اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره ۷۸، تابستان ۱۳۹۱

رابطه بین کارایی فنی و اندازه واحدهای مرغداری شهرستان سنقر و کلیایی

دکتر قادر دشتی*[۱]، سمیه یاوری*، دکتر اسماعیل پیش‌بهار* ، دکتر باب‌اله حیاتی*

تاریخ دریافت: ۹۰/۳/۳۱ تاریخ پذیرش: ۹۰/۸/۳

چکیده

طی دهه‌های گذشته، گوشت مرغ به عنوان یک محصول دامی، سریع‌ترین رشد را از نظر تولید، مصرف و تجارت گوشت در جهان داشته است؛ از این‌رو و با توجه به اهمیت تولید گوشت مرغ در حکم یک محصول پروتئینی راهبردی، ضرورت مطالعه ابعاد اقتصادی صنعت طیور نمایان می‌شود. در این بین، با توجه به بازده پایین عوامل تولید و تنوع اندازه واحدهای مرغداری در ایران، بررسی کارایی واحدها و ارتباط آن با اندازه بنگاه‌های تولیدی در راستای بهره‌گیری مطلوب و اقتصادی از منابع موجود ضروری به نظر می‌رسد. مطالعه حاضر نیز با هدف بررسی رابطه بین کارایی فنی و اندازه واحدهای مرغداری شهرستان سنقر و کلیایی در سال ۱۳۸۸ انجام گرفت. داده‌های مورد نیاز مطالعه از طریق تکمیل پرسشنامه از ۱۰۰ واحد مرغداری گوشتی فعال شهرستان سنقر و کلیایی جمع‌آوری گردید. جهت نیل به هدف مطالعه،

* به ترتیب: دانشیار، کارشناس ارشد، استادیار و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

۱. نویسنده مسئول e-mail: dashti-g@tabrizu.ac.ir

از براورد تابع تولید مرزی تصادفی استفاده شد. با تخمین تابع تولید ترانسلوگ مرزی تصادفی، میانگین کارایی فنی ۸۲/۱۷ درصد براورد شد. تحلیل رگرسیونی وجود رابطه مثبت بین کارایی فنی و اندازه واحدهای مرغداری گوشتی شهرستان سنقر و کلیایی را تأیید کرد. بر همین اساس حمایت از واحدهای بزرگ و نیز اعطای تسهیلات و امکانات بیشتر برای گسترش واحدهای کوچک موجود در منطقه توصیه می‌شود.

طبقه‌بندی JEl: C31,D21,D24

کلیدواژه‌ها:

اندازه، تابع مرزی تصادفی، سنقر و کلیایی، کارایی فنی، واحدهای مرغداری گوشتی

مقدمه

کارایی یک واحد تولیدی با اندازه آن در ارتباط است. رابطه بین کارایی فنی و اندازه مزرعه یک زمینه مرسوم از تحقیقات اقتصاد کشاورزی است. در کشورهای توسعه‌یافته این اعتقاد وجود دارد که کشاورزان کوچک ناکارامدند و گاهی اوقات بر این اساس، تمایل برای حذف تدریجی مزارع کوچک وجود دارد. از طریق شواهد موجود در مطالعات تجربی نمی‌توان نظر قطعی داد که کدام یک از مزارع کوچک و یا بزرگ کارامدترند. این یک مسئله مهم با پیامدهای قابل‌توجه در سیاستگذاری کشاورزی است. اگر هیچ رابطه‌ای بین اندازه و کارایی وجود نداشته باشد، بنابراین اندازه یک مزرعه فقط با درآمد کل مزرعه مرتبط می‌شود و کارایی تخصیصی منابع اهمیت ندارد. این رابطه در سیاستهای ارزیابی اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و یا حتی به عنوان زمینه‌ای مشکل‌ساز در کشورهای توسعه‌یافته، قابل‌توجه است. در این خصوص تصمیم‌گیری سیاستمداران در سراسر اتحادیه اروپا نشان می‌دهد که آنان افزایش در اندازه مزرعه را راه‌حل مناسبی برای برخی از مشکلات اعم از بهره‌وری و رفاه پایین خانوار کشاورز می‌دانند (Alvarez and Arias, 2001).

واحدهای مرغداری یکی از انواع مزارع دامی محسوب می‌شوند که فعالیت در آنها طی سالهای اخیر روند رو به رشدی داشته است. این واحدها به شرایطی مانند تولید انبوه، سرمایه‌گذاری‌های بزرگ مقیاس و الگوی بازاریابی مناسب نیاز دارند تا به یک زیربخش کارا در اقتصاد ملی تبدیل شوند. در اغلب کشورهای درحال توسعه، سرمایه‌گذاری‌های زیادی در راستای توسعه تولید گوشت مرغ و تخم‌مرغ صورت می‌گیرد. دولتها برای توسعه فعالیت مرغداری از سیاستهای تشویقی مختلف استفاده می‌کنند که رایجترین آنها، اعطای یارانه به تولیدکنندگان داخلی و کاهش واردات از طریق تعرفه‌هاست (Soliman, 1999).

در ایران نیز تعداد واحدهای مرغداری گوشتی طی سالهای ۱۳۷۴-۸۸ با رشدی معادل ۱۱/۳۳ درصد از ۱۵۱۷۳ به ۱۷۱۹۲ واحد افزایش یافته است. حدود ۳۷/۷۴ درصد واحدهای مرغداری کشور در سال ۱۳۷۴ دارای ظرفیت بیشتر از ۱۰ هزار قطعه بوده که رقم مزبور در سال ۱۳۸۸ به بالغ بر۶۶ درصد رسیده است. تعداد واحدهای مرغداری گوشتی استان کرمانشاه نیز با افزایش ۲۲ درصدی نسبت به سال ۷۴، به ۷۸۵ واحد در سال ۱۳۸۸ رسیده است که متعاقب آن، تولید گوشت مرغ استان نیز از ۴ هزار تن به ۳۰ هزار تن افزایش یافته است که حکایت از افزایش ۷/۵ برابری تولید این محصول در دوره زمانی مذکور دارد (مرکز آمار ایران، ۱۳۸۹).

شهرستان سنقر و کلیایی در شمال شرقی استان کرمانشاه، با داشتن حدود ۱۷ درصد از مرغداریهای گوشتی فعال استان، حدود ۱۰ درصد گوشت مرغ استان را تولید می‌کند(سازمان جهاد کشاورزی استان کرمانشاه، ۱۳۸۹). واحدهای مرغداری گوشتی شهرستان سنقر و کلیایی براساس تعداد و ظرفیت در سال ۱۳۸۸ در جدول ۱ ارائه شده است. چنانکه ملاحظه می‌شود، تنوع ظرفیت واحدها در سطح شهرستان از حدود ۲ هزار قطعه تا حدود ۳۰ هزار قطعه می‌باشد و بیشترین فراوانی مربوط به واحدهای ۳۵۰۰-۵۰۰۰ قطعه‌ای است.

جدول ۱. تعداد و ظرفیت واحدهای مرغداری شهرستان سنقر و کلیایی در سال ۱۳۸۸

ظرفیت (هزار قطعه)	تعداد	درصد	ظرفیت(هزار قطعه)	تعداد	درصد
۳/۵-۲	۳۴	۲۵/۳۲	۱۵-۱۲/۵	۱	۰/۷
۵-۳/۵	۴۹	۳۶/۵	۱۷/۵-۱۵	۱	۰/۷
۷/۵-۵	۹	۶/۷	۲۰-۱۷/۵	۴	۳
۱۰-۷/۵	۲۸	۲۰/۹	۲۰ و بالاتر	۴	۳
۱۲/۵-۱۰	۴	۳	جمع	۱۳۴	۱۰۰

مأخذ: اداره دامپزشکی شهرستان سنقر و کلیایی، ۱۳۸۸

بدین‌ترتیب شهرستان سنقر و کلیایی علی‌رغم داشتن سهم قابل توجه در تعداد واحدها، از جنبه تولید در جایگاه پایین‌تری قرار دارد. ظرفیت پایین مرغداریهای منطقه می‌تواند مهمترین عامل اثرگذار در این راستا باشد، چرا که مطابق جدول ۱، حدود ۶۸ درصد واحدها ظرفیتی کمتر از ۷۵۰۰ قطعه و تنها ۱۱ درصد واحدها بیشتر از ۱۰۰۰۰ قطعه ظرفیت دارند. با توجه به تنوع ظرفیت واحدهای مرغداری در سطح شهرستان(۲ تا ۳۰ هزار قطعه) و بازده پایین عوامل تولید، محاسبه کارایی واحدها و ارتباط آن با اندازه می‌تواند به اقتصادی شدن فرایند تولید گوشت مرغ در منطقه کمک کند.

در مورد کارایی واحدهای تولیدی و رابطه آن با اندازه مزرعه مطالعات متعددی در داخل و خارج از کشور صورت گرفته است. بگی(Bagi, 1982) در بررسی کارایی فنی مزارع ایالت تنسی آمریکا، با تقسیم‌بندی آنها براساس مساحت مزارع به دو گروه و با رهیافت تابع تولید مرزی تصادفی به این نتیجه رسید که متوسط کارایی فنی واحدهای زراعی کوچک و بزرگ تقریباً برابر است.

آلرویس و فرانسیس (Alrwis and Francis, 2003) با طبقه‌بندی واحدهای پرورش جوجه گوشتی عربستان به دو دسته و با تخمین تابع تولید مرزی تصادفی، به اثر مثبت اندازه بر کارایی فنی پی بردند.

هلفند و لوین (Helfand and Levine, 2004) با براورد رابطه رگرسیونی، به وجود رابطه غیرخطیu شکل (ابتدا کاهشی و بعد افزایشی) بین اندازه مزرعه و کارایی مزارع برزیل دست یافتند.

آلابی و آرونا (Alabi and Aruna, 2005) در ارزیابی کارایی فنی 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 حالی‌که آیدیونگ و همکاران (Idiong et al., 2007) در مطالعه کارایی فنی مزارع برنج نیجریه و بزگلو و سیهان (Bozoglu and Ceyhan, 2007) در مطالعه مزارع‌سبزی‌استان‌ساسون‌ترکیه نیز وجود رابطه منفی بین اندازه مزرعه و کارایی را تأیید کردند. اکونوه و امکارو (Ekunwe and Emokaro, 2009) با بررسی کارایی فنی پرورش‌دهندگان گربه ماهی ایالت کادونا در نیجریه دریافتند که تعداد ماهی آزاد و اندازه استخر بر کارایی اثر مثبت دارد. هوک و ارشد (Huq and Arshad, 2010) به اثر منفی اندازه مزارع بر کارایی فنی کشاورزان شیلی اشاره نمودند.

در مطالعات داخل کشور نیز موسوی و خلیلیان (۱۳۸۴) با تخمین تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ و برازش کارایی فنی بر اندازه، به وجود رابطه مثبت بین کارایی و اندازه مزارع گندم شهرکرد طی سالهای ۱۳۷۷-۸۳ پی بردند. محمدی (۱۳۸۷) با تقسیم‌بندی واحدهای مرغداری استان فارس براساس ظرفیت نتیجه گرفت که واحدهای تولیدی بزرگتر دارای کارایی فنی بالاتری می‌باشند. اکبری فرد و مهرابی بشرآبادی (۱۳۸۸) با تخمین تابع تولید مرزی تصادفی کاب- داگلاس دریافتند که بین کارایی فنی و اندازه باغهای پسته استان کرمان رابطه منفی وجود دارد.

مرور مطالعات خارجی و داخلی در مجموع نشان می‌دهد که در ارزیابی کارایی واحدهای تولیدی بخش کشاورزی عمدتاً از رهیافت تابع تولید مرزی تصادفی استفاده شده است. همچنین براساس یافته‌ها و تجربیات فوق، بین اندازه واحد تولیدی و مقدار کارایی فنی رابطه واحد و یکسانی 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. در همین راستا، تحقیق حاضر با هدف بررسی رابطه کارایی فنی و اندازه واحد تولیدی و شناخت عوامل مؤثر بر کارایی واحدهای مرغداری گوشتی شهرستان سنقر و کلیایی انجام گرفته است.

مواد و روشها

نسبت مقدار ستانده به‌دست آمده به حداکثر ستانده قابل حصول از مقدار مشخص نهاده، کارایی فنی واحد را نشان می‌دهد. یک تولیدکننده کارا محسوب می‌شود اگر تولید او روی تابع تولید مرزی قرار بگیرد. بدین‌ترتیب برای محاسبه کارایی لازم است که یک مرز تولید و در واقع حداکثر میزان تولید برای واحد مشخص گردد و کارایی تولید نسبت به آن سنجیده شود. برای تخمین کارایی، رهیافت تابع مرزی تصادفی (SFP)[1] به طور وسیع مورد توجه و استفاده قرار گرفته است. نقطه قوت اصلی SFP پرداختن به خطای تصادفی است و آزمونهای آماری فرضیات مربوط به ساختار تولید و درجه ناکارایی را امکان‌پذیر می‌سازد (Allen et al., 2006). رهیافت‌تصادفی تصدیق می‌کند که عواملی خارج از کنترل تولیدکننده ممکن است به طور قابل ملاحظه‌ای بر کارایی واحد مؤثر باشند. اولین کسانی که تلاش کردند تا این متغیرهای خارج از کنترل مدیر را منظور کنند، ایگنر و همکاران (Aigner et al. 1997) و پس از آنها، میوسن و ون‌دن بروک (Meeusen and Von Den Broeck, 1977) بودند. این رهیافت دو جزء خطا یعنی یک جزء خطای مستقل با عناصر متقارن دوطرفه و یک جزء مستقل یکطرفه را در مدل منظور می‌کند. فرم عمومی تابع تولید مرزی تصادفی به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_i = f(x_i, \beta) + v_i - u_i = f(x_i, \beta) + \varepsilon_i \qquad (۱)$$

1. Stochastic Frontier Production (SFP)

که در آن Y_i مقدار ستانده واحد iام، X_i بردارمقادیر نهاده‌ها، β بردار پارامترها، v_i خطاهای تصادفی مستقل ناشی از عوامل غیرمدیریتی با توزیع نرمال و میانگین صفر و واریانس σ_v^2 و u_i متغیر غیرتصادفی وابسته به ناکارایی فنی در تولید با توزیع نیمه نرمال هستند. مقدار u_i مثبت است، اما v_i امکان دارد هر مقداری داشته باشد(Green, 1997).

با استفاده از رابطه ۱، واریانس جمله خطای مرکب تابع تولید مرزی تصادفی برابر است با:

$$\delta^2 = \delta_u^2 + \delta_v^2 \quad (۲)$$

$$\gamma = \delta_u^2 / \delta_v^2 \quad (۳)$$

بدین‌ترتیب کارایی فنی واحد تولیدی، به صورت رابطه ۴ تعریف می‌شود:

$$TE = Y_i / Y_i^* = \exp(-u) \quad (۴)$$

در بررسی رابطه اندازه واحد و کارایی فنی در مطالعات مختلف از روشهای زیر استفاده شده است:

۱. ابتدا واحدها براساس اندازه واحد، طبقه‌بندی می‌گردند و سپس میانگین کارایی برای طبقات محاسبه می‌شود. این روش را بگی (Bagi, 1982)،آلرویس و فرانسیس (Alrwis and Francis, 2003) و محمدی(۱۳۸۷) به کار بردند.

۲. ابتدا کارایی فنی محاسبه و سپس روی اندازه برازش می‌شود. از این روش هلفند و لوین (Helfand and Levine, 2004)، اکویه و همکاران (Okoye et al., 2009)، موسوی و خلیلیان (۱۳۸۴) و اکبری‌فرد و مهرابی بشرآبادی (۱۳۸۸) استفاده کرده‌اند.

از آنجا که رهیافت تابع مرزی تصادفی، پارامتری بوده و استنباط آماری برای ضرایب آن انجام می‌شود، باید صحت نتایج براورد مورد آزمون قرار بگیرد. دو فرضیه برای مدل کارایی تخمین زده شده مطرح می‌شود:

۱. تابع تولید با بازده ثابت نسبت به مقیاس(کاب- داگلاس) فرم مناسبی برای تابع مرزی تصادفی مربوط به واحدهای تولیدی است که این فرضیه در واقع صفر بودن همه آثار متقابل بین نهاده‌ها را نشان می‌دهد و به صورت رابطه ۵ است:

$$H_0: \beta_{ij}= 0 \qquad (۵)$$

۲. نبود ناکارایی تکنیکی در مدل که در واقع همه ناکارایی واحدها را به عوامل تصادفی خارج از کنترل مدیر نسبت می‌دهد و به صورت رابطه ۶ تعریف می‌شود:

$$H_0: \gamma= \sigma_0= \sigma_1=\ldots= \sigma_{(M-1)}=0 \qquad (۶)$$

در این پژوهش نیز براساس ادبیات موضوع و به استناد کاربرد وسیع در مطالعات متعدد، از دو فرم تابعی کاب- داگلاس و ترانسلوگ بهره گرفته شد. برای انتخاب فرم تابعی مناسب از آماره نسبت راستنمایی با توزیع کای‌دو و درجه آزادی مساوی با تعداد محدودیتهای مدل مقید برای آزمون استفاده شد. این آزمون در رابطه۷ ارائه گردیده است:

$$LR=-۲ \ln\lambda=-۲ (\log H_0 - \log H_1) \qquad (۷)$$

$\log H_0$ مربوط به فرضیه صفر (مقدار راستنمایی تابع کاب- داگلاس) و $\log H_1$ (مقدار راستنمایی تابع ترانسلوگ) است. اگر مقدار محاسبه شده بیش از مقدار بحرانی جدول کای‌دو باشد، تابع ترانسلوگ انتخاب می‌شود. شکل کلی تابع مرزی تصادفی به صورت رابطه ۸ است. در صورتی که β_{ij}ها برابر صفر باشد، تابع موردنظر نشاندهنده تابع کاب- داگلاس و در غیر این صورت، مبین تابع ترانسلوگ می‌باشد:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{i=1}^{4} \beta_i \ln x_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{4} \sum_{j=1}^{4} \beta_{ij} \ln x_i \ln x_j + v_i - u_i \qquad (۸)$$

بدین‌ترتیب الگوی تجربی تحقیق عبارت است از:

$$\begin{aligned} LnY &= \beta_O + \beta_f .Lnf + \beta_e .Lne + \beta_h .Lnh + \beta_w .Lnw \\ &+ \frac{1}{2}\beta_{ff}.(Lnf)^2 + \frac{1}{2}\beta_{ee}.(Lne)^2 + \frac{1}{2}\beta_{hh}.(Lnh)^2 + \frac{1}{2}\beta_{ww}.(Lnw)^2 \\ &+ \beta_{fe}.Lnf.Lne + \beta_{fh}.Lnf.Lnh + \beta_{fw}.Lnf.Lnw \\ &+ \beta_{eh}.Lne.Lnh + \beta_{ew}.Lne.Lnw + \beta_{hw}.Lnh.Lnw + v_i - u_i \end{aligned} \qquad (۹)$$

که در آنY میزان گوشت مرغ تولید بر حسب کیلوگرم،f مقدار دان مصرفی، e میزان انرژی مصرفی، h هزینه‌های بهداشت و درمان، w نیروی کار بر حسب نفر- دوره وLn نماد لگاریتم طبیعی می‌باشد.

به منظور بررسی عوامل مؤثر بر ناکارایی فنی، تابع تولید مرزی تصادفی و عوامل مؤثر بر ناکارایی فنی به صورت همزمان براورد می‌شوند. مطابق مدل باتیس و کوئلی (Battese and Coelli,1993)، الگوی تجربی پژوهش حاضر برای تعیین عوامل مؤثر بر ناکارایی بنگاه‌ها به صورت رابطه ۱۰ ارائه شده است:

$$u_i = \delta_0 + \delta_d . z_d + \delta_c . z_c + \delta_{equ} . z_{equ} + \delta_{age} . z_{age} + \delta_{edu} . z_{edu} + \delta_{nt} . z_{nt} + \delta_{vo} . z_{vo} \quad (۱۰)$$

که در آن u_i مقدار ناکارایی فنی واحد مرغداری i، z_d میزان فاصله از مرکز شهرستان، z_c تعداد جوجه یکروزه، z_{equ} سطح تجهیزات واحد مرغداری i، z_{age} سن مدیر (سال)،z_{edu} تحصیلات مدیر، z_{nt} تعداد شرکت در کلاسهای آموزشی- ترویجی پرورش طیور و z_{vo} تعداد دوره تولید واحد مرغداری در طول سال است.

با تعیین مقادیر کارایی واحدهای تولیدی(TE) و برازش آن بر اندازه واحد تولیدی (X)، در نهایت، وجود رابطه بین این دو متغیر مورد ارزیابی قرار گرفت:

$$LnTE=a+LnX \quad (۱۱)$$

که در این مطالعه تعداد جوجه یکروزه به عنوان نماد اندازه واحد تولیدی به کار گرفته شد.

جامعه آماری تحقیق شامل کلیه واحدهای مرغداری فعال شهرستان سنقر و کلیایی در سال ۱۳۸۸ بوده است. بنابراین داده‌های موردنیاز این تحقیق از طریق سرشماری و با تکمیل ۱۰۰ پرسشنامه از واحدهای‌مرغداری‌گوشتی‌فعال شهرستان‌مذکور در سال موردنظر جمع‌آوری گردید و برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم افزار Frontier4.1 استفاده شد.

نتایج و بحث

نتایج براورد تابع مرزی تصادفی در جدول ۲ ارائه گردیده است. مقدار γ به‌دست آمده از مدل برابر ۰/۵ می‌باشد که نشان می‌دهد مدل مرزی تصادفی با مدل مرزی قطعی تفاوت دارد، ولی حدود نیمی از تغییرات مرز تولید مربوط به خطای تصادفی و نیمی مربوط به ناکارایی فنی واحدهاست.

آزمون فرضیه مربوط به فرم تابعی، متناسب با رابطه ۵ صورت گرفت که طی آن فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضرایب آثار متقابل بین نهاده‌ها ارزیابی شد. مقایسه مقدارآماره نسبت راستنمایی محاسبه شده با مقدار جدول نشان داد فرضیه صفر رد نشده و در نتیجه از میان دو فرم تابعی موردنظر، در این پژوهش نیز فرم سیستمی تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ همراه با مدل ناکارایی مورد استفاده قرار گرفت. محققان مختلفی مثل آلوارز و آریاس (Alvarez and Arias, 2001)، چوکووجی و همکاران(Chukwuji et al., 2007)، رحیمی‌سوره(۱۳۸۳) و موسوی وخلیلیان (۱۳۸۴) فرم تابعی ترانسلوگ را به عنوان مدل مرزی تصادفی مناسب در مطالعه خود گزارش نموده‌اند.

آماره نسبت راستنمایی برای آزمون فرضیه مربوط به صفر بودن متغیرهای مستقل مدل ناکارایی(رابطه ۷) محاسبه شد که معنی‌داری آن در سطح احتمال ۹۹ درصد (مقدار بحرانی ۱۸/۴۷۵) نشان می‌دهد فرض صفر مردود و در نتیجه کل رگرسیون معنی‌دار می‌باشد. بدین‌ترتیب نتیجه گرفته می‌شود که روش حداکثر راستنمایی بر روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد و کارایی فنی قابل اندازه‌گیری است. به عبارت دیگر، به احتمال زیاد ناکارایی فنی در واحدهای مرغداری شهرستان وجود دارد و تابع تولید معمولی برای بررسی کارایی نمونه مورد مطالعه مناسب نیست. بدین‌ترتیب متغیرهایی که به عنوان عوامل ناکارایی در مدل وارد شده‌اند در اختلاف کارایی واحدهای مورد مطالعه مؤثرند.

جدول ۲. نتایج تخمین تابع تولید ترانسلوگ مرزی تصادفی و مدل ناکارایی

متغیر	پارامتر	ضریب	آماره t
تابع تولید مرزی			
عرض از مبدأ	β_0	-۶۴/۱۱***	۴۴/۴۴
دان	β_f	-۲۴/۰۴***	-۱۸/۶
انرژی	β_e	-۹/۱۸***	-۱۸/۴۳
خدمات بهداشت و درمان	β_h	۱۵/۴۴***	۳۲/۹
نیروی کار	β_w	-۰/۵۵	-۰/۵۴
توان دوم دان	β_{ff}	۲۲۹/۱***	۲۰/۷
توان دوم انرژی	β_{ee}	۸۹/۴***	۳۶/۴۳
توان دوم هزینه خدمات بهداشت	β_{hh}	-۱۸۶/۹۲***	-۸۲/۷۳
توان دوم نیروی کار	β_{ww}	۱۸/۸۷***	۵/۳
دان- انرژی	β_{fe}	۰/۵۲***	۱۲/۱۳
دان- هزینه خدمات	β_{fh}	-۰/۰۱۱	-۰/۳۰۶
دان- نیروی کار	β_{fw}	۰/۱*	۲/۰۳
انرژی - هزینه خدمات	β_{eh}	-۰/۱۷***	-۴/۳۱
انرژی - نیروی کار	β_{ew}	-۰/۰۶	-۰/۹۱
هزینه خدمات - نیروی کار	β_{hw}	-۰/۱۱۸	۱/۵۴
مدل ناکارایی			
عرض از مبدأ	δ_0	۱/۴۸***	۵/۷۳
فاصله از مرکز شهرستان	δ_1	۰/۰۰۲۹	۰/۸۹
تعداد جوجه یکروزه	δ_2	-۰/۰۰۰۰۶۵***	-۸/۸۶
تجهیزات	δ_3	-۰/۰۲*	-۱/۷۶
سن مدیر	δ_4	-۰/۰۰۱۹۵	-۰/۷۵
تحصیلات مدیر	δ_5	-۰/۰۱۰۵	-۰/۳۷
تعداد دوره آموزشی	δ_6	۰/۰۰۵	۱/۵۵
تعداد دوره‌های تولید در سال	δ_7	-۰/۰۶*	-۱/۹۷
گاما	γ	۰/۵**	۲/۸۳
واریانس	σ^2	۰/۰۳۶***	۷/۷۱
LR test of the on-sided error = ٥٤/٩٥ **Log- likelihood= ۲۹/۰۱۹**			

مأخذ: یافته‌های تحقیق ***، **، * به ترتیب: معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

در مدل ناکارایی، تعداد جوجه یکروزه به عنوان نمادی از اندازه، دارای ضریب منفی معنی‌دار می‌باشد و بنابراین می‌توان گفت که با افزایش اندازه واحدهای مرغداری، میزان کارایی آنها افزایش می‌یابد. در بررسی صنعت پرورش طیور، محققان مختلفی از جمله محمدی (۱۳۸۷)، آلرویس و فرانسیس (Alrwis and Francis, 2003)، آلابی و آرونا (Alabi and Aruna, 2005)، اکونوه و امکارو (Ekunwe and Emokaro, 2009)، اتیتجو و آرنه (Otitoju and Arene, 2010) و دلامینی و همکاران (Dlamini et al., 2010) چنین نتیجه‌ای را مبنی بر اثر مثبت اندازه بر کارایی برای سایر مزارع کشاورزی گزارش نموده‌اند.

سطح تجهیزات نیز به صورت یک متغیر موهومی در مدل وارد گردید و اثر منفی معنی‌دار بر ناکارایی از خود بروز داد. بدین‌ترتیب باید گفت استفاده از تجهیزات مدرن نظیر سیستمهای پیشرفته گرمایشی، تهویه و دان‌خوری باعث کاهش ناکارایی در واحدهای مرغداری 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 (Udoh and Etim, 2009) نیز بر اثر مثبت کاربرد نهاده‌های مدرن بر کارایی واحدها تأکید نموده‌اند.

تعداد دوره‌های تولید در سال(دفعات جوجه‌ریزی) به صورت متغیر کمی در مدل وارد شده و بر ناکارایی اثر منفی معنی‌دار گذاشته است، بدین‌معنی که واحدهای با تعداد دوره‌های تولیدی بیشتر ناکارایی کمتری داشته‌اند. این نتیجه مؤید این نکته است که چنین واحدهایی سعی در استفاده اقتصادی از منابع در دسترس و همچنین کاربرد بهینه از تجهیزات و نهاده‌های ثابت مرغداری داشته و دارای کارایی بالاتری بوده‌اند. یافته‌های آلرویس و فرانسیس (Alrwis and Francis, 2003) نیز مؤید وجود چنین نتیجه‌ای می‌باشد. نظر به غیرمعنی‌دار بودن اثر سایر متغیرها بر ناکارایی، از تفسیر آنها اجتناب شده است.

توزیع فراوانی سطوح مختلف کارایی فنی به صورت جدول ۳ ارائه شده است. چنانکه از جدول بر می‌آید، میانگین کارایی فنی واحدهای مرغداری شهرستان سنقر و کلیایی با

استفاده از رهیافت تابع تولید مرزی تصادفی، ۸۲/۱۷ درصد به‌دست آمد. بنابراین با بهبود کارایی واحدهای تولیدی و بهره‌گیری از همان عوامل می‌توان میزان تولید گوشت مرغ را تا ۱۷/۸۳ درصد افزایش داد.

حداقل میزان کارایی فنی ۶۹/۲۲ و حداکثر آن ۱۰۰ درصد است، بنابراین شکاف بین کارامدترین و ناکارامدترین واحد مرغداری، ۳۰/۷۸ درصد می‌باشد. این امر از تفاوت بین واحدهای مرغداری از نظر تخصیص منابع و نهاده‌ها در تولید گوشت مرغ شهرستان سنقر و کلیایی حکایت می‌کند. واحدهای با کارایی کمتر از ۷۰ درصد کمترین فراوانی را دارند. واحدهای دارای کارایی کمتر و مساوی ۸۰ درصد حدود ۴۲ درصد و واحدهای با کارایی بیشتر از ۹۵ درصد تنها ۴ درصد جامعه مرغداران شهرستان را تشکیل می‌دهند و بیشترین فراوانی در دامنه کارایی ۷۵-۸۰ درصد به چشم می‌خورد.

جدول ۳. توزیع فراوانی کارایی فنی واحدهای مرغداری شهرستان سنقر و کلیایی

طبقه (درصد کارایی)	فراوانی	فراوانی تجمعی
≤۷۰	۳	۳
۷۵-۷۰	۱۳	۱۶
۸۰-۷۵	۲۶	۴۲
۸۵-۸۰	۲۵	۶۷
۹۰-۸۵	۱۹	۸۶
۹۵-۹۰	۱۰	۹۶
۱۰۰-۹۵	۴	۱۰۰
میانگین = ۸۲/۱۷ انحراف معیار = ۰/۰۶۹ حداقل = ۶۹/۲۲ حداکثر = ۱۰۰		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به مرور ادبیات موضوع و مطابق مطالعات اکویه و همکاران (Okoye, 2009)، موسوی و خلیلیان (۱۳۸۴) و اکبری فرد و مهرابی بشرآبادی (۱۳۸۸)، برای بررسی دقیقتر رابطه اندازه واحد تولیدی و کارایی فنی، به برازش مدل رگرسیونی اقدام شد که نتیجه به صورت رابطه زیر ارائه گردیده است:

$$\text{Ln TE} = ۴/۱۶ + ۰/۰۲۸ \text{ Ln X}$$

$$(۰/۱۱^{***}) \quad (۰/۰۱۳^{**})$$

$$F = ۴/۹۵^{**} \quad R^2 = ۰/۱۴۵ \quad DW = ۱/۹۷$$

چنانکه از رابطه فوق بر می‌آید، جهت تأثیر اندازه در کارایی فنی مثبت است. این رابطه نتیجه قبلی را مبنی بر رابطه منفی اندازه و ناکارایی فنی تصدیق می‌نماید که با نتایج دیگر بررسیهای صنعت پرورش طیور از جمله محمدی (۱۳۸۷)، آلرویس و فرانسیس (Alrwis and Francis, 2003) و آلابی و آرونا (Alabi and Aruna, 2005) مطابقت دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

با عنایت به تنوع ظرفیت و اندازه واحدهای مرغداری گوشتی شهرستان سنقر و کلیایی (از ۲ تا ۳۰ هزار قطعه) و اینکه بیش از ۶۵ درصد آنها دارای ظرفیت کمتر از میانگین هستند، مطالعه حاضر با هدف ارزیابی و تبیین ارتباط اندازه واحد تولیدی وکارایی فنی آنها انجام گرفت. یافته‌های پژوهش حاضر وجود رابطه مثبت بین کارایی فنی و اندازه واحدهای مرغداری گوشتی شهرستان موردنظر را تأیید نمود. گفتنی است که این نتیجه مربوط به شرایط اجتماعی- اقتصادی یک مقطع زمانی خاص (سال ۱۳۸۸) می‌باشد و ممکن است در مکان، زمان و شرایط دیگر متفاوت باشد. با توجه به این نتیجه برای تقویت این صنعت و افزایش کارایی واحدهای مرغداری گوشتی شهرستان سنقر و کلیایی به نظر می‌رسد که افزایش اندازه آنها در بلندمدت سودمند باشد و می‌تواند تولیدکنندگان گوشت مرغ منطقه را در استفاده منطقی‌تر از امکانات و تجهیزات و بهبود بهره‌وری عوامل تولید یاری نماید. در این راستا

توصیه می‌گردد که پروانه‌های تأسیس مرغداری برای واحدهای بزرگ صادر شوند و تسهیلات بیشتری برای گسترش واحدهای کوچک موجود در منطقه در اختیار آنها قرار گیرد و همراه با این تمهیدات، دانش و اطلاعات مرغداران بِروز گردد. همچنین با توجه به رابطه منفی کارایی و فاصله، بهبود وضعیت راه‌های ارتباطی روستاها با مرکز شهرستان می‌تواند در دسترسی تولیدکنندگان به کارشناسان و خدمات بهداشتی و درمانی و همچنین کاهش مشکلات و ناکارایی مرغداران مؤثر باشد. با توجه به اثر مثبت سطح تجهیزات بر کارایی لازم است، دولت با دادن تسهیلات بلندمدت و کم‌بهره، مرغداران را در تجهیز واحدهای مرغداری شهرستان مساعدت نماید، چرا که ۴۷ درصد واحدهای مرغداری دارای ساختمان قدیمی بوده و حدود ۳۷ درصد آنان از تجهیزات سنتی استفاده می‌کنند.

منابع

۱. اداره دامپزشکی شهرستان سنقر و کلیایی (۱۳۸۸)، گزارش آماری واحدهای مرغداری.

۲. اکبری فرد، حسین و حسین مهرابی بشرآبادی (۱۳۸۸)، بررسی رابطه کارایی فنی تولیدکنندگان پسته با سطح زیرکشت (مطالعه موردی استان کرمان، مجله *توسعه و سرمایه*، ۲ (۴): ۹-۲۴.

۳. رحیمی‌سوره، صمد (۱۳۸۳)، بررسی عوامل مؤثر بر کارایی و اقتصاد مقیاس در رهیافت‌های پارامتری و ناپارامتری (مطالعه موردی: طرح‌های مرتعداری در ایران)، رساله دکتری، گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس.

۴. سازمان جهاد کشاورزی استان کرمانشاه (۱۳۸۹)، پایگاه اطلاع‌رسانی: www. kermanshah. agri-jahad. ir .

۵. محمدی، علی (۱۳۸۷)، اندازه‌گیری کارایی واحدهای تولیدی طیور با رویکرد DEA: مطالعه موردی استان فارس، فصلنامه *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۶ (۶۳): ۸۹- ۱۱۶.

۶. مرکز آمار ایران (۱۳۸۹)، پایگاه اطلاع‌رسانی: www. amar. sci. org. ir .

۷. موسوی، سیدحبیب‌الله و صادق خلیلیان (۱۳۸۴)، بررسی عوامل اثرگذار بر کارایی فنی تولید گندم، فصلنامه *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۳ (۵۳): ۴۵-۶۰.

8. Aigner, D., K. Lovell and P. Schmidt (1977), Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, *Journal of econometrics*, 6: 21-37.

9. Alabi, R.A. and M.B. Aruna (2005), Technical efficiency of family poultry production in Niger-Delta,Nigeria, *Journal of Central European Agriculturs*, 6 (4): 531-538.

10. Allen, D.A., V.M. Manyong and J. Gockowski (2006), The production efficiency of intercropping annual and crops in southern Ethiopia: a comparison of distance functions and production frontiers, *Agricultural Systems*, 91: 51-70.

11. Alrwis, K. N. and E. Francis (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.

12. Alvarez, A. and C. Arias (2001), The relationship between technical efficiency and farm size, Efficiency Series Papers 5.

13. Bagi, F. S. (1982), Relationship between farm size and technical efficiency in west Tennessee agriculture, *Southern Journal of Agricultural Economics,* 139-144.

14. Battese, G. E. and T.G. Coelli (1993), A stochastic frontier production function in corporating a model for technical inefficiency effects, Working Papers in Econometrics, New York: University of New York.

15. Bozoglu, M. and V. Ceyhan (2007), Measuring the technical efficiency and exploring the inefficiency determinants of vegetable farms in Samsun province, Turkey, *Agricultural Systems,* 94: 649-656.

16. Chukwuji, C. O., O. E. Inoni and P. C. Ike (2007), Determinants of technical efficiency in gari processing in Delta State Nigeria, *Journal of Central European Agriculture*, 8(3):327-336.

17. Lamina S., J.I. Rugambisa, M.B. Masuku and A.Belete (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.

18. Ekunwe, P.A and C.O. Emokaro (2009)**,** Technical efficiency of catfish farmers in Kaduna, Nigeria, *Journal of Applied Sciences Research*, 5(7): 802-805.

19. Green, W. (1997), Frontier production function, in Handbook applied econometrics (Wollum II: Microeconomics), Hashem Pesaran, M., and Schmidt, P., Blackwell Pub.Ltd USA.

20. Helfand, S.M. and E.S. Levine (2004), Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West, *Agricultural Economics,* 31: 241–249.

21. Huq, A. A.S.M., and M. Arshad (2010), Technical efficiency of Chili production, *American Journal of Applied Sciences*, 7 (2):185-190.

22. Idiong, I.C., Onyenweaku, E. Christian, O. B. Susan and A. I. Damian (2007), Estimation of farm level technical efficiency in smallscale swamp rice production in Cross River State of Nigeria: a stochastic frontier approach, *World Journal of Agriculture Sciences*, 3(5): 653-658.

23. Meeusen, W. and J. Von Den Broeck (1977), Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error, *International Economic Review,* 18: 435-444.

24. Okoye, B. C., C. C. Agbaeze, G. N. Asumugha, O.C. Aniedu, and E. N. A. Mbanaso (2009), Small is beautiful: Empirical 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.

25. Otitoju, M. A. and C. J. Arene (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.

26. Soliman, Ibrahim (1999), Economic problems of poultry production in Egypt, Ciheam- Options Meditrrraneennes, 283-293.

27. Udoh, E.J. and N.A. Etim (2009), Measurement of farm level efficiency of broiler production in Uyo, Akwa Ibom State, Nigeria, *World Journal of Agricultural Sciences*, 5: 832- 836.