

ارتباط بهره‌وری عوامل تولید با اندازه واحدهای پرورش ماهی شهرستان کامیاران

قادر دشتی^{۱*}، لیدا علیخانی^۲ و جواد حسین‌زاد^۱

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۱/۰۱ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۲/۱۴

^۱دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

^۲دانشجوی سابق کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

*مسئول مکاتبه: Email: Dashti-g@Tabrizu.ac.ir

چکیده

اندازه مزرعه یکی از مهمترین عوامل اثرگذار بر عملکرد اقتصادی بنگاه‌های تولیدی محسوب می‌شود. براین اساس هدف مطالعه حاضر بررسی اثر اندازه مزارع بر بهره‌وری کل عوامل تولید واحدهای پرورش ماهی شهرستان کامیاران می‌باشد. برای این منظور داده‌های مورد نیاز از طریق تکمیل پرسشنامه از ۵۵ واحد پرورش ماهی فعال شهرستان کامیاران در سال ۱۳۹۱ جمع‌آوری گردید. گزینش و برازش تابع تولید درجه دوم تعمیم یافته نشان داد که مقادیر غذا، نیروی کار و بچه ماهی اثر معنی‌داری بر تولید محصول ماهی دارند. همچنین محاسبه شاخص بهره‌وری کندریک نشان داد که بازای یک واحد نهاده کل مصرفی به میزان ۲/۵ واحد محصول تولید می‌شود. برآورد تابع بهره‌وری بیانگر آن است که اندازه واحد تولیدی و بهره‌گیری از تکنولوژی پیشرفته تاثیر مثبتی بر بهره‌وری دارد. بدین ترتیب در جهت بهره‌گیری اقتصادی از منابع موجود در منطقه توصیه می‌گردد اندازه واحدهای تولیدی افزایش یافته و از فناوری‌های نوین استفاده شود.

واژگان کلیدی: اندازه مزرعه، بهره‌وری، شاخص کندریک، کامیاران، واحدهای پرورش ماهی

مقدمه

متمرکز بوده است (احمد و همکاران ۱۹۹۹ و ویلیامز ۱۹۹۹). با این حال با عنایت به محدودیت عوامل تولید این دیدگاه به سرعت در حال تغییر استبه طوری که در راستای پاسخگویی به نیازهای غذایی جمعیت در حال رشد در طی دهه‌های اخیر تولید و عرضه محصولات دامی و آبی گسترش یافته است (دلگادو و کوربویس ۱۹۹۹). در حال حاضر آبی‌پروری در سراسر جهان به عنوان یک زیربخش تولید مواد غذایی در حال رشد مورد توجه است. در طی سالیان گذشته ثابت شده که افزایش مداوم در تولید کل محصولات

با وجود تلاش‌های مستمر به منظور ثبات بیشتر در عرضه مواد غذایی با کیفیت برای جمعیت در حال رشد هنوز بخش بزرگی از جمعیت کشورهای توسعه یافته از فقر غذایی مزمن رنج می‌برند از همین رو حصول اطمینان از تولید و عرضه کافی مواد غذایی بحث اصلی امنیت غذایی در کشورهای در حال توسعه در طول دهه‌های گذشته بوده است. سیاست کشاورزی در کشورهای در حال توسعه همچنان بر افزایش عرضه محصولات کشاورزی سنتی به ویژه از طریق بکارگیری منابع تولید در مزارع جهت دستیابی به امنیت غذایی

اکولوژیکی با هدف توانمندی منابع طبیعی. به تعبیر دیگر هر گونه بهبود در وضعیتنظام‌های بهره‌برداری، باعث صرفه‌جویی در مصرف نهاده‌ها و افزایش بهره‌وری منابع تولید می‌شود.

ارزیابی بهره‌وری و کارایی نسبی تولیدکنندگان بخش کشاورزی به چند دلیل عمده مدنظر است. اول اینکه این تولیدکنندگان صاحب زمین بوده و اکثر آنها در مزارع خود زندگی می‌کنند این فرض که در بازار رقابتی فقط تولیدکنندگان کارا در صنعت مورد نظر باقی می‌مانند قابل تضمین نمی‌باشد. دوم طیف وسیعی از مداخلات سیاسی همانند آموزش، ترویج و برنامه‌های توسعه‌ای وجود دارد که ممکن است به عنوان تلاش برای افزایش کارایی تفسیر شوند و سوم ماهیت وجود سؤالاتی همچون وجود و تخمین اندازه بهینه، یا حداقل وسعت اقتصادی به دغدغه بسیاری از سیاست‌گذاران تبدیل شده است (ناگس و همکاران ۲۰۱۱).

نظر به اهمیت موضوع، در زمینه بهره‌وری و کارایی واحدهای تولیدی و رابطه آن با اندازه مزرعه تحقیقات متعددی انجام پذیرفته است. بگی (۱۹۸۲) در بررسی کارایی تکنیکی مزارع ایالت تنسی آمریکا با تقسیم‌بندی آنها بر اساس مساحت مزارع به دو گروه و با رهیافت تابع تولید مرزی تصادفی به این نتیجه رسید که متوسط کارایی واحدهای زراعی کوچک و بزرگ تقریباً برابر بود. مطابق دیدگاه آوارس و اریاس (۲۰۰۱) تصمیم‌گیری سیاست‌مداران در سراسر اتحادیه اروپا نشان می‌دهد که آنان معتقدند، افزایش در اندازه مزرعه، راه حل مناسبی برای برخی از مشکلات اعم از بهره‌وری و رفاه پایین خانوار کشاورز است. هلفند و لوین (۲۰۰۴) در بررسی ارتباط بین اندازه مزارع و بهره‌وری عوامل تولید در کشاورزی برزیل با تاکید بر رشد سریع تولید و بهره‌وری دریافتند که رابطه بهره‌وری و اندازه مزارع غیرخطی بوده بطوریکه با افزایش اندازه نخست بهره‌وری کاهش و در ادامه سیر صعودی بخود می‌گیرد. آرویس و فرانسیس (۲۰۰۳) با طبقه-

آبزی به خصوص در کشورهای درحال توسعه وجود داشته و در مقابل تولید محصولات نظیر غلات و مواد غذایی مشابه رشد بسیار کمی را تجربه کرده است. رشد سریع تولید در آبی‌پروری همچنین منجر به سهم بیشتر آن در تولید کل شیلات در سراسر جهان شده است. در طی ده سال گذشته میزان تولید ماهی ۲۰ میلیون تن افزایش پیدا کرده که تمامی افزایش تولید حاصل گسترش تولید ماهیان پرورشی می‌باشد بگونه‌ای که تولید جهانی آن در سال ۲۰۱۰، ۱۴۸/۵ میلیون تن بوده که این مقدار با ۲/۱ درصد رشد در سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ به ترتیب به ۱۵۷/۳ و ۱۵۴ میلیون تن رسیده است (فائو ۲۰۱۲). در ایران به لحاظ بهره‌مندی از سواحل جنوبی و شمالی به طول تقریبی ۵۸۰۰ کیلومتر، تولید کل محصولات آبی در طی دهه‌های گذشته سیر صعودی داشته است به طوریکه تولید محصولات شیلاتی شامل ماهی، میگو و سایر آبزیان، از ۴۲۴ هزار تن در سال ۱۳۷۹ به حدود ۶۶۴ هزار تن در سال ۱۳۸۹ رسیده است.

با وجود سرمایه‌گذاری‌های زیادی که در زیربخش شیلات صورت گرفته و علیرغم افزایش کمی واحدهای آبی‌پروری طی سال‌های گذشته، به دلایل متعدد از جمله عدم استفاده کارا از منابع مربوطه، رشد چشمگیری در تولید و عملکرد این فعالیت به چشم نمی‌خورد. نظر به وجود مسائل و نارسایی‌های متعدد در عرصه تولید محصولات آبی و عملکرد نسبتاً پایین این محصول یافتن راهکارهایی جهت بهره‌مندی اقتصادی از امکانات در دسترس برای نیل به ستاده بیشتر و افزایش بهره‌وری بیش از پیش مورد توجه قرار گرفته است. افزایش کارایی و بهبود بهره‌وری به منظور استفاده هر چه کمتر از منابع و نهاده‌ها به عنوان یک عنصر کلیدی در میان عناصر سه‌گانه توسعه پایدار محسوب می‌شود. این عناصر عبارت است از بخش اقتصادی با هدف رشد، عدالت، بهره‌وری و کارایی اقتصادی، بخش اجتماعی با هدف برابری اقتصادی و کاهش فقر و بخش

مرغداری استان فارس بر اساس ظرفیت نتیجه گرفت که واحدهای تولیدی بزرگتر دارای کارایی تکنیکی بالاتری می‌باشند. اکبری فرد و مهربانی بشرآبادی (۱۳۸۸) با تخمین تابع تولید مرزی تصادفی دریافتند که بین عملکرد و اندازه باغات پسته استان کرمان رابطه منفی وجود دارد. نعلبندی اقدم و همکاران (۱۳۹۲) در ارزیابی اقتصادی تولید گندم آبی در مزارع کوچک و بزرگ شهرستان اهر با تخمین تابع تولید درجه دوم تعمیم یافته به عنوان تابع برتر نشان دادند که هر چند هر دو گروه تولیدکنندگان از نهاده‌ها به شکل منطقی و بهینه استفاده نمی‌کنند لیکن در مجموع و بویژه از جنبه صرفه اقتصادی مزارع بزرگتر در وضعیت بالنسبه مطلوبتری قرار دارند. مرور مطالعات خارجی و داخلی در مجموع نشانگر آن است که هیچ رابطه واحد و مشخصی بین اندازه واحد تولیدی و مقدار بهره‌وری و کارایی وجود ندارد، چرا که در مطالعات مختلف جهت این رابطه متفاوت بوده است که همین امر بر ضرورت مطالعه واحدهای تولیدی مختلف در زمان‌ها، مکان‌ها و شرایط متفاوت تولید می‌افزاید.

مطابق اطلاعات موجود استان کردستان به دلیل داشتن منابع آبی فراوان و قابلیت‌های تولیدی مناسب از مناطق مستعد برای گسترش آبی‌پروری محسوب می‌شود. بطوریکه در سال ۱۳۸۹ حدود ۱۶۰۰ تن ماهی سردابی در این استان تولید شده است (مرکز آمار ایران ۱۳۹۰). مجتمع پرورش ماهیان سردابی پالنگان شهرستان کامیاران یکی از مراکز مهم تولید محصول آبی‌پروری استان بوده که ظرفیت تولید حدود ۷۰۰ تن ماهی قزل‌آلای رنگین‌کمان و تکثیر ۳ میلیون قطعه بچه ماهی در سال را دارا می‌باشد. علیرغم وجود منابع چشمگیر طبیعی و بکارگیری نهاده‌های مختلف بنظر می‌رسد از تمامی منابع و پتانسیل‌های موجود در منطقه به شکل کارا بهره گرفته نمی‌شود. وجود عوامل و منابع متعدد در پرورش محصولات آبی‌پروری در مجموع سبب گردیده که کارایی واحدهای

بندی واحدهای پرورش جوجه گوستی عربستان به دو دسته و با تخمین تابع تولید مرزی تصادفی به اثر مثبت اندازه بر کارایی تکنیکی پی بردند. گروایس و همکاران (۲۰۰۶) در مطالعه اقتصاد مقیاس در صنعت تولید غذا در کانادا با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ، بازده به مقیاس را برای واحدهای تولیدی گوشت، نان و شیر بدست آوردند. نتایج آنها وجود بازده به مقیاس افزایشی در واحدهای تولیدی نان، گوشت و شیر را نشان دادند. آلابی و آرونا (۲۰۰۵) در ارزیابی کارایی تکنیکی تولید مرغ خانگی در نیجریه با تخمین تابع تولید تصادفی به این نتیجه رسیدند که بین کارایی و اندازه مزرعه رابطه مستقیم وجود دارد در حالی که آیدیونگ و همکاران (۲۰۰۷) در مطالعه عملکرد مزارع برنج نیجریه و بزگو و سیهان (۲۰۰۷) در مطالعه مزارع سبزی ایالت ساسون ترکیه نیز وجود رابطه منفی بین اندازه مزرعه و کارایی را تایید کردند. اکونوه و امکارو (۲۰۰۹) با بررسی کارایی پرورش دهندگان گربه ماهی ایالت کادونا در نیجریه دریافتند که تعداد ماهی آزاد و اندازه استخر بر کارایی اثر مثبت دارد در حالی که هوک و ارشد (۲۰۱۰) به اثر منفی اندازه مزارع بر کارایی کشاورزان شیلی اشاره نمودند.

در مطالعات داخل کشور نیز، دشتی و یزدانی (۱۳۷۵) بهره‌وری و تخصیص بهینه عوامل تولید در مرغداری-های گوشتی شهرستان تبریز را با برآورد تابع تولید کاب داگلاس مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که بهره‌وری و تخصیص عوامل در واحدهای تولیدی با ظرفیت پایین‌تر بهتر صورت می‌گیرد. انصاری و سلامی (۱۳۸۶)، صرفه‌های ناشی از مقیاس در صنعت پرورش میگوی ایران را از طریق برآورد تابع هزینه ترانسلوگ مورد مطالعه قرار دادند. برابرتایج بدست آمده خصوصیت ساختاری بازده به مقیاس در این صنعت وجود دارد به این معنی که با افزایش وسعت مزارع پرورش میگو، هزینه‌های تولید کاهش می‌یابد. محمدی (۱۳۸۷) با تقسیم‌بندی واحدهای

رفتار واقعی داده‌ها در این مطالعه نیز سعی می‌شود از این نوع توابع بهره گرفته شود. به استناد مطالعات تجربی متعدد سه شکل تابعی درجه دوم تعمیم یافته، ترانسلوگ و لئونتیف تعمیم یافته از جمله فرم‌های انعطاف‌پذیری هستند که در اکثر مطالعات مربوط به اقتصاد و مدیریت کشاورزی به کار گرفته شده‌اند لذا در مطالعه حاضر کوشش می‌شود الگوی برتر از میان این سه فرم انتخاب گردد. این توابع دارای مشکل ساختاری نبوده و ضمن در نظر گرفتن روابط متقابل بین نهاده‌ها، امکان تفکیک نواحی سه گانه تولید را نیز فراهم می‌کند (گریفین و همکاران ۱۹۸۷).

بعد از مشخص شدن تابع تولید برای بررسی میزان حساسیت و واکنش تولید در ازاء تغییرات هر کدام از نهاده‌ها و یا همه عوامل با هم می‌توان از معیار کشش تولید که به صورت رابطه ۲ قابل محاسبه است، استفاده کرد:

$$EP_x = \frac{\delta \ln y}{\delta \ln x} = \frac{\partial y / y}{\partial x / x} = \frac{MP_x}{AP_x} \quad (2)$$

در رابطه فوق MP_x و AP_x به ترتیب تولید نهایی و تولید متوسط و EP_x نیز کشش تولید نهاده x می‌باشد. حاصل جمع کشش‌های جزئی تولید معادل بازده نسبت بهمقیاس می‌باشد که در ارزیابی اقتصادی یا غیراقتصادی بودن وسعت عملیات تولیدی کاربرد گسترده‌ای دارد.

در ادبیات مربوط به اقتصاد توسعه، بهره‌وری به عنوان میزان ستاده حاصل از مقدار معینی از یک یا چند نهاده تعریف می‌شود. این معیار نشانگر نحوه استفاده از منابع و عوامل تولیدی در یک برهه از زمان می‌باشد و آثار سه‌گانه تغییر تکنولوژی، تغییر مقیاس و تغییر در راندمان استفاده از نهاده‌ها، یعنی حرکت به سمت تابع تولیدمرزی از داخل رادربر می‌گیرد (سلامی ۱۳۷۶). بهره‌وری جزئی به صورت ستاده حاصل از یک واحد نهاده معین در هر زمان تعریف می‌شود (هانویولا ۲۰۰۰). هرگاه مفهوم تولید متوسط به کل نهاده‌های مصرف

تولیدی در حد بالایی نبوده و لذا بهره‌وری عوامل تولید در حد پایین تری قرار داشته باشد. بنابراین ضرورت انجام تحقیق در خصوص بهره‌وری عوامل تولید محصول ماهی و عناصر موثر بر آن منجمله اندازه مزرعه و تکنولوژی مورد استفاده در دو سطح خرد و کلان مطرح باشد. در سطح خرد نیاز تولیدکنندگان را به شناخت علمی‌تر و واقعی‌تر از فعالیت خود مطرح می‌کند تا بتوانند در جهت اصلاح و بهبود وضعیت حاکم از یافته‌های مطالعه استفاده کنند و در سطح کلان، جوابی است علمی و مستدل به یکی از مهمترین سوالات کارگزاران و برنامه‌ریزان که چگونه در راستای تقویت و توسعه تکنولوژی متناسب در زیربخش شیلاتو نهایتاً افزایش بهره‌وری منابع تولید گام بردارند. در همین راستا، تحقیق حاضر با هدف بررسی رابطه بهره‌وری عوامل تولید و اندازه واحدهای پرورش ماهی شهرستان کامیاران انجام گرفته است.

مواد و روش‌ها

یکی از رهیافت‌های کاربردی و مهم جهت ارزیابی اثرمتغیرها بر یکدیگر بویژه در صورت تقسیم آنها به متغیرهای وابسته و مستقل بهره‌گیری از یک تابع مناسب می‌باشد. برای شناسایی عوامل اثرگذار بر تولید محصول از تابع تولید بهره گرفته می‌شود. شکل کلی تابع تولید به صورت رابطه ۱ است (دبرتین ۱۹۸۶):

$$Y_i = f(x_i, \beta) \quad (1)$$

که در آن Y_i مقدار ستاده واحد α م، X_i بردار مقادیر نهاده‌ها و β بردار پارامترها را نشان می‌دهد. رابطه ۱ شکل عمومی تابع تولید بوده و در عمل می‌بایستی شکل مناسبی از آن را که بیانگر ارتباط واقعی و مناسب میان متغیرهای مستقل و وابسته باشد، انتخاب نمود. این نکته از آن جهت اهمیت دارد که خطا در انتخاب شکل تابع همواره از منابع اصلی خطای تصریح در اقتصاد سنجی بیان می‌شود. با توجه به مزایای توابع انعطاف‌پذیر نظیر عدم اعمال محدودیت بر ساختار تولید و ارائه

TQ_i : مقدار محصول تولیدی در واحد تولیدی i ام
 C_{ji} : مقدار نهاده j ام بکار گرفته شده در واحد تولیدی i ام
 S_j : متوسط سهم هزینه نهاده j ام در هزینه کل واحدها
 رشد بهره‌وری به صورت تفاوت بین رشد ستاده و رشد نهاده‌های مصرفی تعریف می‌شود. بعبارت دیگر پس از کسر تغییر میزان نهاده‌های مصرف شده از تغییر ستاده حاصل شده، پسماند حاصل به عنوان رشد بهره‌وری محسوب می‌شود. تغییرات کل عوامل به مفهوم بخشی از افزایش تولید است که بوسیله افزایش در مصرف نهاده‌ها توجیه شدنی نیست (سلامی و طلاچی ۱۳۸۱). بطور کلی تغییر در بهره‌وری کل عوامل با رشد بهره‌وری شامل اثرات تغییر در مقیاس تولید، تغییر راندمان (کارایی) تولید و تغییر تکنولوژی می‌باشد. این بدین معنی است که چنانچه مقیاس تولید در طول زمان ثابت بماند و یا در بین واحدهای تولیدی در یک زمان یکسان باشد و هم چنین عدم کارایی در تولید وجود نداشته باشد و یا لااقل میزان عدم کارایی در طول زمان ثابت بماند آنگاه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به عنوان معیار تغییر تکنولوژی در نظر گرفته می‌شود (سلامی ۱۳۷۶).

به باور کانت (۱۹۹۶) نرخ رشد بهره‌وری بصورت باقیمانده تفاوت بین نرخ رشد محصول جمعی و نهاده جمعی تعریف می‌شود. این باقیمانده به دو صورت تعبیر می‌گردد؛ نخست، بهره‌وری کل به پیشرفت فنی که باعث انتقال تابع تولید می‌شود مربوط می‌گردد. با داشتن یک تابع تولید و تحت دو فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس و بازارهای رقابت کامل نهاده و ستاده، تغییر تکنولوژی و بهره‌وری یکسان خواهد بود. دوم، تغییر تکنولوژی می‌تواند به مواردی مانند مقیاس، جانشینی عوامل، تحقیق توسعه و کارایی مدیریتی ربط داده شود. دنی و همکاران (۱۹۸۱) با لحاظ هر دو رهیافت رشد TFP را به اثرات مقیاس و نرخ تغییر تکنولوژی تفکیک کردند:

شده در تولید مقدار معینی از محصول تعمیم داده شود بهره‌وری کل نهاده‌ها (TFP) به دست می‌آید. تحلیل شاخص‌های بهره‌وری جزئی به تنهایی می‌تواند گمراه‌کننده باشد، زیرا افزایشی در یک نسبت ممکن است واقعاً نتیجه افزایش بهره‌وری نباشد، بلکه دراصل ممکن است ناشی از افزایش کاربرد نهاده دیگر باشد. از طرفی شاخص‌های بهره‌وری جزئی عموماً شاخص‌های ارزیابی از تغییرات تکنولوژیکی هستند، زیرا اثر جایگزینی عوامل را توأم با آثار پیشرفت‌های تکنولوژیکی تولید به صورت یکجا در نظر می‌گیرند. اقتصاددانان در جستجوی عوامل راهبردی در توسعه اقتصادی تلاش نموده‌اند که آثار تغییرات تکنولوژیکی را جدا از آثار جایگزینی عوامل ارزیابی کنند که از تلاش‌های آنها شاخص بهره‌وری کل عوامل به وجود آمده است. از این رو شاخص‌های بهره‌وری کل به واسطه لحاظ کردن اثرات متقابل و جایگزینی بین عوامل تولید از درجه اطمینان بیشتری نسبت به شاخص‌های جزئی برخوردارند. بهره‌وری کل از نسبت تولید به ترکیب وزنی عوامل محاسبه می‌شود. در نتیجه رشد بهره‌وری کل، رشد اضافی تولید علاوه بر رشد ترکیب وزنی عوامل تولید می‌باشد (دستی و کوپاهی ۱۳۸۸).

روش عدد شاخص یکی از روش‌های عمده متداول و کاربردی تعیین بهره‌وری است. لیکن مهمترین مسئله در بررسی تغییرات بهره‌وری به روش عدد شاخص، نحوه جمع‌سازی نهاده‌ها و ستاده‌های ناهمگن است. در مطالعات اقتصادی اشکال مختلفی از شاخص جهت محاسبه شاخص مقداری تولید و یا نهاده‌ها معرفی شده است. در مطالعه حاضر برای ارزیابی بهره‌وری عوامل از شاخص کندریک مطابق رابطه ۳ بهره گرفته خواهد شد:

$$TFP_i = TQ_i / \sum_j s_j (C_{ji}) \quad (3)$$

TFP_i : شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید در واحد تولیدی i ام

برای محاسبه کشش تولید نهاده‌های غذا، کار و بچه ماهی متناسب با تابع تولید درجه دوم تعمیم یافته به ترتیب از روابط ۸، ۹ و ۱۰ بهره گرفته می‌شود:

$$EP_f = \left(\frac{dy}{dx}\right) \cdot \left[\frac{F}{y}\right] \\ = [\beta_f + \beta_{ff} F + \beta_{fl} \cdot L + \beta_{fw} \cdot W] \cdot \left[\frac{F}{y}\right] \quad (۸)$$

$$EP_l = \left(\frac{dy}{dx}\right) \cdot \left[\frac{L}{y}\right] \\ = [\beta_l + \beta_{ll} L + \beta_{lf} \cdot F + \beta_{lw} \cdot W] \cdot \left[\frac{L}{y}\right] \quad (۹)$$

$$EP_w = \left(\frac{dy}{dx}\right) \cdot \left[\frac{W}{y}\right] \\ = [\beta_w + \beta_{ww} \cdot W + \beta_{wf} \cdot F + \beta_{wl} \cdot L] \cdot \left[\frac{W}{y}\right] \quad (۱۰)$$

در ادامه با مشخص کردن سهم هزینه‌ای نهاده‌های موثر بر تولید و لحاظ مقدار محصول بدست آمده شاخص بهره‌وری کل برای واحدهای تولیدی مورد مطالعه با بهره‌گیری از رابطه ۳ محاسبه می‌شود. باتوجه باینکه مطابق اصول اقتصادی و مطالعات تجربی صورت گرفته بگگی (۱۹۸۲)، دنسی و همکاران (۱۹۸۱)، آلرویس و فرانسویس (۲۰۰۳)، سلامی (۱۳۷۶) و دشتی و کویاهی (۱۳۸۸) اندازه واحد تولیدی و تکنولوژی از جمله عناصر تغییر دهنده بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشند لذا ارتباط بین اندازه و تکنولوژی با بهره‌وری در قالب رابطه رگرسیونی ۱۱ مورد ارزیابی واقع خواهد شد:

$$\ln TFP = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(\text{size}) + \beta_2 \cdot (\text{Tech}) \quad (۱۱)$$

که در رابطه فوق Size و Tech به ترتیب نماد اندازه واحد تولیدی (تعداد بچه ماهی پرورش یافته در یک دوره تولیدی) و سطح تکنولوژی می‌باشند. باتوجه به اطلاعات جمع‌آوری شده مزارع مورد مطالعه از لحاظ سطح تکنولوژی به سه وضعیت سنتی، نیمه صنعتی و صنعتی تقسیم بندی شدند.

جامعه آماری تحقیق حاضر شامل کلیه واحدهای پرورش ماهی فعال شهرستان کامیاران می‌باشد. گردآوری داده‌ها به روش سرشماری و با تکمیل

$$TFP = \left(1 - \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q}\right) \frac{\partial \ln Q}{\partial T} - \frac{\partial \ln C}{\partial T} \quad (۴)$$

قسمت اول رابطه ۴ اثر مقیاس و جزء دوم نشانگر اثر تغییر تکنولوژی می‌باشد. در حالیکه بازده به مقیاس ثابت، کشش هزینه برابر یک بوده و لذا رشد TFP معادل نرخ تغییر تکنولوژی خواهد بود. از این رو، هنگامی که اثر مقیاس وجود داشته باشد رشد TFP با رشد تغییر تکنولوژی یکسان نخواهد بود.

از آنجائیکه جهت برآورد تابع تولید از سه فرم تابعی لئونتیف تعمیم یافته، درجه دوم تعمیم یافته و ترانسلوگ بهره گرفته شد لذا فرم‌های تجربی مربوط به هر سه مورد ارائه می‌گردد:

الف) الگوی تجربی تابع تولید لئونتیف تعمیم یافته

$$Y = \beta_0 + \beta_f \cdot F^{1/2} + \beta_l \cdot L^{1/2} + \beta_w \cdot W^{1/2} + 1/2 \beta_{ff} \cdot F \\ + 1/2 \beta_{ll} \cdot L + 1/2 \beta_{ww} \cdot W + 1/2 \beta_{fl} \cdot F^{1/2} \cdot L^{1/2} \\ + 1/2 \beta_{fw} \cdot F^{1/2} \cdot W^{1/2} + 1/2 \beta_{lw} \cdot L^{1/2} \cdot W^{1/2} \quad (۵)$$

ب) الگوی تجربی تابع تولید درجه دوم تعمیم یافته

$$Y = \beta_0 + \beta_f \cdot F + \beta_l \cdot L + \beta_w \cdot W + 1/2 \beta_{ff} \cdot (F)^2 \\ + 1/2 \beta_{ll} \cdot (L)^2 + 1/2 \beta_{ww} \cdot (W)^2 + \beta_{fl} \cdot F \cdot L \\ + \beta_{fw} \cdot F \cdot W + \beta_{lw} \cdot L \cdot W \quad (۶)$$

ج) الگوی تجربی تابع تولید ترانسلوگ

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_f \cdot \ln F + \beta_l \cdot \ln L + \beta_w \cdot \ln W \\ + 1/2 \beta_{ff} \cdot (\ln F)^2 + 1/2 \beta_{ll} \cdot (\ln L)^2 \ln \\ + 1/2 \beta_{ww} \cdot (\ln W)^2 + \beta_{fl} \cdot \ln F \cdot \ln L \\ + \beta_{fw} \cdot \ln F \cdot \ln W + \beta_{lw} \cdot \ln L \cdot \ln W \quad (۷)$$

در الگوهای فوق پارامترها و متغیرها به قرار زیر تعریف شده است:

Y: میزان ماهی تولید شده در هر واحد بر حسب تن

F: مقدار غذای مصرف شده در هر دوره تولید بر حسب تن

W: عداد بچه ماهی رهاسازی شده در ابتدای دوره تولید

L: مقدار نیروی کار بر حسب نفر روز

β: پارامترهای مربوط به تابع تولید

Ln: نماد لگاریتم طبیعی

پرسشنامه انجام گردید. به این منظور اقدام به جمع-آوری داده‌های آخرین دوره تولیدی واحدهای پرورش ماهی شهرستان کامیاران در سال ۱۳۹۱ گردید که در نهایت از اطلاعات مربوط به ۵۵ واحد پرورش ماهی فعال برای تجزیه و تحلیل استفاده شد.

نتایج و بحث

نتایج حاصل از برآورد توابع تولید درجه دوم تعمیم-یافته، لئونتیف تعمیم‌یافته ترانسلوگ برای محصول ماهی شهرستان کامیاران در جدول ۱ گزارش شده است. با توجه به جداول ۱ و ۲، مقایسه ضرایب برآورد شده در سه الگوی مختلف تولید ماهی نشان می‌دهد از بین سه فرم تابعی برآورد شده فرم درجه دوم تعمیم یافته به تعداد کافی پارامتر معنی‌دار داشته و از لحاظ توضیح دهندگی بر اساس آماره R^2 می‌باشد.

جدول ۱- ضرایب برآوردی توابع تولید ماهی شهرستان کامیاران

تابع درجه دوم تعمیم یافته		تابع لئونتیف تعمیم یافته		تابع ترانسلوگ	
پارامتر	مقدار ضرایب	آماره t	مقدار ضرایب	آماره t	مقدار ضرایب
β_0	۲۶/۶۵***	۴/۶	۱۳/۷۷**	۲/۱	۲/۰۱
β_f	۹/۷۴***	۱۲/۵۲	۵/۰۲***	۲/۶۸	۱/۳۴*
β_{ff}	-۱۸/۰۸***	-۸/۹۳	-۳۱/۵۴***	-۱۱/۰۹	-۰/۳۶***
β_i	۲۵/۱۲**	۱/۸۷	۶/۰۶۲*	۱/۷۷	۰/۰۱
β_{ii}	-۰/۷۸	-۰/۶۴	-۰/۵۷	-۰/۹۲	-۰/۳۷
β_w	۲۷/۳۱***	۲/۰۷	۳/۶۲***	۴/۲۳	-۰/۲۶**
β_{ww}	۷/۴***	۱۱/۲۳	۰/۳۵	۰/۶۳	۰/۰۰۹
β_{ii}	۰/۹۲***	۸/۰۹	-۰/۹۲	-۱/۱۳	۱/۰۷**
β_{fw}	-۰/۰۵۱	-۰/۳۱۲	۱/۶۸***	۳/۱۲	-۰/۰۷
β_{iw}	۰/۲۱*	۱/۷۵	۰/۹۷	۰/۶۹	۱/۲۵
	$R^2 = .0/67$		$R^2 = .0/55$		$R^2 = .0/42$
	D.W=۲/۰۴		D.W=۲/۱۳		D.W=۱/۸۹

***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۱۰ و ۱۰۰ درصد را نشان می‌دهد.

جدول ۲- مقایسه توابع مختلف تولید گندم از لحاظ معنی‌داری پارامترها

نوع تابع	تعداد کل ضرایب	تعداد ضرایب معنی‌دار	D.W	J.B	R^2
درجه دوم تعمیم یافته	۱۰	۸	۲/۱۱	۰/۶۰	۰/۷۳
لئونتیف تعمیم یافته	۱۰	۶	۲/۱۸	۶/۱۲	۰/۵۶
ترانسلوگ	۱۰	۴	۱/۹۰	۵۶۱/۳۲	۰/۴۲

مناسب‌تر از سایر فرم‌های تابعی تکنولوژی تولید ماهیرا در منطقه مورد مطالعه توضیح داده و لذا به عنوان تابع تولید برتر انتخاب می‌گردد. از آنجائیکه ضرایب برآوردی توابع مورد نظر دارای تفسیر خاصی

در مطالعه حاضر برای آزمون نرمال بودن جملات اخلال از آماره جارگ برا (JB) استفاده شد. بر اساس نتایج جدول ۲ و با استناد به ملاک‌ها و آزمون‌های فوق‌الذکر استنباط می‌شود که فرم درجه دوم تعمیم‌یافته

برای تک تک بهره‌برداران محاسبه و میانگین آن برابر ۲/۵ بدست آمد که بدین معناست بازای یک واحد نهاده کل مصرفی در مزارع مورد مطالعه به طور متوسط ۲/۵ واحد محصول ماهی تولید می‌شود. مقادیر حداکثر و حداقل به ترتیب برابر ۳/۸ و ۱/۱ بدست آمد. هم‌چنین محاسبه و مقایسه مقادیر بهره‌وری کل عوامل تولید برای واحدهای بزرگتر از میانگین اندازه مزارع مویید آن است که در مجموع مقدار بهره‌وری در واحدهای تولیدی بزرگتر معادل ۳/۲ بوده که از مقدار مربوط به مزارع کوچکتر یعنی ۲/۱ بیشتر می‌باشد.

با توجه به مرور ادبیات موضوع و مطابق کارهای اکویه و همکاران (۲۰۰۹)، موسوی و خلیلیان (۱۳۸۴) و اکبری فرد و مهربانی بشرآبادی (۱۳۸۸) برای بررسی دقیق‌تر رابطه اندازه بهره‌وری عوامل به برآزش مدل رگرسیونی (رابطه ۱۱) اقدام شد:

$$\ln TFP = -7.68 + 0.15 \cdot \ln(\text{size}) + 1.79(\text{Tech})$$

$$Se: (3/04) \quad (0/04) \quad (0/9)$$

در مدل فوق، تعداد بچه ماهی به عنوان نمادی از اندازه واحد تولیدی (size) دارای ضریب مثبت و معنی‌دار می‌باشد. بنابراین می‌توان اظهار نمود که با افزایش یک درصدی اندازه واحدهای پرورش ماهی میزان بهره‌وری کل عوامل تولید معادل ۰/۱۵ درصد افزایش می‌یابد. در مطالعات بخش کشاورزی پژوهشگران مختلف از جمله محمدی (۱۳۸۷)، آلرویس و فرانسیس (۲۰۰۳)، آلابی و آرونا (۲۰۰۵) و محققین دیگری همچون اکونوه و امکارو (۲۰۰۵)، اتیتجو و آرنه (۲۰۱۰) و دلامینی و همکاران (۲۰۱۰) چنین نتیجه‌ای را مبنی بر اثر مثبت اندازه مزرعه بر کارایی و بهره‌وری عوامل برای سایر واحدهای کشاورزی گزارش نموده‌اند.

سطح تکنولوژی و تجهیزات (Tech) نیز به صورت یک متغیر ترتیبی در مدل وارد گردید که اثر مثبت معنی‌دار بر بهره‌وری کل عوامل تولید از خود نشان داد، بطوریکه با ارتقا تکنولوژی از حالت سنتی به نیمه صنعتی و یا تبدیل وضعیت نیمه صنعتی به صنعتی بهره‌وری کل

نمی‌باشند لذا برای بررسی میزان و جهت اثر نهاده‌ها بر فرایند تولید محصول ماهی از معیار کشش متناسب با روابط ۸، ۹ و ۱۰ استفاده به عمل آمد که نتایج مربوط به مقادیر کشش نهاده‌ها در جدول ۳ ارائه گردیده است. مطابق جدول ۳ مقادیر میانگین کشش نهاده‌ها برای غذا، کار و بچه ماهی به ترتیب ۰/۶۶۱، ۰/۲۱۷ و ۰/۲۹۸ است. این موضوع بیانگر آن است، به ازای یک درصد افزایش مصرف نهاده غذا در مزارع مدنظر مقدار تولید ماهی‌طور متوسط ۰/۶۶۱ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ۳- مقادیر کشش نهاده‌ها و ناحیه تولیدی آنها

ناحیه	مقدار کشش	ناحیه تولید
غذا	۰/۶۶۱	ناحیه دوم
کار	۰/۲۱۷	ناحیه دوم
بچه ماهی	۰/۲۹۸	ناحیه دوم

به همین ترتیب یک درصد افزایش بکارگیری نهاده نیروی کار میزان تولید را ۰/۳۹۷ درصد اضافه خواهد کرد. چنین تفسیری در مورد نهاده بچه ماهی نیز صادق می‌باشد. با توجه به مقادیر عددی کشش‌ها از هر سه نهاده در ناحیه اقتصادی تولید یعنی ناحیه دوم استفاده به عمل می‌آید هر چند که ممکن است در حد بهینه از آنها بهره گرفته نشود، یعنی الزاما سودآورترین مقدار این دو عامل در فرایند تولید ماهی بکار گرفته نشوند. مجموع کشش نهاده‌ها که معادل بازده نسبت به مقیاس (RTS) می‌باشد برابر ۱/۱۷۶ است. بدین ترتیب استنباط می‌گردد اگر در بلند مدت همه نهاده‌ها به طور متناسب یک درصد افزایش یابند مقدار تولید در حدود ۱/۱۷۶ درصد افزایش می‌یابد. لذا می‌توان گفت که تولید ماهی توأم با صرفه‌های اقتصادی می‌باشد به طوریکه گسترش متناسب اندازه فعالیت در منطقه مورد نظر سود آوری واحد تولیدی را افزایش خواهد داد. مقدار بهره‌وری کل عوامل تولید

واحدهای کوچکتر در وضعیت مطلوبتری قرار دارد. از این‌رو با توجه به این نتیجه برای تقویت این صنعت و افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید واحدهای پرورش ماهی شهرستان کامیاران به نظر می‌رسد که افزایش اندازه آنها در بلندمدت سودمند باشد و می‌تواند تولیدکنندگان منطقه را در استفاده منطقی‌تر از امکانات و تجهیزات و بهبود بهره‌وری عوامل تولید یاری نماید. در این راستا توصیه می‌گردد که پروانه‌های تأسیس واحدهای تولیدی برای واحدهای بزرگ صادر شوند و تسهیلات بانکی و خدمات دولتی بیشتری برای گسترش واحدهای کوچک موجود در منطقه در اختیار آنها قرار گیرد و همراه با این تمهیدات دانش و اطلاعات بهره‌برداران به روز گردد. با توجه به اثر مثبت سطح تکنولوژی و تجهیزات بر بهره‌وری عوامل توصیه می‌گردد دولت با دادن تسهیلات بلندمدت و کم‌بهره، تولیدکنندگان را در تجهیز واحدهای پرورش ماهی شهرستان همراهی و پشتیبانی کند.

عوامل تولید ۱/۷۹ درصد بهبود می‌یابد. بدین ترتیب استنباط می‌شود استفاده از تجهیزات مدرن باعث بهبود بهره‌وری عوامل تولید واحدهای پرورش ماهی شهرستان گردیده است. کاربرد تجهیزات جدید مدیریت را در کنترل شرایط محیط یاری کرده و کاربرد نهاده‌های تولید را منطقی‌تر و اقتصادی‌تر نموده است. محمدی (۱۳۸۷) و اوده و اتیم (۲۰۰۹) نیز بر اثر مثبت کاربرد نهاده‌های مدرن بر عملکرد واحدها تأکید نموده‌اند.

نهایتاً با عنایت به تنوع ظرفیت واحدهای پرورش ماهی و اینکه بیش از ۶۰ درصد آنها دارای ظرفیت کمتر از میانگین هستند، در مطالعه حاضر وجود رابطه مثبت بین بهره‌وری کل عوامل تولید و اندازه واحدهای پرورش ماهی شهرستان تأیید شد. ضمن اینکه وجود بازده صعودی نسبت به مقیاس در فرایند تولید نیز هم‌راستا با این یافته تلقی می‌شود. علاوه بر این، بهره‌وری کل عوامل تولید در واحدهای بزرگتر در مقایسه با

منابع مورد استفاده

- اکبری فرد ح و مهرابی بشرآبادی ح، ۱۳۸۸. بررسی رابطه کارایی فنی تولیدکنندگان پسته با سطح زیر کشت (مطالعه موردی استان کرمان)، مجله توسعه و سرمایه، شماره ۴، صفحه‌های ۹ - ۲۴.
- انصاری و و سلامی ح، ۱۳۸۶. صرفه‌های ناشی از مقیاس در صنعت پرورش میگوی ایران، مجموعه مقالات ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد.
- دبرتین، دیوید ال، ۱۳۷۶. اقتصاد تولید کشاورزی، ترجمه محمدقلی موسی نژاد و رضا نجارزاده، انتشارات مؤسسه تحقیقات اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس.
- دشتی ق و یزدانی س، ۱۳۷۵. تحلیل بهره‌وری و تخصیص بهینه عوامل تولید در صنعت طیور ایران، مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان.
- دشتی ق و کوپاهی م، ۱۳۸۸. اندازه‌گیری و تحلیل میزان و منابع رشد بهره‌وری عوامل تولید در صنعت گاو‌داری ایران، مجموعه مقالات هفتمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه تهران.
- سلامی ح، ۱۳۷۶. مفاهیم و اندازه‌گیری بهره‌وری در کشاورزی، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۱۸، صفحه‌های ۷ - ۳۱.
- سلامی ح و طلاچی لنگرودی ح، ۱۳۸۱. اندازه‌گیری بهره‌وری در واحدهای بانکی (مطالعه موردی بانک کشاورزی)، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳۹، صفحه‌های ۷ - ۲۶.

- نعلبندی‌ا قدم ل، دشتی ق و اجلی ج، ۱۳۹۲. ارزیابی تطبیقی اقتصاد مصرف عوامل تولید گندم آبی در مزارع کوچک و بزرگ شهرستان اهر، مجله دانش کشاورزی و تولید پایدار دانشگاه تبریز، شماره ۲، جلد ۲۳، صفحه‌های ۸۶-۹۶.
- محمدی ع، ۱۳۸۷. اندازه‌گیری کارایی واحدهای تولیدی طیور با رویکرد DEA مطالعه موردی استان فارس، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۶۳، صفحه‌های ۸۹-۱۱۶.
- مرکز آمار ایران، ۱۳۹۰. قابل دسترس در سایت www.Amar.sci.org.ir.
- موسوی، س ح و خللیان ص، ۱۳۸۴. بررسی عوامل اثرگذار بر کارایی فنی تولید گندم، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۵۳، صفحه‌های ۴۵ تا ۶۰.
- Ahmed M C, Delgado S, Sverdrup-Jensen and Santos RAV, 1999. Fisheries policy research in developing countries: issues, priorities and needs. *ICLARM Conf. Proc.* 60, 112 p.
- Aigner D, Lovell K and Schmidt P, 1977. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *J Econom* 6:21-37.
- Alabi RA and Aruna MB, 2005. Technical efficiency of family poultry production in Niger-Delta, Nigeria. *J Central European Agricultures* 6(4):531-538.
- Alrwis K N and Francis E, 2003. Technical efficiency of broiler farms in the central region of Saudi Arabia: stochastic frontier approach. *Res. Bult., No. 116, Agric. Res. Center, King Saud Univ.* 5-34.
- Alvarez A and Arias C, 2001. The relationship between technical efficiency and farm size. *Efficiency Series Papers* 5, Workshop on efficiency.
- Bagi F S, 1982. Relationship between farm size and technical efficiency in west Tennessee agriculture. *Southern Journal of Agricultural Economics* 14 (1): 139-144.
- Bozoglu M and Ceyhan V, 2007. Measuring the technical efficiency and exploring the inefficiency determinants of vegetable farms in Samsun province Turkey. *Agricultural Systems* 94: 649-656.
- Delgado C and Courbois C, 1998. Trade-offs among fish, meat, and milk demand in developing countries from the 1970s to the 1990s. *Proceedings of the IXth Biennial Conference of the International Institute of Fisheries Economics and Trade--IIFET 98, July 7-11, Tromsø, Norway: University of Tromsø, Norwegian School of Fisheries.*
- Dlamini S, Rugambisa JI, Masuku MB and Belete A, 2010. Technical efficiency of the small scale sugarcane farmers in Swaziland: a case study of Vuvulane and Big bend farmers. *African Journal of Agricultural Research* 5 (9):935-940.
- Denny M, Fuss Mand Waverman L, 1981. The measurement and interpretation of total factor productivity in regulated industries, with application to Canadian telecommunications. *Academic Press, New York.* 179-218.
- FAO, 2012. The state of world fisheries and aquaculture (209 pages).
- Ekunwe PA and Emokaro CO, 2009. Technical efficiency of catfish farmers in Kaduna, Nigeria. *Journal of Applied Sciences Research* 5(7): 802-805.
- Gravis P J, Bonroy O and Couture S, 2006. Economies of scale in the Canadian food processing industry, *MPRA paper No. 64.*
- Griffin RC, Montgomery J M and Rister M E, 1987. Selecting Functional form in production Analysis. *Western Journal of Agricultural economics* 12:216-227.
- Hannula M, 2002. Total productivity measurement based on partial productivity ratios. *International Journal of Production Economic* 78:57-67.
- Helfand SM and Levine E S, 2004. Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West. *Agricultural Economics* 31:241-249.

- Huq A and Arshad M, 2010. Technical efficiency of Chili production. *American Journal of Applied Sciences*. 7 (2):185-190.
- Idiong IC, Onyenweaku E, Christian O, Susan B and Damian A I 2007. Estimation of farm level technical efficiency in small scale swamp rice production in Cross River State of Nigeria: astochastic frontier approach. *World Journal of Agriculture Sciences* 3(5): 653-658.
- Nauges C, Donnell O and Quiggin J. 2011. Uncertainty and technical efficiency in finnish agriculture. *European Review of Agricultural Economics* 38(4):449-467.
- Okoye B C, Agbaeze C C, Asumugha G N, Aniedu OC and Mbanaso E N A, 2009. Small is beautiful: Emperical evidence of an inverse relationship between farm size and productive efficiency in small-holder cassava production in Iideato North LGA of Imo state. National Root Crops Research Institute, Umudike, Abia State.
- OtitojuM A, and Arene C J, 2010. Constraints and determinants of technical efficiency in medium- scale soybean production in Benue state, Nigeria. *African Journal of Agricultural Research* 5 (17): 2276-2280.
- Williams MJ, 1999. The role of fisheries and aquaculture in the future supply of animal protein. *Sustainable Aquaculture: Food for the future?* pp 5-18. Balkerma, Rotterdam.

Relationship between total factor productivity and fish farming size of Kamyaran county

Gh Dashti^{1*}, L Alikhani² and J Hosseinzad¹

Received: January 21, 2014

Accepted: March 05, 2014

¹Associate Professor, Department of Agricultural Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran

²Former Student, Department of Agricultural Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran

*Corresponding Author: E-mail: E-mail: Dashti-g@Tabrizu.ac.ir

Abstract

Farm size is one of the important and effective factors on economic activity of producing units. The purpose of this study is analyzing the impact of farm size on total productivity of fish farming in Kamyaran county. Data were collected by filling 55 questionnaires from fish farming units in 2012. Selection and estimation generalized quadratic production function indicated that food, labor and fry have significant effect on fish production. Also, Kendrick productivity index showed that for a unit of total input, the production will be about 2.5 unit. Productivity function implies that farm size and utilization of progressive technology have positive impact on productivity. For economically using of available resources in this region, it is recommended to increase farms size and utilize progressive technologies.

Keywords: Farm size, Fish farming units, Kamyaran, Kendrick index, Productivity