تحلیل کارایی فنی واحدهای پرورش ماهی به روش تابع مرزی تصادفی و نقش هوادهی بر آن (مطالعه موردی: مجتمع پرورش ماهی آزادگان)

سیدمحمدجواد افضلی[۱]، امیرحسین منتظرحجت[۲]، محمدجواد شیخداودی[۳]، نعیم لویمی[۴]

[۱] محقق مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان، مؤسسه تحقیقات فنی و مهندسی کشاورزی، اهواز، ایران؛ آدرس پست الکترونیکی: moja_afzali@yahoo.com

[۲] استادیار دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران؛ آدرس پست الکترونیکی: a.mhojat@gmail.com

[۲] استاد گروه مهندسی بیوسیستم، دانشکده کشاورزی دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران؛ آدرس پست الکترونیکی: javad1950@yahoo.com

[۲] عضو هیأت علمی مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان، مؤسسه تحقیقات فنی و مهندسی کشاورزی، اهواز، ایران آدرس پست الکترونیکی: n1584m@yahoo.com

چکیده

این تحقیق با هدف وضعیت مصرف عوامل تولید در پرورش ماهیان گرمابی و نقش هوادهی بر افزایش میزان تولید با استفاده از تابع مرزی تصادفی انجام گرفت. به منظور تعیین تابع تولید مناسب، سه تابع کاب‌داگلاس، ترانسندنتال و ترانسلوگ مقایسه شدند. اطلاعات مربوط به عوامل تولید واحدها شامل میزان تراکم ماهی، غذای کنستانتره، جو، کود، تعداد کارگر و سطح زیر کشت و متغیر وابسته وزن ماهی تولیدی در هکتار طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴ جمع‌آوری گردید. نتایج نشان داد که تابع ترانسندنتال با ضریب تبیین ۹۹/۷۵ کارایی فنی را بهتر از سایر روش‌ها تخمین زد. همچنین میزان کنستانتره بیش از حد مورد نیاز بود. میزان مصرف نهاده‌های تراکم، کود، جو، نیروی کاری در محدوده اقتصادی تولید بوده و با افزایش هر یک درصد از هر کدام میزان تولید به ترتیب ۰/۲۸، ۰/۰۰۶۲، ۰/۰۰۲۴ و ۰/۰۵۴ درصد یافت. بنابراین مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر افزایش تولید به ترتیب افزایش نیروی کاری و کود می‌باشد. هوادهی نیز سبب افزایش ۷ درصد در تولید گردید ولی تأثیر معنی‌داری بر میزان کارایی فنی نداشت.

کلمات کلیدی: کارایی فنی، تابع مرزی تصادفی، هوادهی، پرورش ماهی

.

Analysis of technical productivity of fish growing units by Stochastic Frontier Approach (SFA) and roll of aeration on it (Case study: Integrated of azadegan fish growing)

Seied Mohammad Javad Afzali[1], Amir Hosein Montazerhojjat[2], Mohammad Javad Sheikhdavodi[3], Naeim Loveimi[4]

[1] Researcher of Engineering Research Department, Khuzestan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Ahvaz, Iran. Email: moja_afzali@yahoo.com
[2] Associate Professor of Department of economy, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran. Email: a.mhojat@gmail.com
[3] Professor of Department of Biosystem Engineering, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran.Email: javad1950@yahoo.com
[4] Faculty member of Engineering Research Department, Khuzestan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Ahvaz, Iran. Email: n1584m@yahoo.com

ABSTRACT

This research was carried out with the aim of situation of applying inputs at warm water fish growing by SFA method. In order to determine suitable production function three type of them included of Cobb-Douglas, Transcendental & Translog are compared together. Information of units included of fish density, constantrate food, barley, fertilizer, labour number & planted area as inputs and final weight of fishes per hectare as outputs collected from years 2012-2015. The results showed that transcendental function earned the best estimation of technical productivity with R^2=99.75. Also the amount of consumed constantrate material was more than required rate of it. The rate of density, fertilizer, barley & labour were at economical range and 1% increase of them caused to 0.28, 0.0062, 0.0024 & 0.054 increasing of output, respectively. Therefor the main factors effecting on increasing of production were increasing of labour number and fertilizer rate, respectively. Also, Aeration caused to production increased 7% however it couldn't effect on technical productivity.

Keywords: Technical Efficiency, Stochastic Frontier Approach (SFA), Aeration, Fish growing

۱- مقدمه

محدودیت منابع و امکانات تولید از زمان‌های گذشته تا عصر کنونی که عصر اطلاعات، فرامدرن و توسعه چشمگیر علم و فن است، همواره مطرح بوده و در آینده نیز با حدت فزونتری خود را بر شرایط اقتصادی تحمیل خواهد نمود. از این رو استفاده بهینه از امکانات و منابع در دسترس و ارتقای کارایی برای دستیابی به رفاه و پاسخگویی به انتظارات و نیازهای رو به رشد انسان‌های متفاوت از گذشته به یک مسأله بسیار مهم و حیاتی مبدل گشته است (Rahimi Soreh & Sadeghi, 2004).

کارایی فنی نشان‌دهنده میزان توانایی یک بنگاه در حداکثرسازی تولید با توجه به عوامل تولید مشخص می‌باشد. به طور کلی دو روش برای اندازه‌گیری کارایی وجود دارد. یکی روش تحلیل فراگیر داده‌ها[1](DEA) و دیگری روش تحلیل تابع مرزی تصادفی[2](SFA) است. در روش تحلیل پوششی داده‌ها که ساده‌ترین روش سنجش کارایی است، به طور کلی عملکرد هر بنگاه با بهترین عملکرد بنگاه‌های موجود در آن صنعت مقایسه می‌شود. بدین صورت که با استفاده از برنامه‌ریزی خطی فرض می‌شود که خطاهای اندازه‌گیری در مورد تمام متغیرها ناچیز است و تفاوت در میزان تولید بنگاه‌های مختلف تنها ناشی از تفاوت در کارایی آنها است. بنابراین در این روش فرض خاصی در مورد توزیع احتمال جزء ناکارایی در نظر گرفته نمی‌شود. روش‌های اندازه‌گیری در رهیافت ناپارامتری بر مبنای مدل آماری نیستند و هیچ خاصیت آماری برای تخمین ندارند. از این رو از برخی نقطه‌نظرات، عدم مزیت‌های قابل توجهی دارند برخلاف روش DEA که تفاوت در عملکرد بنگاه‌ها تنها به کارایی نسبت داده می‌شود در روش‌های پارامتری تأثیر عوامل تصادفی از اثرات کارایی جدا می‌شود (Greene, 1997). روش تحلیل تابع مرزی تصادفی با کمک مدل‌های اقتصادسنجی و

[1]- Data Envelopment Analysis (DEA)
[2]- Stochastic Frontier Approach

تئوری‌های اقتصاد خرد به تخمین کارایی واحدها می‌پردازد. به عبارت دیگر در روش SFA تابع تولید مرزی که نشان‌دهنده مکان هندسی واحدهای کارا می‌باشد با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی تخمین زده شده و براساس آن ناکارایی واحدها اندازه‌گیری می‌شود. این مدل‌ها اولین بار توسط Aigner, Lovell & Schmidt (1977) معرفی شد و سپس توسط سایر محققین توسعه یافت. از آنجایی که این روش به تخمین تابع تولید می‌پردازد لذا مشخص کردن نوع خاصی از تابع تولید در ابتدای کار لازم است. در رهیافت پارامتری امکان استنباط آماری در مورد معنی‌داری یا غیرمعنی‌دار بودن مقادیر برآوردی وجود دارد.

اگر در پژوهشی صرفاً یک رهیافت (پارامتری یا غیرپارامتری) مد نظر قرار گیرد. با توجه به ویژگی‌های ذاتی بخش کشاورزی و منابع طبیعی (غیرقابل کنترل بودن برخی عوامل، وجود خطاهای تصادفی بیشتر نسبت به سایر بخش‌ها و تأثیرپذیری از عوامل محیطی و جغرافیایی و ...) رهیافت پارامتری نسبت به رهیافت ناپارامتری ارجحیت دارد (Rahimi Soreh & Sadeghi, 2004).

درخصوص کاربرد این روش در بخش‌های مختلف کشاورزی تحقیقاتی انجام گرفته است. در یک مطالعه در استان خراسان مقایسه کارایی فنی مزارع کوچک و بزرگ زعفران با سه فرم تابعی کاب‌داگلاس، ترانسندنتال و ترانسلوگ انجام شد.کشش‌های تولیدی محاسبه شده نشان داد که بزرگ‌مالکان در استفاده از نهاده‌ها عملکرد بهتری از خود نشان دادند. ۴۹ درصد از مزارع کوچک و ۱۸ درصد از مزارع بزرگ تولید در سطح ناکارای تولید فعالیت داشتند (Mohtashami et al., 2016).

در تحقیقی دیگر میزان کارایی فنی عوامل تولید محصول زیتون در استان زنجان بررسی شدند و دو تابع تولید کاب‌داگلاس و ترانسندنتال مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد تابع کاب‌داگلاس برای تخمین میزان کارایی فنی مناسب‌تر بود. بررسی کشش تولید نشان داد نهاده‌های درختان بارور، نیروی کار، ماشین‌ها، آب و سم به ترتیب دارای کشش ۱/۱۶، ۰/۹، ۰/۲-، ۱/۹۱ و ۲/۶۸- بودند (Rejaie, & Ketabian, 2014).

در تحقیقی دیگر کاربرد روش تابع تولید مرزی تصادفی با روش تحلیل فراگیر داده‌ها برای تعیین کارایی واحدهای تولید رب گوجه‌فرنگی در استان فارس نشان داد که آثار ناکارایی فنی دارای توزیع تصادفی نبود و کارایی فنی به روش تابع مرزی تصادفی تخمین‌ناپذیر بود ولی با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها مشخص شد که کاهش ۶۱ درصدی سرمایه، ۳۶ درصدی نیروی کار، ۴۳ درصدی سطح زیربنا و ۵۸ درصدی زمین در سطح استان نه تنها سطح تولید رب گوجه‌فرنگی را کاهش نمی‌دهد بلکه تولید هدف را ۱/۶۶ درصد می‌افزاید (Mohammadi, 2011).

هر چند که روش‌های پارامتری سنجش کارایی فنی در مطالعات اقتصاد کشاورزی انجام شده ولی درخصوص صنعت پرورش ماهی مطالعه زیادی صورت نگرفته است. این تحقیق با هدف تعیین میزان کارایی مزارع پرورش ماهی گرمابی و همچنین اثر هوادهی بر میزان کارایی فنی مزارع پرورش ماهی گرمابی انجام گرفت.

۲- مواد و روش‌ها

در مزارع پرورش ماهی آزادگان واقع در ۱۰ کیلومتری جاده اهواز- آبادان با مختصات جغرافیایی "۵۱/۱۷ ˊ۳ ˚۳۱ شمالی و "۵۳/۷۸ ˊ۳۶ ˚۴۸ شرقی اجرا گردید (شکل ۱). این مجتمع شامل ۴۴ مزرعه پانزده هکتاری و ۴۶ مزرعه چهل هکتاری بوده و در مجموع حدود ۲۵۰۰ هکتار مساحت دارد.

در این قسمت اطلاعات مربوط به وضعیت میزان نهاده‌ها و میزان تولید هر پرورش‌دهنده، از طریق جداول تکمیل‌شده توسط بهره‌برداران مجتمع طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴ (چهار سال) که در بخش مدیریت مجتمع موجود بود جمع‌آوری گردید.

نهاده‌های ورودی شامل میزان تراکم ماهی، غذای کنسانتره، جو، کود، تعداد کارگر و سطح زیر کشت و متغیر وابسته وزن ماهی تولیدی در هکتار بود.

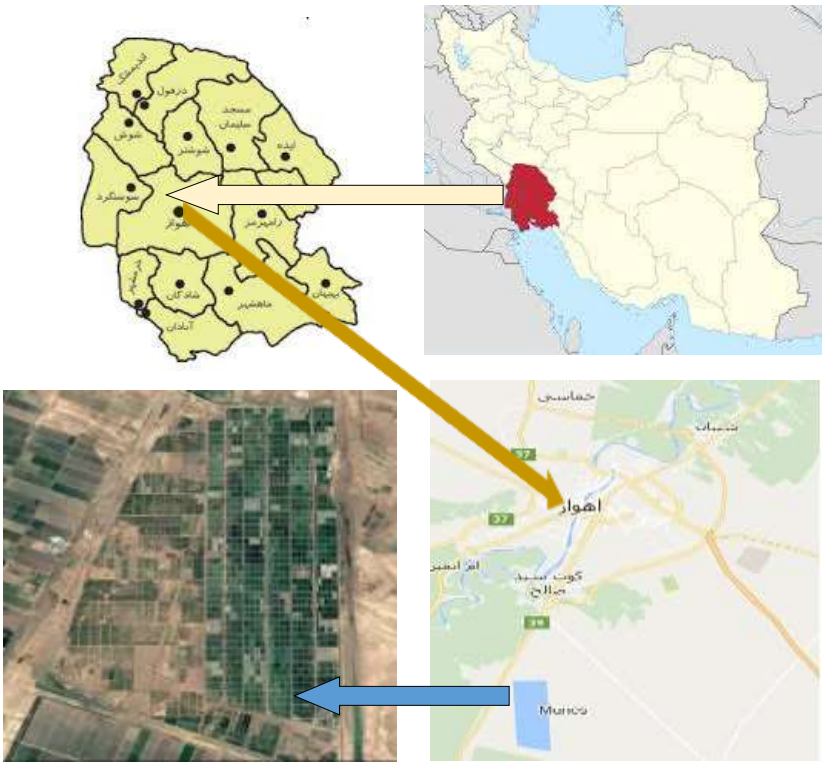

Figure 1. Geographical location of the research site
شکل ۱- موقعیت جغرافیایی محل اجرای تحقیق

به منظور تعیین کارایی تولید به روش پارامتریک باید ابتدا نوع تابع مرزی مناسب مشخص گردد. تابع تولید مرزی تصادفی را می‌توان به صورت رابطه ۱ تعریف نمود:

$$\ln Y_i = \ln F(X_i, \beta) + \varepsilon_i \qquad \varepsilon_i \geq 0 \qquad i = 1,2,3,..., N \qquad (۱)$$

که در آن: Y_i محصول به دست آمده واحد iام، X_i بردار غیرتصادفی نهاده‌ها و β بردار پارامترهای نامعلوم و ε_i می‌توان ناکارایی واحدها است. با توجه به اینکه تحقیق حاضر در چهار سال اجرا گردید متغیر زمان در کلیه روابط اعمال گردید.

$$\ln Y_{it} = \ln F(X_{ti}, \beta) + (V_{it} - U_{it}) \qquad t=1,2,3,4 \qquad i = 1,2,3,..., N \qquad (۲)$$

که در آن t نشان‌دهنده سال نمونه‌برداری می‌باشد.

ساختار کلی مدل مرزی تصادفی در شکل ۲ آورده شده است که در آن فعالیت دو واحد به ترتیب مقدار X_A و X_B نهاده ورودی و y_A و y_B خروجی داشته‌اند ولی مقادیر خروجی که مدل برای آنها تخمین می‌زند $\dot{y}_A$ و $\dot{y}_B$ هستند. این اختلاف به علت ناکارایی فنی واحد تولیدی بوده که سبب شده مقادیر تولیدی کمتر از مقادیر مطلوب مدل باشد. این مقدار همواره مثبت می‌باشد. مقادیر $\dot{y}_A$ و $\dot{y}_B$ در اطراف مقدار تابع مرزی قطعی[1] بوده و مقادیر آن می‌تواند مثبت یا منفی باشد که بستگی به عوامل محیطی دارد.

[1]- Deterministic Frontier

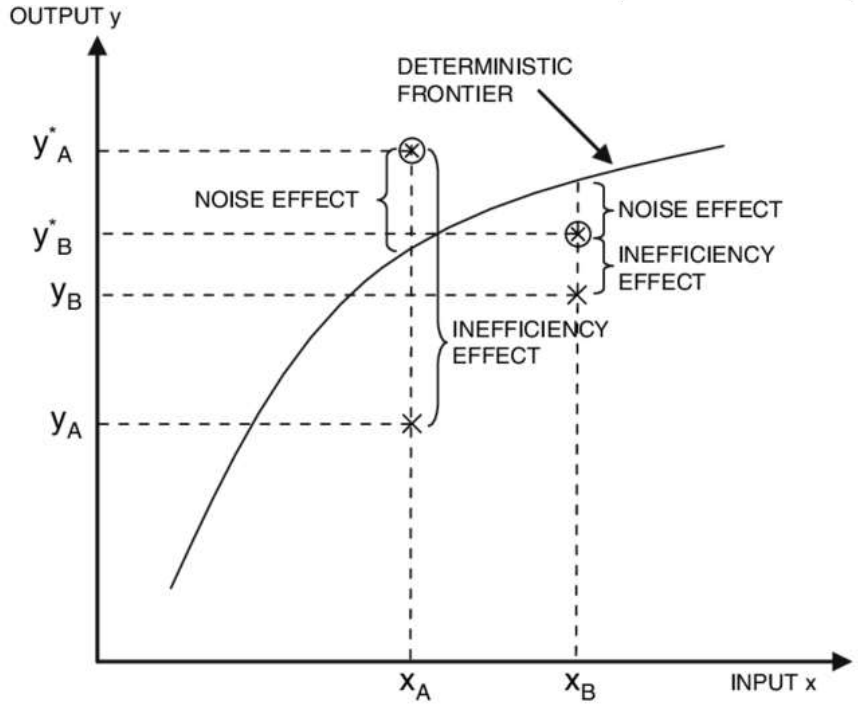

Figure 2. SFA function

شکل ۲- تابع تولید مرزی تصادفی

علت تفاوت بین تولید واقعی و تولید مرزی شامل دو عامل عدم کارایی فنی و جزء اخلال عوامل تصادفی می‌باشد (Bagherzadeh, 2010):

$$\varepsilon_i = V_i - U_i \qquad (۳)$$

که در آن: V_i جزء اخلال می‌باشد و به علت عوامل تصادفی خارج از کنترل و خطاهای اندازه‌گیری متغیرها می‌باشد. این پارامتر دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_V^2 می‌باشد. اما جزء U_i متغیر تصادفی غیرمنفی است که به عدم کارایی بنگاه اشاره دارد و دارای توزیع نیم‌نرمال (فقط مقادیر مثبت) و واریانس σ_u^2 می‌باشد (میوزن و وان دن بروک[1] ۱۹۷۷). اگر $\sigma_V^2=0$ باشد تفاوت بین تولید مرزی و واقعی تنها ناشی از عدم کارایی فنی خواهد بود و هنگامی که $\sigma_U^2=0$ باشد بیانگر آن است که علت تفاوت بین تولید مرزی و واقعی تنها ناشی از عوامل تصادفی می‌باشد.

به دلیل اینکه در زمینه پرورش ماهی کپور در کشور مطالعه‌ای انجام نشده بود از سه تابع کاب‌داگلاس[2] ترانسندنتال[3] و ترانسلوگ[4] استفاده نموده و مناسب‌ترین آنها انتخاب گردید. شکل کلی این توابع در جدول ۱ آورده شده است (Debertin, 1986). برای آزمون تفاوت کارایی واحدهای استفاده‌کننده و عدم استفاده‌کننده از هواده، از یک متغیر مجازی[5] استفاده شد و به روابط مندرج در جدول ۱ افزوده گردید.

جدول ۱- توابع مورد بررسی در تحقیق

Table 1. Functions used in this research

Function form	Function name
$\ln F(X_i,\beta) = \ln\beta_0 + \sum_i \beta_i \ln X_i$	Cobb-Douglas
$\ln F(X_i,\beta) = \ln\beta_0 + \sum_i \beta_i \ln X_i + \sum_i \beta_i X_i$	Transcendental
$\ln F(X_i,\beta) = \ln\alpha + \sum_{i=1}^{n}\beta_i \ln X_i + \sum_{i=1}^{n}\gamma_{ii}\ln(X_i)^2 + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\gamma_{ij}(\ln X_i)(\ln X_j)$	Translog

[1]- Meusen and Van den Broeck
[2]- Cobb-Douglas
[3]- Transcendental
[4] - Translog
[5]- Dummy variable

برای تخمین این نوع معادلات می‌توان از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)[1] استفاده نمود.

در روش حداقل مربعات معمولی برای مقایسه توابع تولید از آزمون F حداقل مربعات مقید استفاده می‌شود. مقدار F از رابطه ۴ محاسبه شد (Gugariti, 2012).

$$F = \frac{(R_{ur}^2 - R_r^2)/M}{(1-R_{ur}^2)/(N-K)} \quad (۴)$$

که در آن: R^2_{ur} و R^2_r به ترتیب بیانگر ضریب تعیین رگرسیون‌های غیر مقید (ترانسندنتال یا ترانسلوگ) و مقید (تابع کاب‌داگلاس)، N تعداد مشاهدات، K تعداد پارامترها در رگرسیون غیرمقید و M تعداد متغیرهای اضافه شده در مدل غیرمقید هستند. درصورتی که مقدار F به دست آمده از مقدار $F_{(p,n,\alpha)}$ جدول (که در آن n تفاضل تعداد پارامترهای تابع غیرمقید و مقید، n تفاضل تعداد مشاهدات و تعداد پارامترهای تابع غیرمقید و α سطح معنی‌داری می‌باشد که در این تحقیق ۰/۰۵ درنظر گرفته شد.) کمتر باشد تابع مقید و درغیراین‌صورت تابع غیرمقید به عنوان تابع برتر معرفی می‌گردد.

روش دیگر استفاده از روش حداکثر درستنمایی[2] می‌باشد. با توجه به توزیع‌های درنظر گرفته شده برای V_i و U_i داریم (Bagherzadeh, 2010):

$$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \qquad \sigma^2 = \sigma_U^2 + \sigma_V^2 \quad (۵)$$

طبق روابط ۴ و ۵ با توجه به آنکه ε_i بین صفر و یک است می‌توان بیان داشت اگر ε_i=۰ باشد نشان‌دهنده آن است که تمام تغییرات تولید و اختلاف بین واحدهای تولیدی، مربوط به عوامل خارجی است و نمی‌توان کارایی فنی را به دست آورد و اگر ۰<ε_i<۱ باشد قسمتی از جمله خطا مربوط به عواملی است که تحت کنترل مدیر است.

با قرار دادن مقادیر Log-likelihood توابع مرزی تصادفی برآورد شده در رابطه ۶ مقدار آماره خی‌دو[3] به دست می‌آید. چنانچه مقدار آن از مقدار خی‌دو جدول با ضرایب p (تفاوت تعداد پارامترها در توابع غیرمقید و مقید) و α (سطح معنی‌داری) بیشتر باشد نشانه برتری مدل غیرمقید می‌باشد.

$$LR = -2[Loglikelihood(H_0) - Loglikelihood(H_1)] \quad (۶)$$

که در آن: آماره LR حداکثر درستنمایی، H_0 فرضیه صفر (مدل مقید که در این تحقیق تابع کاب‌داگلاس می‌باشد) و H_1 فرضیه یک (مدل غیرمقید که در این تحقیق تابع ترانسندنتال و ترانسلوگ می‌باشند) است.

پس از انتخاب تابع تولید مناسب، کارایی فنی را می‌توان برای هر یک از مزارع با استفاده از محاسبه امید ریاضی U_i به شرط ε_i به صورت رابطه ۷ نشان داد (Jandrw, 1982).

$$U_i = E(u_i / \varepsilon_i) = \frac{f^*(\varepsilon\varepsilon\gamma^{-1})}{f(\varepsilon_i\gamma\sigma^{-1})} - \frac{\varepsilon_i\gamma}{\sigma} \quad (۷)$$

که در آن: f* و f به ترتیب بیانگر تابع چگالی نرمال استاندارد و تابع توزیع نرمال استاندارد می‌باشند.

در نهایت کارایی فنی بنگاه‌ها از رابطه ۸ به دست می‌آید (Battese, 1993):

$$TE_i = \exp(-U_i) \quad (۸)$$

محاسبات مربوط به اندازه‌گیری کارایی با استفاده از نرم‌افزار NLOGIT5 انجام گرفت.

۳- نتایج و بحث

در ابتدا لازم بود از بین توابع تولید مرزی تصادفی مختلف مناسب‌ترین تابع انتخاب گردد بدین منظور سه تابع کاب‌داگلاس، ترانسندنتال و ترانسلوگ با یکدیگر مقایسه شدند و با استفاده از آزمون حداکثر درستنمایی (LR) مناسب‌ترین مدل انتخاب گردید. به منظور بررسی تأثیر هوادهی بر تابع تولید از یک متغیر مجازی استفاده گردید. نتایج مربوط به ضرایب توابع مرزی تصادفی مورد استفاده در جدول‌های ۲ تا ۴ آورده شده است. متغیرهای توضیحی مورد استفاده شامل تراکم کشت در هکتار (D)، میزان کود مصرفی بر حسب کیلوگرم بر هکتار (F)، مقدار کنستانتره مصرفی بر

[1]- Ordinary Least Squares
[2]- Maximum Likelihood
[3]- Chi-Squre

حسب کیلوگرم بر هکتار (C)، مقدار جو مصرفی بر حسب کیلوگرم بر هکتار (B)، تعداد نیروی کاری بر حسب نفر (W) و سطح زیر کشت بر حسب هکتار (A) بودند.

جدول ۲- ضرایب و معنی‌داری متغیرهای مورد استفاده در تابع کاب‌داگلاس

Table 2. Coefficients and significant situation of variables used at cobb-douglas function

t index	Standard of error	coefficient	Parameters
-2.50	0.554	-1.38 **	constant
3.53	0.022	0.08 ***	Dummy variable
5.83	0.067	0.39 ***	LD
1.49	0.014	0.02	LF
0.39	0.014	0.005	LC
0.63	0.009	0.006	LB
2.55	0.026	0.07 **	LW
-4.79	0.035	-0.17 ***	LA
3.41	0.219	0.75 ***	γ
3.25	0.018	0.06 ***	σ
	1.7337		$\sum e^2$
	99.73		R^2
	192.75		LL

* significant at 10% level, ** Significant at 5% level, *** Significant at 1% level

جدول ۳- ضرایب و معنی‌داری متغیرهای مورد استفاده در تابع ترانسندنتال

Table 3. Coefficients and significant situation of variables used at Transcendental function

t index	Standard of error	coefficient	Parameters
-2.04	7.726	-15.80 **	constant
3.19	0.023	0.07 ***	Dummy variable
-1.60	0.0004	-0.0006	D
-0.58	0.00002	-0.00001	F
-0.77	0.00003	-0.00002	C
1.15	0.000001	0.000001	B
-0.64	0.023	-0.015	W
-1.95	0.027	-0.05 *	A
2	1.108	2.22 **	LD
1.40	0.014	0.02	LF
0.52	0.016	0.01	LC
0.09	0.021	0.002	LB
1.39	0.079	0.11	LW
1.61	0.457	0.74	LA
2.52	0.246	0.62 **	γ
2.14	0.022	0.05 **	σ
	1.4828		$\sum e^2$
	99.75		R^2
	199.43		LL

* significant at 10% level, ** Significant at 5% level, *** Significant at 1% level

جدول ۴- ضرایب و معنی‌داری متغیرهای مورد استفاده در تابع ترانسلوگ

Table 3. Coefficients and significant situation of variables used at Translog function

t index	Standard of error	coefficient	parameters	t index	Standard of error	coefficient	Parameters
-1.31	0.28	-0.36	LFA	-1.41	66.43	-93.38	constant
-2.38	0.16	-0.38 **	LCB	2.38	0.02	0.05 **	Dummy variable
0.48	0.26	0.12	LCW	1.12	14.50	16.24	LD
0.99	0.24	0.24	LCA	-0.83	1.55	-1.28	LF
1.98	0.28	0.56 **	LBW	-0.31	3.27	-1.01	LC
-0.54	0.21	-0.11	LBA	3.24	2.18	7.07 ***	LB
-0.95	0.59	-0.57	LWA	0.74	3.62	2.66	LW
-0.90	4.37	-3.95	LD2	-1.10	4.06	-4.48	LA
1.95	0.07	0.13 *	LF2	0.26	0.41	0.11	LDF
-1.04	0.12	-0.12	LC2	0.82	0.79	0.65	LDC
-0.15	0.11	-0.02	LB2	-2.42	0.58	-1.42 **	LDB
-0.44	0.65	-0.29	LW2	-1.62	0.89	-1.43	LDW
-0.51	1.39	-0.71	LA2	1.51	1.10	1.65	LDA
1.15	0.35	0.40	γ	1.38	0.12	0.16	LFC
0.77	0.04	0.03	σ	0.31	0.13	0.04	LFB
				0.15	0.18	0.03	LFW
					1.018		$\sum e^2$
					99.80		R^2
					223.04		LL

* significant at 10% level, ** Significant at 5% level, *** Significant at 1% level

مقایسه دو به دویی بین سه تابع کاب‌داگلاس، ترانسندنتال و ترانسلوگ انجام گرفت که بر اساس آن مقایسه بین دو الگوی کاب‌داگلاس (مدل مقید) با مدل ترانسلوگ (مدل غیر مقید) نشان داد که مقدار F حاصله برابر با ۵/۱۷ و بیشتر از مقدار $F_{(21,154,0.05)}$ (معادل با ۰/۵۴) بود. در نتیجه مدل ترانسلوگ نسبت به کاب‌داگلاس برتری داشت. آزمون حداکثر درستنمایی (LR) نیز نشان داد که مقدار به دست آمده ۶۰/۵۸ بود و از مقدار خی‌دو جدول (معادل ۳۲/۶۷) بیشتر بود و نشان‌دهنده برتری این مدل بود. همچنین تعداد پارامترهای معنی‌دار در این مدل بیشتر از مدل کاب‌داگلاس بود (در مدل کاب‌داگلاس ۵ و در مدل ترانسلوگ ۶ پارامتر معنی‌دار). مقدار ضریب تبیین نیز در این مدل بیشتر از مدل کاب‌داگلاس بود (جدول ۴).

مقایسه بین دو الگوی کاب‌داگلاس (مدل مقید) با مدل ترانسندنتال نشان داد که مقدار F حاصله برابر با ۴/۷۵ بود و از مقدار $F_{(6,169,0.05)}$ جدول (معادل ۰/۲۷) بیشتر بود. آزمون حداکثر درستنمایی نیز تأییدکننده برتری این مدل بود و مقدار LR حاصله ۱۳/۳۶ بود و از مقدار خی‌دو جدول (معادل ۱۲/۵۹) بیشتر بود و نشان‌دهنده برتری معنی‌دار این مدل در سطح احتمال ۵ درصد بود. میزان ضریب تبیین در این مدل ۹۹/۷۵ و بالاتر از مدل کاب‌داگلاس بود. تعداد ضرایب معنی‌دار آن نیز ۶ عدد بود و از ضرایب مدل کاب‌داگلاس یکی بیشتر بود.

از بین دو مدل ترانسندنتال و ترانسلوگ هر چند که ضریب تبیین مدل ترانسلوگ کمی بالاتر بود ولی مقدار $\boldsymbol{\gamma}$ معنی‌دار نبود و بنابراین قادر به تفکیک عوامل محیطی و عوامل فنی مؤثر بر مدل نبود. بنابراین مدل ترانسندنتال به عنوان برترین مدل انتخاب شد.

چون مقادیر پارامترها در تابع ترانسندنتال به گونه‌ای مستقیم قابل تفسیر نیست، از کشش‌های نهاده با توجه به مقادیر نهاده‌ها برای تفسیر استفاده می‌شود. کشش تولید نهاده نشان می‌دهد که در اثر تغییر یک درصد در میزان مصرف نهاده، مقدار تولید چند درصد تغییر خواهد کرد. ضمن اینکه با استفاده از کشش‌های تولید نهاده می‌توان نواحی تولید را برای هر نهاده معلوم کرد. بدین ترتیب منطقی بودن فعالیت پرورش‌دهندگان ماهی در مصرف هر یک از نهاده‌ها نیز مشخص می‌شود. مقادیر منفی نشان‌دهنده کشش منفی نهاده تولیدی و استفاده آن در ناحیه سوم تولید می‌باشد. مقادیر بین صفر و یک فعالیت در ناحیه دوم و اقتصادی تولید را نشان داده و مقادیر بزرگتر از یک نشان‌دهنده استفاده مقادیر بسیار کم نهاده و ناحیه اول تولید را نشان می‌دهد.

به منظور تعیین کشش نهاده‌های مختلف مشتق تابع تولید نسبت به هر نهاده گرفته شد و بر تولید متوسط تقسیم گردید. مقدار میانگین هر نهاده در رابطه کشش وارد شد.

در تابع ترانسندنتال شکل کلی تابع برای دو نهاده ورودی به صورت رابطه ۹ می‌باشد:

$$y = A{x_1}^{\propto_1}{x_2}^{\propto_2}e^{\gamma_1 x_1+\gamma_2 x_2} \quad (۹)$$

طبق تعریف تولید نهایی فیزیکی[1](MPP) برای نهاده اول برابر است با:

$$MPP_1 = \frac{\partial y}{\partial x_1} = \left(\frac{\propto_1}{x_1} + \gamma_1\right) y \quad (۱۰)$$

و تولید فیزیکی متوسط[2](APP) برای نهاده اول برابر خواهد بود با:

$$APP_1 = \frac{y}{x_1} \quad (۱۱)$$

در نتیجه کشش تولید (ε) برای نهاده اول برابر خواهد بود با:

$$=\propto_1+\gamma_1 x_1 \varepsilon_1 = \frac{MPP_1}{APP_1} \quad (۱۲)$$

درنتیجه در تابع ترانسندنتال میزان کشش تولید بستگی به مقدار نهاده مورد استفاده دارد (**Bagherzadeh, 2010**).

درصورتی‌که تابع ترانسندنتال به فرم لگاریتمی نوشته شود مقدار $\propto_1$ برابر با ضریب لگاریتم متغیر اول و γ_1 برابر با ضریب متغیر اول خواهد بود. برای سایر متغیرها نیز مقدار کشش با رابطه‌ای مشابه قابل محاسبه می‌باشد. تابع ترانسندنتال به دست آمده از جدول ۳ برابر خواهد بود با:

$$Ly = -15.8 - 0.0006D - 0.00001F - 0.00002C + 0.000001B - 0.015W - 0.05A + 2.22LD + 0.02LF + 0.01LC + 0.002LB + 0.11LW + 0.74LA + 0.07Dummy \quad (۱۳)$$

طبق رابطه ۱۳ هوادهی سبب ۷ درصد افزایش در عملکرد تولید گردید. چون در تابع ترانسندنتال میزان کشش تولید بستگی به مقدار نهاده مورد استفاده دارد. با میانگین‌گیری از میزان نهاده‌های مصرفی و قرار دادن و ضرایب به دست آمده از رابطه ۱۳ و قراردهی آنها در رابطه ۱۲، مقدار کشش هر نهاده به دست آمد (جدول ۵).

جدول ۵- مقادیر کشش تولید در میانگین مقدار نهاده‌ها

Table 5. production elasticity rate of average amount of inputs

Area	Labour	Barley	Constantrate	Fertilizer	Density	Input
-0.24	0.054	0.0024	-0.0057	0.0062	0.28	Average of elasticity

طبق نتایج به دست آمده کنستانتره مصرفی بیش از نیاز اپتیمم بوده و به ازای هر یک درصد اضافه نمودن آن میزان تولید ۰/۰۰۵۷ درصد کاهش خواهد یافت. با افزایش هر یک درصد سطح زیر کشت نیز میزان تولید ۰/۲۴ درصد کاهش یافت. دلیل آن را می‌توان عدم فرصت کافی برای نظارت کافی بر سطوح بزرگ (۴۰ هکتاری) و همچنین امکان کاهش فرصت لازم برای غذادهی و تیمار استخرها و درنتیجه تأخیر در انجام کارها دانست. افزایش سطح درصورتی افزایش تولید را دربردارد که به تناسب آن بتوان از مکانیزاسیون پیشرفته برای تسریع در انجام کارها بهره گرفت. در روش‌های سنتی موجود از تراکتور برای انتقال مواد غذایی انجام شده و سایر کارها به شکل سنتی انجام می‌یابد. هر چند در مزارع بزرگتر تعداد کارگرها افزایش یافت ولی این افزایش به تناسب افزایش سطح نبوده است و تأثیر معنی‌داری بر میزان تولید نداشت. نهاده‌های تراکم، کود، جو و نیروی کاری در محدوده اقتصادی تولید بوده و با افزایش یک درصد از هر کدام میزان تولید به ترتیب ۰/۲۸، ۰/۰۰۶۲، ۰/۰۰۲۴ و ۰/۰۵۴ درصد افزایش خواهد یافت. بنابراین مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر افزایش تولید به ترتیب افزایش مقدار کود و نیروی کاری می‌باشد.

مجموع کشش‌های به‌دست آمده می‌تواند بازده نسبت به مقیاس و در واقع انعطاف تولید را تعیین کند. از نتایج جدول می‌توان دریافت که بازده نسبت به مقیاس در بهره‌برداران مورد بررسی، ۰/۱۲ است. بدین ترتیب اگر تمامی عوامل تولید را ۱۰۰ درصد افزایش دهیم میزان تولید ۱۲ درصد افزایش می‌یابد. میزان کم افزایش تولید می‌تواند به این دلیل باشد که با توجه به اینکه این مراکز به صورت خصوصی فعالیت می‌کنند به تجربه یافته‌اند که در نزدیکی مرز تولید فعالیت داشته باشند.

در ادامه کارایی فنی واحدهای مجتمع اندازه‌گیری شد (جدول ۶). نتایج نشان‌دهنده این بود که بیشترین کارایی مربوط به واحد ۲۸ با مقدار ۰/۹۸۰۶ بود. همان‌گونه که عنوان گردید بالا بودن میزان کارایی فنی به این دلیل است که بهره‌برداران به تجربه یافته‌اند که با چه میزان از کاربرد نهاده‌ها می‌توانند در نزدیکی تابع مرزی تصادفی فعالیت داشته باشند.

به منظور تعیین نقش هوادهی بر کارایی فنی از آزمون تی استفاده گردید (جدول ۷). نتایج نشان داد که هوادهی در سطح ۵ درصد بر این شاخص تأثیر معنی‌داری نداشت. بنابراین با هوادهی نمی‌توان انتظار داشت با مقادیر معینی از نهاده‌ها مقدار تولید را افزایش داد. بنابراین اگر چه هوادهی ممکن

[1]- Marginal Physical Production
[2]- Average Physical Production

است سبب افزایش تولید گردد ولی به همان نسبت عوامل تولید نیز افزایش یافته و نسبت آنها ثابت می‌ماند. این عوامل تولید افزوده شده شامل هواده‌ها و درنظر گرفتن نیروی کاری برای روشن و خاموش نمودن آنها می‌باشد.

جدول ۶- میزان کارایی فنی واحدهای مجتمع پرورش ماهی آزادگان

Table 6. Technical productivity (TP) rates of Integrated of azadegan fish growing units

unit	TP	unit	TP	unit	TP	unit	TP
2	0.9685	26	0.9744	50	0.9676	73	0.9761
4	0.9666	**28**	**0.9806**	51	0.9728	74	0.9746
5	0.9518	29	0.9792	52	0.9666	75	0.9630
6	0.9552	30	0.9697	53	0.9713	76	0.9680
7	0.9494	31	0.9729	54	0.9466	77	0.9733
8	0.9739	32	0.9742	55	0.9716	78	0.9758
9	0.9646	33	0.9663	56	0.9756	79	0.9774
10	0.9701	34	0.9624	57	0.9534	80	0.9558
11	0.9770	35	0.9562	58	0.9737	81	0.9673
12	0.9610	36	0.9766	59	0.9686	82	0.9432
13	0.9694	37	0.9427	60	0.9560	83	0.9635
14	0.9729	38	0.9476	61	0.9549	84	0.9577
15	0.9521	39	0.9706	62	0.9225	85	0.9796
16	0.9653	40	0.9380	63	0.9622	86	0.9673
17	0.9680	41	0.9711	64	0.9724	87	0.9711
18	0.9696	42	0.9306	65	0.9448	88	0.9071
19	0.9696	43	0.9597	66	0.9772	89	0.9706
20	0.9663	44	0.9651	67	0.9556	90	0.9731
21	0.9588	45	0.9799	68	0.9684	91	0.9684
22	0.9651	46	0.9683	69	0.9657	92	0.9696
23	0.9333	47	.9361	70	0.9799		
24	0.9604	48	0.9621	71	0.9697		
25	0.9661	49	0.9333	72	0.9665		

جدول ۷- تجزیه واریانس آزمون تی برای تعیین اثر هوادهی بر میزان کارایی فنی (آزمون t)

Table 7. Analysis of variance for determination of aeration effect on technical productivity rate (t test)

	Number	average	Standard deviation	T value
no aeration	168	0.9613	0.01347	0.117 ^{ns}
aeration	14	0.9609	0.01636	

^{ns}: no significant at P<0.05

۴- نتیجه‌گیری

در واحدهای مجتمع پرورش آزادگان کاربرد کنستانتره بیش از نیاز بوده و به ازای هر یک درصد اضافه نمودن آن میزان تولید ۰/۰۰۵۷ درصد کاهش خواهد یافت. با افزایش هر یک درصد افزایش سطح زیر کشت نیز میزان تولید ۰/۲۴ درصد کاهش یافت. نهاده‌های تراکم، کود، جو، نیروی کاری در محدوده اقتصادی تولید بوده و با افزایش هر یک درصد از هر کدام میزان تولید به ترتیب ۰/۲۸، ۰/۰۰۶۲، ۰/۰۰۲۴ و ۰/۰۵۴ درصد افزایش خواهد یافت. بنابراین مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر افزایش تولید به ترتیب افزایش مقدار کود و نیروی کاری می‌باشد. هوادهی نیز سبب افزایش ۷ درصد در تولید گردید. با توجه به اینکه کاربرد روش‌های پارامتری برای تعیین میزان کارایی فنی واحدهای مختلف زراعی قادر به جداسازی عوامل محیطی از عوامل فنی می‌باشند توصیه می‌گردد در فعالیت‌های کشاورزی از این روش‌ها استفاده شود.

۵- تشکر و قدردانی

بدین‌وسیله از مدیریت محترم مجتمع پرورش ماهی آزادگان به‌دلیل همکاری در اجرای این پژوهش کمال تشکر را دارم.

۶- مراجع

1- Bagherzadeh, A. (2010). *New Concepts in Agricultural Economics*. Volume 1, Urmia University Jihad Publications, 174 pp. (Persian).

2- Battese, G. E. (1993). Frontier production function and technical efficiency: A survey of empirical applications in agricultural economics, *Agricultural Economics, 7*, 185-208.

3- Debertin, L. D. (1986). *Agricultural Production Economics*. Macmillian, New York.

4- Greene, W. H. (1997). *Frontier Production Function, in Handbook of Applied Econometrics* (Vol. II: Microeconomics), Hashem Pesaran, M. and Schmidt, P., Blackwell Publishing Ltd., USA, 81-166.

5- Gugariti, D. N. (2012). *Basics of econometrics. Translated* by: Abrishami, H., Volume 2. Tehran university publication, 438 pp.

6- Jandrw, J., Lovell C. A. K., & Schmidt, M. (1982). On the estimation of technical inefficiency in the Stochastic Frontier Production Model, *Journal of Econometries, 19*, 233-274.

7- Mohammadi, h. (2011). Comparison of Stochastic Frontier Production Function and Data Envelopment Analysis (DEA) Application in Efficiency Analysis of Tomato Paste Industries. *Agricultural Economics and development*, *19*(76), 27-50. (Persian).

8- Mohtashami, T., Karbasi, A., Bahareh Zandi, B., & Gharibi. D. (2016). Economic Analysis and Comparison of Technical Efficiency in Small and Large Saffron Farms of Khorasan Razavi Province. *Saffron Agronomy & Technology*, *4*(2), 119-132. (Persian).

9- Rahimi Soreh, S., & Sadeghi, H. (2004). Factors Affecting the Efficiency and Economics of Scale in Parametric and Nonparametric Approaches (Case Study: Rangeland Projects in Iran). *Journal of Economic Research, 39*(4), 259-291. (Persian).

10- Rejaie, I., & Ketabian, Sh. (2014). Estimation of production function and productivity evaluation of olive inputs in Zanjan province (case study: Taram city). *Applied Economics, 4*(3), 25-35. (Persian).