل عوامل تولید و اجزای آن در واحدهای مورد مطالعه طی سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۳

شرح	تغییر در کارایی فنی	تغییرات تکنولوژیکی	تغییر در کارایی خالص فنی	تغییر در کارایی‌مقیاس	تغییر در بهره‌وری کل عوامل تولید
حداکثر	۱/۱۲۹	۱/۱۴۱	۱/۰۲۸	۱/۱۲۶	۱/۲۲۱
حداقل	۰/۸۷	۰/۹۸۳	۰/۹۸۹	۰/۸۷	۰/۹۴۳
متوسط	۱/۰۲	۱/۰۶۲	۱/۰۰۱	۱/۰۱۹	۱/۰۸۳
درصد واحدهایی که تغییر مثبت داشته‌اند	۵۶	۹۷	۱۳	۵۶	۹۱
درصد واحدهایی که تغییر نکرده‌اند	۱۶	۰	۶۶	۱۶	۰
درصد واحدهایی که تغییر منفی داشته‌اند	۲۸	۳	۲۲	۲۸	۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

یکی دیگر از اجزای تغییر در بهره‌وری کل عوامل تولید، تغییر در کارایی مقیاس تولید است. در حقیقت تغییر در کارایی مقیاس اختلاف بین تغییر در کارایی فنی و کارایی فنی خالص است. براساس نتایج، تقریباً کل تغییر در کارایی مشاهده شده (۲ درصد) مربوط به تغییر در کارایی مقیاس تولید است (۱/۹ درصد). به بیان دیگر واحدهای تولیدی با بهینه کردن اندازه واحد تولیدی خود به سمت تعادل بلندمدت در جایی که منحنی بلندمدت هزینه آنها افقی است، حرکت می‌کنند. در میان کلیه واحدهای مورد بررسی، شهریاری و دژکرد با ۱۲ و ۴/۷ – بیشترین و کمترین رشد را در کارایی مقیاس تولید از خود نشان می‌دهند. براساس نتایج، در میان اجزای تشکیل‌دهنده بهره‌وری کل عوامل تولید، تغییر در فناوری تولید بیشترین سهم را به خود اختصاص داده است. از مجموع ۸/۳ درصد بهبود در بهره‌وری کل عوامل،۶/۲ درصد (۷۵ درصد از کل تغییر در بهره‌وری) مربوط به پیشرفت تکنولوژیکی در واحدهای تولید بوده است. درمجموع فقط مزرعه قزل کمان رشد منفی از خود نشان داده و فناوری تولید در بقیه واحدها طی سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۳ بهبود یافته است. مزرعه مارون ۶۴۸ با ۱۴/۱ درصد بیشترین رشد را در این شاخص به خود اختصاص داده است.

متوسط تغییرات سالانه شاخصهای بهره‌وری واحدهای پرورش ماهی نیز در جدول ۵ خلاصه شده است. براساس نتایج این جدول، تغییرات سالانه بهره‌وری کل عوامل تولید در سال دوم نسبت به سال اول نزدیک به صفر (۰/۸-درصد) بوده است. اما در سالهای بعد به ۱۳/۸ و ۱۲/۸ درصد رشد دست پیدا کرده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵. متوسط سالانه تغییر در کارایی فنی، فناوری، مقیاس و بهره‌وری کل عوامل تولید

سال	تغییر در کارایی فنی	تغییرات تکنولوژیکی	تغییر خالص کارایی فنی	تغییر در کارایی مقیاس	تغییر در بهره‌وری کل عوامل تولید
۱۳۸۰	–	–	–	–	–
۱۳۸۱	۱/۰۶	۰/۹۳۶	۰/۹۹۷	۱/۰۶۲	۰/۹۹۲
۱۳۸۲	۰/۸۹۳	۱/۲۷۴	۰/۹۹۶	۰/۸۹۷	۱/۱۳۸
۱۳۸۳	۱/۱۲۲	۱/۰۰۴	۱/۰۱	۱/۱۱۱	۱/۱۲۷
متوسط	۱/۰۲	۱/۰۶۲	۱/۰۰۱	۱/۰۱۹	۱/۰۸۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در سال ۱۳۸۱ با اینکه تغییر در کارایی مقیاس ۶/۲ درصد بوده است، اما به دلیل تغییرات منفی تکنولوژیکی، بهره‌وری کل عوامل تولید بدون تغییر مانده است. سال ۱۳۸۲ را می‌توان سال پیشرفت تکنولوژیکی واحدها دانست. در این سال نسبت به سال ۱۳۸۱، فناوری مورد استفاده در واحدها ۲۷/۴ درصد بهبود یافته است. این تغییر عمده باعث شده است تا علی‌رغم منفی بودن تغییرات کارایی خالص فنی و کارایی مقیاس، بهره‌وری کل عوامل تولید ۱۳/۸ درصد بهبود یابد. در سال ۱۳۸۳ به دنبال افزایش سطح مفید واحدها و بهبود کارایی مقیاس آنها به میزان ۱۱/۱ درصد نسبت به سال ۱۳۸۲، بهره‌وری کل عوامل تولید به میزان ۱۲/۷ درصد بهبود یافته است. اما تغییرات تکنولوژیکی و کارایی فنی مساعدت چندانی به بهبود در بهره‌وری ننموده‌اند. در مجموع، تغییر در فناوری مورد استفاده ۷۵ درصد و تغییر در کارایی مقیاس تولید ۲۳ درصد به بهبود بهره‌وری کل عوامل تولیدی مورد استفاده در واحدهای پرورش ماهی قزل‌آلای استان فارس کمک کرده‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

۱. برنامه توسعه شیلات در استان فارس (۱۳۸۱)، اداره کل شیلات استان فارس.

۲. رحمانی، ر. (۱۳۸۰)، کارایی فنی گندمکاران و عوامل مؤثر بر آن: مطالعه موردی استان کهگیلویه و بویر احمد، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۳۳: ۱۶۱-۱۸۳.

۳. زیبایی، م. (۱۳۷۵)، بررسی تأثیر مجموعه سیاستهای اتخاذ شده در فاصله سالهای ۶۹ تا ۷۲ بر کارایی فنی واحدهای تولید شیر استان فارس، مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زابل، ص ۲۸۸ تا ۳۰۲.

۴. زیبایی، م. و غ. سلطانی (۱۳۷۴)، روشهای مختلف تخمین تابع مرزی و کارایی فنی واحدهای تولید شیر، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی وتوسعه*، شماره۱۱.

۵. شیرزاد کبریا، ع. (۱۳۸۲)، بررسی سیستمی مشکلات سوددهی تولید شیر گاوداریهای صنعتی در استان فارس، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز، شیراز.

۶. صبوحی صابونی، م. (۱۳۷۴)، تعیین کارایی گاوداریهای شیری استان فارس، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز.

۷. گزارش عملکرد اداره کل شیلات استان فارس، سالهای مختلف.

۸. نجفی، ب. و م. زیبایی (۱۳۷۳)، بررسی کارایی فنی گندمکاران استان فارس، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۷: ۷۱-۸۶.

۹. یزدانی، س. و ع. اسماعیلی (۱۳۷۴)، بررسی کارایی اقتصادی صیادی در بندر لنگه، *مجله علوم کشاورزی ایران*، ۲۶: ۴۱-۴۷.

10. Allen, A.J. (2005), An assessment of the efficiency of agribusiness trucking companies: a data envelopment analysis approach, Paper Prepared for Presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meetings, USA.

Archive of SID

www.SID.ir

11. Banker, R.D. (1984), Estimating most productive scale size using data envelopment analysis, *European Journal of Operational Research*, 17: 35-44.

12. Banker, R.D., A. Charnes and W.W. Cooper (1984), Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis, *Management Science,* 30: 1078-1092.

13. Bravo-Ureta, B.E. and L. Rieger (1990), Alternative production frontier methodologies and dairy farm efficiency, *Agricultural Economics,* 41: 215-226.

14. Caves, D.W., L.R. Christensen, and W.E. Diewert (1982), Multilateral comparison of output, input, and productivity using superlative index number, *The Economic Journal,* 92: 73-86.

15. Charnes, A., W.W. Cooper and E. Rhodes (1978), Measuring the efficiency of decision making units, *European Journal of Operations Research*, 2: 429-444.

16. Coelli, T., A Guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program, Center of Efficiency and Productivity Analysis, Department of Econometrics, University of New England.

17. Debreu, G. (1951), The coefficient of resource utilization, *Econometrica,* 19: 273-292.

18. Fare, R., E. Grifell-Tatje, S. Grosskopf and C.A.K. Lovell (1997), Biased technical change and the Malmquist productivity index, *Scandinavian Journal of Economics,* 99: 119-127.

Archive of SID

www.SID.ir

19. Fare, R., S. Grosskopf, M. Norris and Z. Zhang (1994), Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries, *American Economic Review,* 84: 66-83.

20. Farrell, M.J. (1957), The measurement of productive efficiency, *Journal of the Royal Statistical Society,* A CXX, Part 3, 253-290.

21. Gillespie, J., A. Schupp and G. Taylor (1997), Factors affecting production efficiency in a new alternative enterprise: the case of the ratite industry, *Journal of Agricultural and Applied Economics,* 29: 409-418.

22. Kaliba, A. R. and C.R. Engle (2004), Cost efficiency of catfish farms in Chicot county, Arkansas: the impact of extension services, Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, USA.

23. Kiani, A.K. (2008), An empirical analysis of TFP gains in the agricultural crop-sub-sector of Punjab: a multi-criteria approach, *European Journal of Scientific Research,* 24(3): 339-347.

24. Koopmans, T.C. (1951), An analysis of production as an efficient combination of activities, in T.C. Koopmans, Ed., Activity Analysis of Production and Allocation, Cowles Commission for Research in Economics, Monograph No. 13, Wiley, New York.

25. Serrao, A. (2003), Agricultural productivity analysis of European Union and eastern regions, Paper Prepared for

Archive of SID

www.SID.ir

Presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Canada.

26. Shafiq, M. and T. Rehman (2000), The extent of resource use inefficiencies in cotton production in Pakistan's Punjab: an application of Data Envelopment Analysis, *Agricultural Economics,* 22: 321-330.

27. Tauer, L.W. (1993), Short-run and long-run efficiencies of New York dairy farms, *Agricultural Resource Economic Review,* 22: 1-9.

28. Tauer, L.W. and N. Lordkipanidze (1999), Productivity of dairy production in individual state, Paper Presented at the 1999 American Agricultural Economics Association Annual Meeting, USA.

29. Wu, S., D.J. Walker and S. Devadoss (1998), Production growth and its components in Chinese agriculture after reforms, Paper Presented at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, USA.

Archive of SID

www.SID.ir