اقتصاد کشاورزی/ جلد 3/ شماره‌ي 3/ صفحه‌هاي 106-91

معرفی راه**کار ناپارامتریک تصادفی** در تخمی**ن کارایی** فنی: مطالعه‌ي موردي واحدهاي مرغداري در منطقه‌ي سیستان

عصمت مجرد، احمدعلی کهخا و محمود صبوحی صابونی*

تاریخ دریافت: 1387/4/12 تاریخ پذیرش: 1387/8/2

چکیده

در این مطالعه، کارایی فنی واحدهاي مرغداري منطقه‌ي سیستان با استفاده از راه‌کار ناپارامتریک تصادفی تعیین شد. براي محاسبه‌ي کارایی از 41 واحد فعال مرغداري در سال 1384، آمار و اطلاعات مربوطه جمع‌آوري شد. در مطالعه‌هاي پیشین تحلیل کارایی فنی واحدهاي تولیدي به دو روش تابع تولید مرز تصادفی[1] و تحلیل پوششی داده‌ها[2] مد نظر بود. در این مطالعه، با ترکیب این دو روش در چارچوبی واحد، کارایی فنی واحدهاي مرغداري تخمین زده شد. نتایج نشان داد که اغلب واحدهاي مرغداري از لحاظ فنی کارا بوده و میانگین کارایی واحدهاي مورد مطالعه 94 درصد می‌باشد. افزون بر آن، 48 درصد از واحدهاي مورد مطالعه داراي بازده ثابت نسبت به مقیاس، 43 درصد داراي بازده افزایشی نسبت به مقیاس و 7 درصد از واحدهاي مورد مطالعه داراي بازده کاهشی نسبت به مقیاس می‌باشند. با توجه به یافته‌هاي مطالعه، افزایش بهره‌وري نهاده‌ها و اعمال سیاست‌هاي حمایتی مناسب در خصوص بازار نهاده و محصول براي افزایش تولید و به‌بود کارایی فنی مورد تاکید است.

طبقه‌بندي **JEL** : **C6 ،C21 ،D2 ،H21**

واژه‌هاي کلیدي: روش ناپارامتریک تصادفی، کارایی فنی، مرغداري، سیستان

* به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی و اعضای هیات علمی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل
E-mail: sm_mojarad@yahoo.com

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

مقدمه

براي نخستين بار در سال 1333 با واردات تعدادي جوجه و تخم‌مرغ از نژادهاي اصلاح شده، شالوده‌ي فعاليت صنعت مرغداري به شيوه‌ي نوين در کشور بنيان‌گذاري شد. شروع اين فعاليت نخست با مشکلاتی از قبيل وارد شدن بيماري‌هاي غيربومی، نياز روزافزون به دارو و تجهيزات و نهاده‌هاي توليد همراه بود، اما در سايه‌ي حمايت‌هاي دولت اين صنعت روز به روز در کشور توسعه و گسترش يافت و توليد محصولات اين صنعت الگوي جديدي از مصرف را در بين خانوارها به وجود آورد. اگر چه با گذشت حدود 50 سال از شروع فعاليت مرغداري هنوز خط توليد اين صنعت به طور کامل بومی نشده، اما برخلاف پيچيدگی‌هاي فنی گام‌هاي موثري در بخش اصلاح نژاد و توليد گله‌هاي لاين و توليد و ساخت تجهيزات اين صنعت در داخل فراهم شده است (زهري، 1383).

در حال حاضر بخشی از گوشت مرغ مردم سيستان و بلوچستان از ديگر مناطق کشور بويژه استان خراسان جنوبی و يزد تامين می‌شود. افزايش و به‌بود کارايی واحدهاي مرغداري منطقه می‌تواند کم‌بود گوشت سفيد اين استان را تا حدي تامين کند.

با توجه به اين که پرورش طيور، بويژه واحدهاي پرورش دهنده‌ي مرغ گوشتی در استان سيستان و بلوچستان از اهميت فراوانی برخوردار است، از اين رو ضروري است به واحدهاي توليد صنعتی مرغ در استان توجه بيشتري شود تا افزون بر اين که اين استان بتواند بخش عظيمی از گوشت سفيد کشور را توليد کند بخش زيادي از بی‌کاران استان نيز مشغول به کار شوند. در جدول (1) وضعيت واحدهاي مرغداري استان سيستان و بلوچستان در سال 1384 نشان داده می‌شود.

جدول (1). وضعيت واحدهاي مرغداري استان سيستان و بلوچستان در سال 1384

شرح	واحد شمارش	مرغ گوشتی	مرغ مادر گوشتی	مرغ تخم‌گذار	مرغ مادر تخم‌گذار	واحدهاي جوجه‌کشی
تعداد	باب	364	1	4	3	2
ظرفيت	قطعه	9215373	30000	360000	214500	770000

ماخذ: جهاد کشاورزي استان سيستان و بلوچستان

با توجه به امکانات و محدودیت‌های موجود در تولید گوشت سفید در این منطقه، مناسب‌ترین راه‌کار برای افزایش درآمد و کاهش هزینه‌های واحدهای تولیدی، تخصیص مطلوب عوامل تولید موجود و به‌بود کارایی در تولید است. کارایی تاثیر بسیار زیادی بر افزایش عملکرد دارد و با تخمین کارایی و شناسایی علل ناکارایی در تولید، می‌توان امید داشت که یکی از هدف‌های سیاست تولید گوشت سفید، یعنی به‌بود کارایی محقق شود.

برخی از تلاش‌هایی را که تا کنون در این زمینه صورت گرفته می‌توان در مطالعه‌ی پارک و سیمر (1994)، فان و هم‌کاران (1996)، و پارک و هم‌کاران (1998، 2003) یافت که به تخمین مدل‌های نیمه پارامتریک[1] SFA پرداختند. کامب هاکر و هم‌کاران (2004) و هندرسون و سیمر (2005) در مطالعه‌های خود، انواعی از روش SFA ناپارامتریک را بر مبنای حداکثر راست‌نمایی و رگرسیون گوشه‌ای[2] ارایه کردند. کازمنن (2006) در مطالعه‌ی خود، با استفاده از روش ناپارامتریک تصادفی به ترکیب ویژگی‌های روش پارامتریک مرز تصادفی و روش تحلیل پوششی داده‌ها پرداخت.

محمدی و صدرالاشرفی (1384) به برآورد کارایی فنی، تخصیصی، اقتصادی و مقیاس برای تعاونی‌های تولید دشت قمرود با استفاده از روش پارامتری مرز تصادفی و روش غیر پارامتری تحلیل پوششی داده‌ها پرداختند. همچنین حاجیانی و هم‌کاران (1384) با استفاده از روش مرز تصادفی کارایی فنی ناوگان صید میگوی خلیج فارس را بررسی کردند.

در این پژوهش از روش ناپارامتریک تصادفی برای اندازه‌گیری کارایی واحدهای مرغداری منطقه‌ی سیستان استفاده شد.

روش تحقیق

بحث در ارتباط با نحوه‌ی تخمین تابع تولید و کارایی واحدهای تولیدی، به سرعت در حال پیش‌رفت است (کایو و لیو، 2008 و جانسون و مک جنیز، 2008)، و دو روش عمده

1-Semi parametric
2-Kernel regression

براي تخمين کارایی نسبی واحدهاي توليدي، روش تابع توليد مرز تصادفی (SFA) و تحليل پوششی داده‌ها (DEA) می‌باشد. مبدا روش ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها به مطالعه‌ي فارل در سال 1957 برمی‌گردد و توسط مطالعه‌هاي دقيق چارنز و هم‌کاران در سال 1978 توسعه یافت. روش پارامتریک تحلیل تابع توليد مرز تصادفی توسط آیگنر و هم‌کاران (1977) و میوزن و هم‌کاران (1977) ارایه شد. روش پارامتریک مرز تصادفی، با استفاده از حداقل مربعات معمولی اصلاح شده[1] (MOLS) به دست می‌آید. در این روش رابطه‌ي تبعی بین نهاده‌ها و محصول در نظرگرفته می‌شود و براي تخمين پارامترهاي تابع از تکنیک‌هاي آماري استفاده می‌شود. در روش پارامتریک مرز تصادفی جزء خطا ($\varepsilon_i = v_i - u_i$) به دو جزء تفکیک می‌شود که v_{it} جزء اخلال سفید (ناهم‌بسته و توزیع یکسان) می‌باشد و بیانگر عواملی است که تحت کنترل مدیر واحد نمی‌باشد. از طرف دیگر، جزء خطاي u_{it} یک متغیر تصادفی غیر منفی بوده که وابسته به ناکارایی فنی می باشد. فرض شده که جزء خطاي v_{it} و u_{it} توزیع ناهم‌بسته نسبت به یک‌دیگر دارند (آیگنر و هم‌کاران، 1977 و میوزن و هم‌کاران، 1977). از طرفی، در روش ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها از برنامه‌ریزي خطی استفاده می‌شود و هیچ گونه فرض اولیه مبنی بر ارتباط تبعی بین نهاده‌ها و ستاده‌ها در نظر گرفته نمی‌شود. در روش تحلیل پوششی داده‌ها از اطلاعات نهاده و محصول هر واحد توليدي براي ساخت یک مرز توليد ناپارامتریک استفاده نمی‌شود. در چنین حالتی تمامی واحدهاي مشاهده شده بر رو یا زیر مرز پوششی قرار می‌گیرند. بنابراین، کارایی هر واحد توليدي نسبت به کارایی همه‌ي واحدهاي توليدي در نمونه، مورد سنجش قرار می‌گیرد. در این روش تمامی انحرافات از مرز توليد به عنوان جزء ناکارایی در نظر گرفته می‌شود و از وجود یک جزء خطاي تصادفی در داده‌ها صرف‌نظر می‌شود.

هدف این مطالعه به کارگیري روش ناپارامتریک تصادفی[2] است که ویژگی‌هاي روش پارامتریک مرز تصادفی و روش تحلیل پوششی داده‌ها را در یک شکل واحدي از تحلیل مرز

1-Modified Ordinary Least Squares
2-Stochastic Nonparametric Envelopment of Data(StoNED)

تولید ترکیب و نشان می‌دهد که مرز ناپارامتریک و جزء خطای ترکیبی تصادفی می‌توانند به طور همزمان به دست آیند. مزیت این روش این است که فرض وجود فرم تابعی خاص را برای تابع تولید در روش پارامتریک مرز تصادفی حذف کرده و فرم تابعی انعطاف‌پذیر با ویژگی‌های تقعر، یک‌نواختی و همگنی را معرفی می‌کند. هم‌چنین در این روش، جزء خطای تصادفی در داده‌ها در نظر گرفته می‌شود. در روش تحلیل پوششی داده‌ها، تعداد کمی از بنگاه‌های کارا روی مرز تولید تاثیر دارند در حالی که در روش ناپارامتریک تصادفی همه‌ی مشاهده‌ها روی شکل مرز تاثیر دارند (کازمنن، 2006).

گفتنی است که بیش‌تر ابزارهای استاندار رگرسیون پارامتریک از قبیل خوبی برازش‌های آماری و تست‌های آماری در روش ناپارامتریک تصادفی به کار گرفته می‌شود. در واقع مزیت این روش در این است که بدون معرفی ابزارها و مفاهیم جدید، اصول و مفاهیم روش‌های SFA و DEA را حفظ کرده و با ترکیب روش پارامتریک مرز تصادفی و روش تحلیل پوششی داده‌ها ایرادهایی را که بر این روش‌ها وارد شده است، رفع می‌کند (کازمنن، 2006).

روش ناپارامتریک تصادفی (StoNED)

در روش ناپارامتریک تصادفی، تکنیک رگرسیون ناپارامتریک جایگزین رگرسیون حداقل مربعات معمولی می‌شود و با عنوان حداقل مربعات ناپارامتریک مقعر[1] (CLNS) معرفی شده است (کازمنن، 2006). روش CNLS، روشی ناپارامتریک برای تخمین تابع تولید است و به صورت برنامه‌ریزی درجه دوم[2] زیر فرموله می‌شود (کازمنن، 2006).

1-Concave Nonparametric Least Squares
2-Quadratic programming

$$\min_{\alpha,\beta,\hat{\varepsilon}} \quad \sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon}_i^2 \qquad (1)$$

s.t.

$$y_i = \alpha_i + \sum_{i=1}^{n} \beta_i x_i + \hat{\varepsilon}_i \qquad \forall i = 1,..., n$$

$$y_h \le \alpha_i + \sum_{i=1}^{n} \beta_i x_h + \hat{\varepsilon}_h \qquad \forall h, i = 1,..., n$$

$$\beta_i \ge 0 \qquad \forall i = 1,..., n$$

$$\hat{\varepsilon} \le 0$$

در مدل بالا، فن‌آوري توليد با استفاده از تابع توليد کلاسيک $f: y=f(x)$ مشخص شده و محدوده‌ي امکانات توليد را نشان می‌دهد. نخست فرض می‌شود که تابع f، تابعی صعودي، يک‌نواخت و مقعر می‌باشد ($\partial f(x) \ge 0, \partial^2 f(x) \le 0$) و فرم تابعی خاصی براي f در نظر گرفته نمی‌شود. گفتنی است که X_i برداري از متغيرهاي $(X_1, X_2,..., X_n)$ براي واحد توليدي iام می‌باشد. مقادير نهاده‌ي x و محصول y به شکل لگاريتمی است. رگرسيون CNLS در رابطه‌ي 1، n شيب مختلف را براي تابع توليد نامعين تخمين می‌زند که برخلاف روش حداقل مربعات معمولی، عرض از مبدا و ضرايب شيب براي هر يک از واحدهاي توليدي متفاوت است به صورتی که n بردار شيب مختلف $\beta_i, \quad i = 1,..., n$ و n تابع توليد مختلف براي واحدهاي توليدي وجود دارد. ضرايب شيب ها β_i توليد نهايی نهاده‌ها را نشان می‌دهد. در مدل بالا محدوديت دوم، ويژگی تقعر را در تابع توليد با به کارگيري محدوديت نابرابري افريت نشان می‌دهد (افريت، 1967و1972؛ کازمنن ، 2006). با افزودن محدوديت $\hat{\varepsilon} \le 0$ به رابطه‌ي 1، جزء ناکارايی نيز در جزء خطا، در نظر گرفته می‌شود.

در اين مطالعه فرض بر اين است که ناکارايی فنی داراي توزيع نيمه نرمال، ناهم‌بسته و غير منفی $u_i \approx N(0, \sigma_u^2)$ و جزء اخلال سفيد داراي توزيع $v_i \approx N(0, \sigma_u^2)$ می‌باشد. در روش ناپارامتريک تصادفی، همانند حداقل مربعات اصلاح شده (MOLS) در روش پارامتريک مرز تصادفی، با به کارگيري گشتاورهاي دوم و سوم واريانس ناکارايی و جزء اخلال تصادفی تخمين زده می‌شود (کازمنن، 2006).

روش ناپارامتریک تصادفی شامل سه مرحله است:

1) تخمین حداقل مربعات جزء خطا $\hat{\varepsilon}=\left(\hat{\varepsilon}_1...\hat{\varepsilon}_n\right)$ ، 2) تخمین واریانس پارامتر های σ_u^2, σ_v^2 با استفاده از گشتاورهای دوم و سوم [1] 3) تخمین جزء ناکارایی بر مبنای توزیع شرطی آن.

برخی اختلاف‌های روش ناپارامتریک تصادفی و روش تحلیل پوششی داده‌ها در زیر آورده شده است: اول این که در روش تحلیل پوششی داده‌ها، کارایی هر یک از واحدها به طور مجزا به دست می‌آید، اما در روش ناپارامتریک تصادفی جزء خطاها برای تمامی واحدهای تولیدی به طور همزمان حل می‌شود. دوم این که در روش تحلیل پوششی داده‌ها، تمامی انحراف‌ها از مرز تولید به عنوان جزء ناکارایی در نظر گرفته می‌شود و از وجود یک جزء خطای تصادفی در داده‌ها صرف‌نظر می‌شود. ولی در روش ناپارامتریک تصادفی از جزء خطای ترکیبی $\hat{\varepsilon}$ استفاده شده است.

پس از تخمین جزء خطای ترکیبی که شامل جزء ناکارایی است، از گشتاورهای دوم و سوم برای توزیع جزء اخلال استفاده می‌شود (کازمنن، 2006).

$$m_2=\sum_{i=1}^{n}(\hat{\varepsilon}_i-\hat{E}(\varepsilon_i))^2/n \quad (2)$$

$$m_3=\sum_{i=1}^{n}(\hat{\varepsilon}_i-\hat{E}(\varepsilon_i))^3/n \quad (3)$$

این گشتاورها تخمین زننده‌های سازگاری از آماره‌های حقیقی μ_2 , μ_3 می‌باشند که وابسته به واریانس جزء ناکارایی و جزء خطای تصادفی هستند (کازمنن، 2006).

$$\mu_2=\left[\frac{\pi-2}{\pi}\right]\sigma_u^2+\sigma_v^2 \quad (4)$$

$$\mu_3=\left(\sqrt{\frac{2}{\pi}}\right)\left[1-\frac{4}{\pi}\right]\sigma_u^3 \quad (5)$$

واریانس های σ_u^2, σ_v^2 با به کارگیری گشتاور های دوم و سوم (m_2 و m_3) تخمین زده شد. این تخمین بر مبنای کشیدگی (چولگی) توزیع جزء خطای ترکیبی می‌باشد که ناشی از

1-Second and third moments

جزء ناکارایی است. بنابراین گشتاور سوم، m_3 بایستی منفی باشد. اگر کشیدگی توزیع جزء خطا در مدل CNLS در مسیري نادرست باشد، m_3 مثبت خواهد شد و تخمین حداکثر راست‌نمایی براي جزء ناکارایی برابر صفر می شود ($\hat{u}=0$). زمانی که کشیدگی توزیع خیلی بزرگ است $\hat{\sigma}_u$ به دست آمده از رابطه‌ي 5 بر مبناي رابطه‌ي 3 بزرگ‌تر از m_2 می‌باشد و بنابراین $\hat{\sigma}_v$ منفی خواهد شد. در این حالت، واریانس جزء اخلال سفید را برابر صفر $\hat{\sigma}_v=0$ در نظر گرفته و همه‌ي واریانس، به جزء ناکارایی نسبت داده می‌شود (کامب هاکر و لاول، 2000).

واریانس‌هاي به دست آمده از روابط 2 تا 5 براي تخمین جزء ناکارایی به کار می‌رود. جاندرو و هم‌کاران (1982) نشان دادند که توزیع شرطی ناکارایی u_i به ازاي $\hat{\varepsilon}_i$ معلوم، یک توزیع نرمال ناقص[1] با میانگین $\mu_*=-\hat{\varepsilon}_i\sigma_u^2/(\sigma_u^2+\sigma_v^2)$ و واریانس $\sigma_*^2=\sigma_v^2\sigma_u^2/(\sigma_u^2+\sigma_v^2)$ می‌باشد. میانگین شرطی u_i به صورت زیر است:

$$E\left\langle u_i \middle| \hat{\varepsilon}_i \right\rangle = \mu_* + \sigma_*\left[\frac{\phi(-\mu_*/\sigma_*)}{1-\Phi(-\mu_*/\sigma_*)}\right] \quad (6)$$

که ϕ تابع چگالی نرمال استاندارد و Φ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد می‌باشد.

پس از تخمین میانگین شرطی جزء ناکارایی، براي محاسبه‌ي کارایی فنی از رابطه‌ي زیر استفاده شد (باتیس و کوئلی، 1995):

$$EFF_i = E\left\langle y_i^* \middle| u_i, x_i \right\rangle / E\left\langle y_i^* \middle| u_i = 0, x_i \right\rangle \quad (7)$$

بازده نسبت به مقیاس

در رگرسیون CNLS، محدودیت عرض از مبدا بیانگر بازده نسبت به مقیاس است و به صورت زیر تعریف شده است (کازمنن، 2006):

1) بازده ثابت نسبت به مقیاس[2]: $\alpha_i \succ 0 \quad \forall i=1,...,n$

1-Truncated normal distribution

2-Constant returns to scale(CRS)

2) بازده افزایشی نسبت به مقیاس[1]: $\alpha_i \prec 0 \quad \forall i = 1,...,n$

3) بازده کاهشی نسبت به مقیاس[2]: $\alpha_i = 0 \quad \forall i = 1,...,n$

داده‌ها: داده‌هاي مورد نياز براي انجام اين تحقيق از طريق پرسش‌نامه به روش نمونه‌گيري تصادفی ساده جمع‌آوري شد. از 52 واحد مرغداري موجود سيستان در سال 1384، تعداد 41 واحد مرغداري فعال بودند، كه با مراجعه‌ي مستقيم به مدير هر واحد مرغداري پرسش‌نامه‌ها تكميل شد.

متغيرهاي مدل: كليه‌ي متغيرها به صورت ساليانه و مربوط به واحد iام است.

Y_i: مجموع مقادير گوشت توليدي بر حسب كيلوگرم.

X_{i1}: مجموع خوراك مصرفی بر حسب كيلوگرم.

X_{i2}: مجموع جوجه‌ي يک‌روزه‌ي ريخته شده بر حسب قطعه.

X_{i3}: مجموع نيروي انسانی به كار گرفته شده بر حسب روز-نفر.

X_{i4}: مجموع تلفات بر حسب قطعه.

X_{i5}: مجموع سوخت مصرفی بر حسب ليتر.

X_{i6}: مجموع هزينه‌هاي بهداشتی و درمانی بر حسب ريال.

X_{i7}: مجموع هزينه‌ي استهلاك ساختمان و تاسيسات بر حسب ريال.

X_{i8}: هزينه‌ي خوراك مصرفی بر حسب ريال.

X_{i9}: هزينه‌ي هرقطعه جوجه‌ي يک روزه بر حسب ريال.

X_{i10}: هزينه‌ي پرداختی به نيروي كار انسانی بر حسب ريال.

X_{i11}: هزينه‌ي متحمل شده در اثر تلفات بر حسب ريال.

X_{i12}: هزينه‌ي هر ليتر سوخت بر حسب ريال.

X_{i13}: هزينه‌ي سرانه‌ي بهداشتی و درمانی بر حسب ريال.

X_{i14}: هزينه‌ي سرانه‌ي استهلاك سرمايه بر حسب ريال.

1-Non –increasing returns to scale(NDRS)

2-Non-decreasing returns to scale(NIRS)

مجموع سوخت مصرفی در یک سال با متغیر X_{i5}، شامل دو منبع سوخت (گازوییل و برق) می‌باشد و براي يكسان‌سازي واحد سوخت مصرفی، هزينه‌ي برق مصرفی با توجه به قيمت گازوييل محاسبه شده و به سرجمع مقدار گازوييل مصرفی اضافه شده است.

مجموع هزينه‌هاي بهداشتی و درمانی در یک سال با متغیر X_{i6}، شامل هزينه‌هاي بهداشتی از جمله مواد ضدعفونی کننده، واکسیناسیون و داروهاي ويژه‌ي مورد نياز در مواقع دچار شدن مرغ‌ها به بيماري می‌باشد. با توجه به اين که مقادير مصرفی مواد و داروهاي بهداشتی و درمانی توسط واحدها در دست‌رس نبود از هزينه‌هاي بهداشتی و درمانی مربوط به واحدها استفاده شد.

هزينه‌ي سرانه‌ي استهلاك سرمايه X_{i14} به اين صورت محاسبه شد که متوسط هزينه‌ي سالانه‌ي استهلاك ساختمان و تاسيسات از طريق پرسش‌نامه از هر یک از واحدهاي توليدي پرسيده شد و بر تعداد قطعه جوجه‌ي موجود در واحد توليدي تقسيم شد.

نتايج و بحث

براي محاسبه‌ي کارایی فنی واحدهاي مورد مطالعه، نخست جزء خطـاي ترکیبـی بـه روش ناپارامتریک تصادفی تخمين زده شد که نتايج آن در جدول (3) آمده است.

جدول (3). تخمين جزء خطاي ترکيبی واحدهاي مرغداري مورد مطالعه

جزء خطاي ترکيبی	
دامنه	تعداد واحدهاي مرغداري
$\hat{\varepsilon}_i \leq -1$	4
$-1 \leq \hat{\varepsilon}_i < 0$	19
$\hat{\varepsilon}_i = 0$	18

ماخذ: يافته‌هاي تحقيق

در مرحله‌ي بعـد بـا اسـتفاده از گـشتاورهاي دوم و سـوم، واريـانس پـارامتر هـاي σ_u^2 ،σ_v^2 محاسبه شد که مقادیر محاسباتی براي σ_u^2 ،σ_v^2 به ترتیب 0/05- و 0/63 به دست آمد. با توجـه به این که واریانس جزء خطاي تصادفی منفی به دست آمد- همان گونه که در بخش قبل گفتـه شد- در این شرایط واریانس جزء خطا را برابر صفر $\hat{\sigma}_v = 0$ در نظر گرفته و همـه‌ي واريـانس به جزء ناکارایی نسبت داده خواهد شد. به منظور محاسبه جزء ناکـارایی از رابطـه‌ي 6 اسـتفاده شد.

پس از تخمین میانگین شرطی جزء ناکارایی، میزان کارایی فنی از رابطه‌ي 7 به دسـت آمـد. جدول (4) کارایی فنی واحدهاي مورد مطالعه را نشان می‌دهد. با توجـه بـه اطلاعـات جـدول بیش‌ترین و کم‌ترین سطح کارایی فنی واحدهاي مورد مطالعه به ترتیب برابر 100 و 78 درصـد و میانگین آن برابر با 94 درصد است. با توجه به سطح میانگین کارایی فنـی، واحـدهاي مـورد مطالعه به طور متوسط 6 درصد پتانسیل براي افزایش کارایی فنی دارند که با به‌بود آن می‌توانند وضعیت خود را از لحاظ تولید و سود به‌تر کرده و روي مرز کارایی تولیـدي قـرار گیرنـد. بـا توجه به اطلاعات جدول (4) دیده می شود که کارایی فنی تمامی واحـدهاي مرغـداري بـالاي 70 درصد است، به طوري که 70 درصد از این واحدها (29 واحد) داراي کارایی فنی بیـشتر از 90 درصد می‌باشد و این نشان می‌دهد که واحدهـاي مـورد مطالعـه از لحـاظ کـارایی فنـی در وضعیت خوبی قرار دارند. دامنه‌ي کارایی فنی بین به‌ترین و بدترین پرورش دهنده 22 درصـد است و حاکی از وجود اختلاف نسبی زیاد بـین کـارایی فنـی تولیدکننـدگان مـرغ گوشـتی در منطقه‌ي سیستان می‌باشد. اختلاف کارایی فنی بین به‌ترین واحـد تولیـدي و میـانگین نمونـه 7 درصد است. بنابر نتـایج مطالعـه‌ي فطـرس و سـلگی (1381) مـشاهده شـد کـه کـارایی فنـی واحدهاي پرورش دهنده‌ي جوجه‌ي گوشتی با شرایط بازده ثابت و متغیر نسبت به مقیاس، بـه ترتیب 39/5 و 64/4 درصد است. در مقایسه با نتـایج مطالعـه‌ي آن‌هـا بـا ایـن مطالعـه، دیـده می‌شود که واحدهاي مرغداري مورد مطالعه در سیستان از کارایی نسبی بالایی برخوردار است. در مجموع این امکان براي واحدهاي مرغداري در سیستان وجود دارد که با به‌بود کارایی فنـی خود بر روي مرز کاراي تولیدي قرار گیرند.

جدول (٤). تعداد و درصد کارایی فنی واحدهاي مرغداري مورد مطالعه

کارایی فنی		
دامنه‌ي کارآیی (%)	تعداد	درصد
کمتر از 70	0	0,00
70-90	12	29/26
90-100	29	70/73
میانگین	0/94	
انحراف معیار	0/06	
بیشینه	0/78	
کمینه	1	

ماخذ: یافته‌هاي تحقیق

با توجه به شکاف 6 درصدي در استفاده‌ي بهینه از نهاده‌ها، واحدهاي مورد مطالعه می‌توانند با کاهش استفاده از نهاده‌هاي اضافی بدون کاهش در میزان محصول کارآیی فنی خود را افزایش دهند و از این طریق می‌توانند از هدر رفتن نهاده‌هاي تولید جلوگیري کرده و روي مرز کارآي تولید قرار گیرند.

اطلاعات جدول (5) نشان می‌دهد که 48/78 درصد (تعداد 20 واحد) از واحدهاي مورد مطالعه داراي بازده ثابت نسبت به مقیاس می‌باشند و بیانگر آن است که اگر واحدهاي تولیدي تمامی نهاده‌هاي خود را 2 برابر کنند مقدار تولید نیز 2 برابر خواهد شد. 43/9 درصد (تعداد 18 واحد) از واحدهاي مورد مطالعه داراي بازده صعودي نسبت به مقیاس می‌باشند که این معیار نشان می‌دهد، با فرض این که تمامی نهاده‌هاي تولید مربوط به این واحدها 2 برابر شوند مقدار تولید بیش از 2 برابر افزایش خواهد یافت. 7 درصد (تعداد 3 واحد) از واحدهاي پرورش دهنده‌ي مرغ گوشتی مورد مطالعه داراي بازده نزولی نسبت به مقیاس هستند و این بیانگر این است که با فرض این که واحدهاي تولیدي تمامی نهاده‌هاي تولیدي خود را 2 برابر افزایش دهند، مقدار تولید کمتر از 2 برابر افزایش خواهد یافت. با توجه به تعریف کارآیی

فنی، کاهش مقیاس تولید این واحدها موجب افزایش کارآیی فنی و در نتیجه افزایش کارآیی اقتصادي آن‌ها خواهد شد. با توجه به اطلاعات جدول (5) مشاهده می‌شود به طور متوسط مقادیر کارآیی براي واحدهاي مورد بررسی در شرایط بازده ثابت نسبت به مقیاس در مقایسه با بازده صعودي و نزولی نسبت به مقیاس بیش‌تر می‌باشد. افزون بر آن، واحدهاي مرغداري در شرایط بازده نزولی و صعودي نسبت به مقیاس، بر روي نقطه‌ي بهینه‌ي تولید عمل نکرده که باید مقادیر استفاده از نهاده‌ها را با توجه به قیمت آن‌ها به ترتیب کاهش یا افزایش داده تا به نقطه‌ي بهینه‌ي تولیدي دست یافته و باعث به‌بود کارآیی آن‌ها شود که موجب به‌بود وضعیت سوددهی آن‌ها خواهد شد.

جدول (5). بازده نسبت به مقیاس واحدهاي پرورش دهنده‌ي مرغ گوشتی

انوع بازده نسبت به مقیاس	تعداد واحد	درصد	متوسط تولید گوشت (تن)	میانگین کارایی(درصد)
بازده ثابت نسبت به مقیاس	20	48/78	157/55	91
بازده نزولی نسبت به مقیاس	3	7/32	159	94
بازده صعودي نسبت به مقیاس	18	43/9	93/200	97

ماخذ: یافته‌هاي تحقیق

نتیجه‌گیري و پیش‌نهادها

در این مطالعه، کارایی فنی واحدهاي مرغداري منطقه‌ي سیستان با استفاده از راه‌کار ناپارامتریک تصادفی تعیین شد. نتایج مطالعه نشان داد که بیش‌تر واحدهاي مورد مطالعه از لحاظ فنی کارا می‌باشند و میانگین کارایی فنی آن‌ها برابر 94 درصد است. براي کاهش این شکاف 6 درصدي به نحوي که تمامی واحدها کارا شوند، با افزایش بهره‌وري نهاده‌ها می‌توان از یک سو از هدر رفتن منابع جلوگیري کرد و از سوي دیگر باعث کاهش متوسط هزینه‌ي تولید گوشت مرغ شد و در نتیجه میزان سود و کارایی فنی واحدهاي تولیدي را افزایش داد. بنابراین پیش‌نهاد می‌شود در خصوص عواملی هم‌چون عرضه‌ي جوجه‌ي مرغوب به بازار، تامین

اعتبار با هزینه‌ي کم، به‌بود درکیفیت دارو و واکسن و عرضه‌ي به موقع آن‌ها اقدام‌هاي لازم انجام گیرد تا افزایش بهره وري و کارایی و در نتیجه، افزایش سود مرغداري‌ها تحقق یابد.

افزون بر آن، دیده شد که برخی از واحدهاي منطقه در مقیاسی بهینه تولید نمی‌کنند که توصیه می‌شود با استفاده‌ي صحیح از نهاده‌ها و تغییر مناسب در هزینه‌هاي واحد تولیدي، تولید را به مقیاس مطلوب حرکت داد.

با توجه به نتایج مطالعه، پیش‌نهاد می‌شود با برگزاري دوره‌هاي آموزشی و ترویجی در زمینه‌ي کاربرد درست و بهینه‌ي نهاده‌هاي تولید از لحاظ دورنماي اقتصادي و مدیریتی، اعمال سیاست‌هاي حمایتی در خصوص بازار نهاده و فروش محصول براي کاهش هدر رفتن عوامل تولید و ارتقاي سطح دانش مدیران و عوامل دخیل در تولید مرغ در سیستان بتوان درآمد مدیران واحدهاي مرغداري و کارایی آن‌ها را به‌بود بخشید. در پایان، لزوم مطالعه‌ي بیش‌تر در زمینه‌ي عوامل تاثیرگذار بر افزایش کارایی تولید براي ارایه‌ي سیاست‌هاي مناسب تولید مورد تاکید است.

منابع

حاجیانی، پ.، خلیلیان، ص.، ابریشمی، ح. و پیکانی، غ. (1384). بررسی کارایی فنی ناوگان صید میگوي خلیج فارس: مطالعه‌ي موردي استان بوشهر. فصل‌نامه‌ي اقتصاد کشاورزي و توسعه، ویژه‌نامه‌ي بهره‌وري و کارایی. 13 (ویژه‌نامه): 225-201.

زهري، م. (1383). اصول پرورش طیور. انتشارات دانشگاه تهران.

سازمان جهاد کشاورزي استان سیستان و بلوچستان (1384).

فطرس، م. و سلگی، م. (1381). اندازه‌گیري کارایی و بازدهی نسبت به مقیاس واحدهاي پرورش جوجه‌ي گوشتی: مطالعه‌ي موردي استان همدان. فصل‌نامه‌ي اقتصاد کشاورزي و توسعه، 10 (38): 65-47.

محمدي، ه. و صدرالاشرفی، س. م. (1384). مطالعه‌ي کارایی اقتصادي تعاونی‌هاي توليد دشت قمرود با استفاده از دو روش مرز تصادفی و تحليل فراگير داده ها. مجله‌ي علوم کشاورزي، 11 (4): 33-19.

Afriat, S. N. (1967). The construction of a utility function form expenditure data. *International Economic Review*, 8: 67-77.

Afriat, S. N. (1972). Efficiency estimation of production functions. *International Economic Review*, 13: 568-598.

Aigner, D. J. and Chu, S. (1968). On estimating the industry production function. *American Economic Review*, 58: 826-839.

Aigner, D. J., Lovell, C. A. K. and Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier models. *Journal of Econometrics*, 6: 21-37.

Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1995). A model for inefficiency effects in a stochastic frontier production function for a panel data. *Empirical Economics*, 20: 325-332.

Charnes, A., Cooper, W. W. and Rhodes, E. (1978). Measuring the inefficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2 (6): 429-444.

Fan, Y., Li, Q. and Weersink, A. (1996). Semiparametric estimation of stochastic production frontier models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 14 (4): 460-468.

Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society Series A, General*, 120 (3): 253-282.

Henderson, D. J. and Simar, L. (2005). A fully nonparametric stochastic frontier model for panel data. Discussion Paper 0417, Institute de Statistique, University Catholique de Louvain.

Johenson, A. L. and Mcginnis, L. F. (2008). Outlier detection in two stage semiparametric DEA models. *European Journal of Operational Research*, 187: 629-635.

Jondrow, J., Lovell, C. A. K., Materov, I. S. and Schmidt, P. (1982). On estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, 19: 233-238.

Kao, C. and Liu, S. T. (2008). Stochastic data envelopment analysis in measuring the efficiency of Taiwan commercial banks. *European Journal of Operational Research*, Available online at www.sciencedirect.com

Kumbhakar, S. C. and Lovell, C. A. K. (2000). Stochastic frontier analysis. Cambridge University Press, Cambridge.

Kumbhakar, S. C., Park, B. U., Simar, L. and Tsionas, E. G. (2004). Nonparametric stochastic frontiers: A local maximum likelihood approach. *Journal of Econometrics*, 137 (1):1-27.

Kuosmanen, T. (2003). Duality theory of non-convex technologies. *Journal of Productivity Analysis*, 20: 273-304.

Kuosmanen, T. (2006). Convex nonparametric least squares: multiple regressions, Interpolation and statistical inference, unpublished manuscript. Available from the author by request.

Kuosmanen, T. (2006). Stochastic nonparametric envelopment of data: combining virtues of SFA and DEA in a unified framework. Economic research unit, MTT Agrifood research Finland, Luutnantintie 13, 00410 Helsinki, Finland.

Kuosmanen T., Cherchye, L. and Sipilainen, T. (2006) The law of one price in data envelopment analysis: Restricting weight flexibility across firms. *European Journal of Operational Research*, 170 (3): 735-757.

Meeusen, W. and Van Den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 8: 435-444.

Murillo-Zamorano, L. R. (2004). Economic efficiency and frontier techniques. *Journal of Economic Surveys*, 18 (1): 33-77.

Park, B. and Simar, L. (1994). Efficient semi parametric estimation in a stochastic frontier model. *Journal of the American Statistical Association*, 89 (427): 929-936.

Park, B., Sickles, R. C. and Simar, L. (1998). Stochastic panel frontiers, A semi parametric approach. *Journal of Econometrics*, 84: 273-301.

Park, B., Sickles, R. C. and Simar, L. (2003). Semi parametric efficient estimation of AR (1) panel data models. *Journal of Econometrics*, 117: 279-309.

Simar, L. and Wilson, P. (2006). Estimation and inference in Tow- Stage, Semi-parametric models of production processes. *Journal of Econometrics* (in press).

Timmer, P. (1971). Using a probabilistic frontier production function to measure technical efficiency. *Journal of Political Economy*, 79: 776-794.