مرز تصادفی پنل برای بررسی اثرات هدفمندسازی یارانه‌ها

مطالعهٔ موردی: واحدهای مرغداری در منطقهٔ سیستان

حسینعلی نجفی[1*]، دکتر ماشاالله سالارپور[2]، دکتر حمید محمدی[3]
[*]۱- کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، نویسنده مسئول و مهندس ناظر جهاد کشاورزی زابل
۲- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل
۳- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل
ایمیل نویسنده مسئول: hosainali1793000@gmail.com

چکیده

در این تحقیق از مدل مرز تصادفی پنل و حداکثر آنتروپی تعمیم یافته برای اندازه‌گیری کارایی مرغداری‌های گوشتی منطقهٔ سیستان، طی سالهای ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ استفاده شد. نتایج نشان داد،۸۲ درصد واحدهای مرغداری در سیستان فعال هستند و در سال ۱۳۹۱(بعد از هدفمندسازی) مصرف نهاده های دان، سوخت و نیروی کار و همچنین میانگین تلفات در هر واحد کاهش یافته و هزینهٔ برق و آب، متوسط هزینهٔ خرید هر قطعه جوجه، متوسط هزینهٔ خرید هر کیلو دان، میانگین دستمزد نیروی کار، میانگین گوشت تولیدی و کارایی واحد های مرغداری نیز در سیستان، افزایش یافته است. نتایج حاصل از تخمین مدل مرز تصادفی پنل و اندازه گیری کارایی حاکی از وجود ۲۴ درصد شکاف بین کاراترین و ناکاراترین تولید کننده می‌باشد و اغلب واحدهای مرغداری در مقیاس بهینه عمل نمی کنند، بنابراین پیشنهاد می شود، با استفادهٔ صحیح از نهاده‌ها و تغییر مناسب هزینه های واحد تولیدی، تولید را به سمت مقیاس مطلوب حرکت دهیم و چون شکاف کارایی نتیجه تفاوت در مدیریت و پروسه تولید است ضمن بازنگری در شیوه اجرای طرح هدفمندسازی یارانه ها، در برنامه‌های آموزشی و ترویجی برای آموزش مرغداران نیز، از کارشناسان مجرب و آشنا به وضعیت منطقه در رابطه با تغذیه و بهداشت طیور استفاده شود.

کلمات کلیدی: سیستان، کارایی، مرز تصادفی پنل، حداکثر آنتروپی تعمیم یافته، هدفمند سازی یارانه‌ها، مرغداری

مقدمه

پرداخت یارانه در کشورهای مختلف به منظور حمایت از تولید کنندگان و یا مصرف کنندگان است. از آنجاکه این حمایتها در دراز مدت موجب تخصیص نابهینه و یا هدر رفتن منابع می گردد، شکل حمایتها تغییر یافته و یا بکلی حذف شده‌اند. هدفمند کردن یارانه‌ها، اصلاح نظام قیمت‌ها و بویژه اصلاح نظام قیمت‌های نسبی است. انحراف در قیمت های نسبی موجب عدم کارایی و انحراف در تخصیص منابع می‌شود. واحدهای مرغداری از مراکز مهم تولیدی بوده و متأثر از هدفمند کردن یارانه‌ها هستند. صنعت مرغداری در ایران بیشترین حجم سرمایه گذاری پس از نفت را به خود اختصاص داده است، با این حال هنوز نتوانسته جایی درخور در اقتصاد کشور داشته باشد. دخالت قیم مآبانه دولت و دادن وام های کلان از کانال های غیر کارشناسانه، زمینهٔ حضور افراد غیر کارشناس را در این بخش فراهم کرده که یکی از بزرگترین مشکلات صنعت مرغداری به شمار می رود(رمضانی، ۱۳۸۰). از نظر تولید، میزان بهره برداری از سالن های گوشتی در دنیا ۶-۵/۵ دوره در سال و در ایران به طور متوسط ۳ دوره می باشد و ضریب تبدیل دان در دنیا ۱/۷ و حداکثر ۱/۸ و در ایران ۲ و بطور عادی ۲/۵ می باشد. از نظر بهداشتی به علت عدم تمرکز در تولید، نظارت و کنترول بر جوجه ها و خوراک، تلفات بالاست. از نظر تجهیزات مرغداری علی رغم تهیه خوراک و تأسیسات مناسب در اغلب موارد، تجهیزات مرغداریها فرسوده و خارج از استاندارد بوده و سیکل دان غالبا ناقص است که این موضوع، بالا بودن ضریب تبدیل را به همراه دارد(محمدی، ۱۳۸۳). در بین اقلام مختلف تشکیل دهندهٔ غذای مرغ، ذرت، کنجاله سویا و پودر ماهی به طور متوسط ۶۲ تا ۷۰ درصد از هزینه خوراک مرغ را تشکیل می دهند و در نتیجه روند مناسب قیمت این نهاده ها تأثیر شگرفی بر قیمت گوشت مرغ دارد و در این میان قیمت ذرت دارای بیشترین تأثیر بر قیمت گوشت مرغ می باشد(مشایخی، ۱۳۹۰). در حال حاضر در استان سیستان و بلوچستان، چهار کشتارگاه طیور در شهرهای خاش، زاهدان، ایرانشهر و زهک با ظرفیت ۶ هزار قطعه در ساعت فعالیت دارند که زمینه اشتغال ۱۸۰ نفر در این کشتارگاه‌ها فراهم شده است. سالانه ۱۳ هزار تن گوشت سفید در این استان تولید می‌شود که ۲۳ درصد گوشت مرغ مورد نیاز داخل استان را تأمین می کند. این استان دارای ۱۴۵ واحد مرغداری به ظرفیت ۳ میلیون و ۷۰۰ هزار قطعه در هر دوره است که این واحدها می‌توانند در سال تا چهار دوره جوجه‌ریزی داشته باشند(موحدنیا، ۱۳۹۱). هدف از انجام این تحقیق، اندازه گیری و تجزیه و تحلیل کارایی مرغداری‌های گوشتی در سیستان طی سالهای ۱۳۸۹ و ۱۳۹۱ یعنی قبل و بعد از هدفمند سازی به منظور بررسی آثار هدفمندسازی یارانه ها بر کارایی واحد های مرغداری می باشد. از آنجا که شرایط محلی و موقعیت جغرافیایی هر منطقه متفاوت است، بنابراین تحقیقات منطقه‌ای وتوصیه‌های محلی مهمترین عامل برای افزایش تولید و رفع مشکلات مرغداران منطقه است.

تا کنون مطالعاتی در زمینهٔ یارانه، هدفمندسازی یارانه‌ها، روش مرز تصادفی و حداکثر آنتروپی تعمیم یافته، کارایی و بهره‌وری عوامل تولید و بخش کشاورزی انجام شده است که در ادامه به برخی از آنها اشاره می‌شود.

کرمی و همکاران (۱۳۸۹)، آثار اصلاح یارانه غدا بر تولید و سهم عوامل تولید در ایران را با کاربرد مدل تعادل عمومی قابل محاسبه بررسی نمودند که بر اساس نتایج، سیاست‌های هدفمندی یارانهٔ غذا به دلیل داشتن کمترین پیامد منفی بر تولید را و حمایت از اقشار نیازمند جامعه و کاهش مخارج دولت، پیشنهاد شده‌اند. علیجانی، سالارپور و صبوحی

(۱۳۹۱)، در مقالهٔ ارزیابی اثر حذف یارانه تولید بر بخش کشاورزی در قالب مدل تعادل عمومی نتیجه گرفتند تولید، ارزش افزوده و صادرات فعالیت‌های زراعت، دامداری و مرغداری بیشتر از سایر فعالیت‌های موجود در بخش کشاورزی کاهش یافته است. عباسیان و همکاران (۱۳۸۵)، به بررسی بهره‌وری تعاونی‌های طیور در استان سیستان و بلوچستان، با برآورد تابع تولید ترانسدنتال پرداختند نتایج نشان داد، به منظور افزایش تولید و در راستای بهبود فناوری باید از جوجه اصلاح شده و سالم و دان مرغوب استفاده شود. مجرد و همکاران (۱۳۸۷)، طی مقاله‌ای تحت عنوان معرفی راهکار ناپارامتریک تصادفی در تخمین کارایی فنی به مطالعه واحدهای مرغداری در منطقهٔ سیستان با ترکیب دو روش تابع تولید مرز تصادفی و تحلیل پوششی داده ها در چارچوبی واحد پرداختند نتایج نشان داد اغلب واحدهای مرغداری از لحاظ فنی کارا بوده و میانگین کارایی واحدهای مورد مطالعه ۹۴ درصد می باشد. فلسفی زاده و همکاران (۱۳۸۷)، کارایی برنج کاران ایران را با استفاده از روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته مورد بررسی قرار دادند نتایج نشان داد به دلیل پایین بودن نسبی کارایی هزینه‌ای در اکثر استان‌های کشور اتخاذ تصمیمات مدیریتی جهت بهینه کردن تولید ضروری به نظر می رسد. دشتی و همکاران (۱۳۹۰)، عوامل مؤثر برکارایی تکنیکی واحدهای مرغداری گوشتی شهرستان سنقر و کلیایی را با استفاده از رهیافت تابع تولید مرزی تصادفی و تحلیل پوششی داده‌ها مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند که عواملی مانند تعداد جوجه یکروزه، سطح تجهیزات و تعداد دوره‌های تولید در سال اثر مثبت و معنی‌داری بر کارایی تکنیکی دارند. ثابت شیرازی و همکاران (۱۳۹۰)، در مقاله‌ای با عنوان اندازه گیری انواع کارایی در واحدهای پرورش جوجه گوشتی استان فارس، نتیجه گرفتند که در صورت اعمال برنامه‌ریزی، واحدها می‌توانند، خروجی خود را تا ۱۲ درصد با امکانات موجود افزایش دهند. محمدی (۱۳۹۰)، در مقاله‌ای با عنوان کاربرد روش تحلیل پوششی داده ها در بررسی کارایی تولید محصولات گلخانه‌ای خیار استان فارس نتیجه گرفت که با وجود بازده ثابت نسبت به مقیاس، کارآیی فنی واحدها در دامنهٔ ۱۰۰-۳۵٪ قرار دارد، که طیف وسیعی از کارآیی را نشان می‌دهد. صبوحی و احمدپوربرازجانی (۱۳۹۰)، در مقاله‌ای با عنوان برآورد تابع‌های تقاضای محصولات کشاورزی ایران با استفاده از روش برنامه‌ریزی ریاضی(کاربرد روش بیشترین بی‌نظمی)، توابع تقاضای ۳۵ محصول عمدهٔ کشاورزی را محاسبه کردند، نتایج نشان داد مقدار تقاضای بیشتر گروه‌ها نسبت به تغییرات قیمت کم‌کشش است. هلویت و همکاران (Helvoigt *et al*, 2009) در مقاله‌ای با عنوان تحلیل مرز تصادفی روی پیشرفت فنی، تغییر کارایی و رشد تولید در کارخانه‌های چوب‌بری شمال غرب اقیانوس آرام نتیجه گرفتند که در طول دورهٔ ۳۰ ساله مورد مطالعه رشد بهره‌وری بالا بوده و این به علت پیشرفت فنی و انحصار بوده است اما اشتغال کاهش یافته است که ۶۲ درصد این کاهش به دلیل تغییرات ورودی و خروجی کارگران غیر حرفه‌ای و تنها ۳۸ درصد کاهش اشتغال به دلیل تغییرات فنی بوده است. ایزه (Ezeh, 2012) در مقاله‌اش با عنوان کارایی فنی در تولید مرغ گوشتی با استفاده از تابع تولید مرزی(کاب-داگلاس) نتیجه گرفت که کارایی فنی تخمین زده شده مزارع در بازه ۸ و ۹۷ درصد بوده و میانگین آن ۷۵ درصد می باشد و عوامل اجتماعی و اقتصادی مانند اندازه خانوار، سن و سطح آموزش بر کارایی فنی تاثیر گذارند. اوهاجیانی و همکاران (Ohajiany *et al*, 2013) در مقاله‌اش با عنوان محاسبه کارایی های فنی و اقتصادی در تولید مرغ گوشتی با استفاده از روش مرز تصادفی نتیجه گرفت که کارایی فنی مرغداری ها ۷۵ درصد بوده و میانگین بهره وری اقتصادی آنها ۲۱

درصد می باشد.

روش تحقیق

کارایی در تولید روشی است جهت اطمینان حاصل کردن از اینکه تولیدات یک واحد اقتصادی در بهترین و پرسودترین حالت ممکن تولید می‌شوند و برای جلوگیری از به هدر رفتن منابع از اهمیت ویژه‌ای دارد(kumbhakar, 2000).

روش پارامتریک (تحلیل مرز تصادفی) تعیین کارایی[1]: بر اساس فارل (۱۹۵۷) کارایی بنگاه‌ها عبارت است از کارایی فنی و کارایی تخصیصی و از ترکیب این دو جزء کارایی کل (کارایی اقتصادی) بدست می‌آید. ایگنر و چو[2] (۱۹۶۸) مرز پارامتریک تابع تولید فرم کاب–داگلاس را با استفاده از نمونه N تایی واحدهای تولیدی برآورد کردند. مدل مذکور به صورت زیر تعریف می‌شود(Coelli *et al*, 2002).

$$\ln(y_1) = x_1\beta - u_1 \quad , i = 1,2,\dots,N \qquad (۱)$$

$\ln(y_1)$ لگاریتم محصول برای بنگاه iام می‌باشد. Xi بردار ردیفی نهاده‌های مورد استفاده بنگاه iام با مرتبه (k+1) است، به این صورت که اولین عنصر بردار مذکور یک و مابقی عناصر آن لگاریتم مقادیر داده‌های مورد استفاده بنگاه iام می باشد. $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)'$ بردار ستونی پارامترهای مدل است که مورد تخمین قرار می‌گیرند. u_i متغیر غیر منفی است که مربوط به عدم کارایی تولید بنگاه در صنعت مشخصی می‌باشد. نسبت محصول قابل مشاهده بنگاه iام به محصول بالقوه (بوسیله تابع مرزی با بردار نهاده‌های X_i معین، تعیین می‌شود) به عنوان کارایی فنی بنگاه iام می‌باشد و بصورت زیر نشان داده می‌شود.

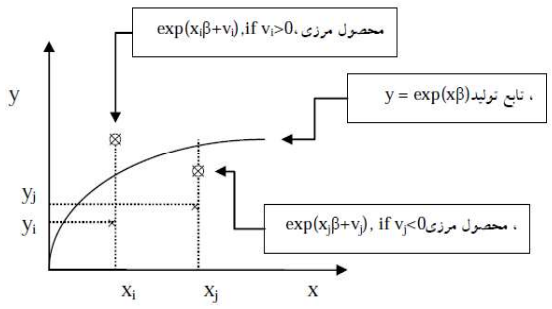
$$TE_i = \frac{y_i}{\exp(x\beta)} = \frac{\exp(x_i\beta - u_i)}{\exp(x_i\beta)} = \exp(-u) \qquad (۲)$$

تابع تولید مرز تصادفی: میوزن و وان دن بروک[3](۱۹۷۷)، ایگنر، لوول و اسمیت[4](۱۹۷۷) بطور جداگانه تابع تولید مرز تصادفی را مورد استفاده قرار دادند به این صورت که مدل مذکور با اضافه کردن جزء خطای تصادفی vi علاوه بر متغیر تصادفی غیر منفی ui در رابطه (۱) بدست آمد که بصورت زیر نشان داده می‌شود.

$$\ln(y_i) = x_i\beta + v_i - u_i \quad , i = 1,2,\dots,N \qquad (۳)$$

V_i جزء خطای تصادفی است که عوامل تصادفی مانند اثرات آب و هوایی، شانس، اعتصابات و غیره را در تولید محصول در نظر می‌گیرد. ایگنر، لوول و اسمیت (۱۹۷۷) فرض کردند که V_i ها دارای توزیع نرمال تصادفی، مستقل و معین با میانگین صفر و واریانس ثابت σ_v^2 مستقل از u_i ها (دارای توزیع تصادفی نیمه نرمال و یا نمایی مستقل و معین) می‌باشند. به مدل نشان داده شده در رابطه (۳) تابع تولید مرز تصادفی گفته می‌شود، بخاطر اینکه مقادیر محصول بوسیله متغیر تصادفی $(\exp(x_i\beta + v_i))$ از بالا محدود می شود. جزء خطای تصادفی می‌تواند مثبت و هم منفی باشد و بنابراین مقادیر محصول بدست آمده از طریق مرز تصادفی با مقادیر محصول مربوط به قسمت معین $(\exp(x_i\beta))$ مدل مرزی متفاوت است. ترکیب پایه و اساسی مدل مرز تصادفی در شکل زیر نشان داده شده است.

1. Stochastic Frontier Analysis (SFA)
2. Aigner and Chu.
3. Meeusen and Van Den Broeck.
4. Aigner, Lovell and Schmidt.



مأخذ: (Coelli *et al*, 2002)

جزء معین مدل مرزی ($y = \exp(x\beta)$) با فرض بازده نسبت به مقیاس کاهشی رسم شده است. بنگاه iام با استفاده از نهاده‌ی x_i مقدار محصول y_i را تولید می‌کند که با علامت ⊗ مقدار نهاده–ستاده بنگاه مذکور در بالای x_i نشان داده شده است. مقدار محصول مرز تصادفی بنگاه iام ($y_i^* = \exp(x_i\beta + v_i)$) با علامت ⊗ در بالای تابع تولید مشخص شده که بخاطر جزء خطای تصادفی مثبت V_i می‌باشد. با توجه به اینکه محصول مرزی ($y_j^* = \exp(x_j\beta + v_j)$) بنگاه مذکور پایین‌تر از تابع تولید می‌باشد و این بخاطر وجود جزء خطای تصادفی منفی V_j است. در نتیجه جزء معین مدل مرز تصادفی بین محصولات مرز تصادفی قرار می‌گیرد. محصولات مشاهده شده از مدل مرز تصادفی زمانی، از مقادیر آن مربوط به جزء معین مدل مرز تصادفی بیشتر خواهد بود ($y_i > exp(x_i\beta)$ if $v_i > u_i$) اگر جزء خطای تصادفی بزرگتر از اثرات عدم کارایی باشد(Coelli *et al*, 2002).

روش‌های برآورد پارامترهای تابع مرز تصادفی: پارامترهای تابع مرز تصادفی با استفاده از روش ML[5] و یا روش COLS[6] معرفی شده بوسیله ریچموند[7] (۱۹۷۴) می توانند تخمین زده شوند. برآوردگر ML بطور مجانبی از برآوردگر COLS کاراتر است. اما خصوصیات دو برآوردگر در نمونه‌های محدود قابل تشخیص نیست. بدین منظور خصوصیات نمونه محدود برای مدل مرزی نیمه نرمال بوسیله روش مونت کارلو توسط کویلی (۱۹۹۵) مطالعه شد، وی نتیجه گرفت وقتی سهم اثرات عدم کارایی در واریانس کل بزرگ باشد، برآوردگر ML بطور معنی‌داری نسبت به برآوردگر COLS بهتر عمل می‌کند(Coelli *et al*, 2002).

اندازه‌گیری کارایی توسط مرز تصادفی با داده‌های پنل: در این مبحث فرم نهایی نسخه داده‌های پنل توسط ایگنر لوول و اسمیت (1977) و مرز تولید مطرح شده توسط کولی، پراسادا و باتیس (Coelli *et al*, 1998) استفاده شده است:

$$\ln y_{it} = f(x_{j.it}, t, \beta) + \varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

وقتی داشته باشیم: $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$

همچنین $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ و $u_{it} \sim N(\mu, \sigma_u^2)$ است بنابراین برای معادلهٔ (۴) خواهیم داشت.

5. Maximum Likelihood.

6. Corrected Ordinary Least Squares.

7. Richmond

$y_{it} = \exp f(x_{j,it}, t, \beta) * \exp(v_{it}) * \exp(-u_{it})$ از آنجا که $f(\cdot)$ یک فرم تابعی مناسب (کاب داگلاس و ترانسلوگ) هست، y_{it} محصول بنگاه iام را در زمان t نشان می دهد، $x_{j,it}$ عبارت از سطح نهاده j مربوط به بنگاه iام در زمان t است و β یک بردار پارامترهای ناشناخته است که تخمین زده می شود. انحراف از نقطه واقعی در تولید مشاهده شده از مرز $\exp(v_{it} - u_{it})$ خطای ترکیبی می باشد. v_{it} یک خطای تصادفی متقارن است، که برای اشتباهات آماری بکار رفته است. اختلال متقارن است، v_{it} به دلیل عوامل غیرقابل کنترل مانند آب و هوا، نشانگر ساخت استوکستیک مرز فرض می شود. و u_{it} یک متغیر نامنفی مرتبط با ناکارایی فنی بنگاه است. اشتباهات آماری ناشی از حذف غیر عمدی نهاده های مربوطه و نیز از خطاهای اندازه گیری و خطاهای تقریب با انتخاب فرم تابعی است.

کارایی فنی بنگاه به عنوان نسبت خروجی مشاهده شده y_{it} به حداکثر خروجی امکان پذیر، تعریف می شود. $y_{max} = \exp f(x_{j,it}, \beta_{it}) * \exp(v_{it})$ در یک محیط مناسب، توسط سطح معینی از نهاده هایی که توسط بنگاه استفاده شده تعریف شده است. بنابراین کارایی فنی بنگاه iام در زمان t را می توان از خطاهای دوره بیان کرد چنانکه:

$$TE_i = \frac{y_{it}}{\exp f(x_{j,it}, \beta_{it}) * \exp(v_{it})}$$

همچنین داریم:

$$TE_i = \frac{\exp f(x_{j,it}, \beta_{it}) * \exp(v_{it}) * \exp(-u_{it})}{\exp f(x_{j,it}, \beta_{it}) * \exp(v_{it})}$$

$$TE_{it} = E[\exp(-u_{it}) | (v_{it} - u_{it})]$$

که انتظار می رود ارائه دهندهٔ ناکارایی های فنی، مشروط بر خطای، ε_{it} (۱) باشد. چون u_{it} یک متغیر تصادفی نامنفی است، کارایی های فنی بین صفر و یک قرار می‌گیرد و یک نشان می دهد بنگاه از لحاظ فنی کارا است، در غیر این صورت $TE_i < 1$ معیار سنجش برای کمبود خروجی های مشاهده شده از حداکثر خروجی امکان پذیر در یک محیط مشخص شده را توسط $\exp(v_{it})$ فراهم می کند و باعث تنوع در بین تولیدکنندگان می شود. بطور معمول برای تخمین مرز تصادفی از روش حداکثر احتمال(ML)[8] استفاده و با این فرضیه که توزیع خطاها معلوم باشد برآورد می شود.

انتخاب فرم تابعی برای مدل: توابع تولید کاب داگلاس و ترانسلوگ دو شکل تابعی رایج هستند که در مطالعات تجربی در مورد تولید، از جمله تجزیه و تحلیل مرزی مورد استفاده قرار گرفته‌اند(Battese & Broca, 1997). با این حال، در بسیاری موارد به احتمال زیاد خطای مدل رخ می‌دهد، زیرا فرم تابعی کاب داگلاس معمولا، بسیار محدود است و باید مناسب بودن کاب داگلاس در مقابل یک فرم تابعی قابل انعطاف، مانند ترانسلوگ مورد آزمایش قرار گیرد.

فرم مدل مرزی تصادفی ترانسلوگ:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \ln x_{j,it} + \sum_{j=1}^{k} \sum_{h=1}^{k} \beta_{jh} \ln x_{j,it} \ln x_{h,it} + v_{it} - u_{it}$$

در مطالعات انجام شده در مورد SFA، در مورد فرم تابعی خاص مرز تصادفی، یک فرض برای پیش بینی مورد نیاز است و انتخاب غلط تابع تولید نتایج را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

مشخصات فنی مربوط به مدل: آزمونی لازم است تا خصوصیات مناسب داده ها را به بهترین وجه نشان دهد. در معادلهٔ

8. Maximom liklihood

بالا، $\ln y$ لگاریتم محصول و $\ln x$ لگاریتم هزینه های تولید، در یک سال از مشاهدات است وکارایی فنی در طول زمان ثابت باقی می ماند. دومین آزمایش انجام می شود که آیا نیاز است اثر ناکارایی در مدل گنجانده شود. پارامتر کلیدی $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2}$ است که بین صفر و یک قرار دارد. اگر $\gamma = 0$ شود نشان می دهد نیاز نیست مدل مرز تصادفی تخمین زده شود و تابع جواب معمول (OLS) نمایش مناسبی برای داده ها است و چنانچه γ به یک نزدیک باشد نشان دهندهٔ آن است که مدل مرزی مناسب تر است.

حداکثر آنتروپی تعمیم یافته: در این بخش، مرز هزینه‌ای تخمین زده شده با کاربرد روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته اصلاح شد و k بردار پارامتر β به T نقطه حمایتی (Z_K) و وزن احتمالاتی (P_K) تفکیک می شوند به طوریکه $(2<T<\infty)$ باشد. هر پارامتر همانند روش تحلیل فراگیر داده‌ها با توجه به عملکرد و اطلاعات اولیه داده‌ها با یک نقطه و وزن تعیین می شود. وزن‌های احتمالاتی در مدل تخمین زده می‌شوند و جمع تمام آنها برابر یک است حد بالا و پایین پارامتر β_k ، Z_{kl} و Z_{kT} است. بردار ضرایب به صورت زیر می باشد:

$$\beta = Z_p = \begin{bmatrix} Z_1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & Z_k \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_1 \\ \vdots \\ P_k \end{bmatrix}$$

که در آن Z_k و P_k بردارهای $(T \times 1)$ و در نتیجه Z بردار $(K \times KT)$ و P بردار $(KT \times 1)$ هستند. بردار V_i جزء خطای تصادفی به L نقطه حمایتی (r_i) با وزن احتمالاتی (ω_i) تفکیک می شود به طوری که $(2<T<\infty)$ باشد . بردار V به صورت ضرب ماتریس های زیر می باشد:

$$V = R\omega = \begin{bmatrix} r_1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & r_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \omega_1 \\ \vdots \\ \omega_N \end{bmatrix}$$

که در آن هر یک از بردارهای r_i و ω_i بردارهای $(L \times 1)$ و در نتیجه V یک بردار $(N \times NL)$ و ω بردار $(NL \times 1)$ می باشد . و در نهایت جزء غیر منفی ناکارآمدی u_i به صورت J نقطه حمایتی (q_i) با وزن احتمالاتی (Φ_i) به طوری که $(2<J<\infty)$ باشد ، تفکیک می شود . به علت غیر منفی بودن این جزء حد پایین برابر صفر و بقیه نقاط مثبت هستند. فرم ماتریسی به صورت زیر می باشد:

$$u = Q\Phi = \begin{bmatrix} q_1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & q_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Phi_1 \\ \vdots \\ \Phi_N \end{bmatrix}$$

که در آن Φ_i q_i بردارهای$(J \times 1)$ و در نتیجه U بردار$(N \times NJ)$ و Φ بردار $(NJ \times 1)$ هستند.

$$C = XZ_P + Q\Phi + R\omega$$

در این معادله داده های مربوط به متغیر وابسته C و متغیر مستقل X می باشد . نقاط حمایتی ماتریس های Z ، R و Q با استفاده از اطلاعات اولیه تعیین می شوند و بردار وزن های احتمالاتی P ، Φ و ω با حداکثر سازی تابع آنتروپی در مدل زیر تخمین زده می شوند.

$$\max H(p, \Phi, \omega)$$

Subject to :

$$C = XZ_p + Q\Phi -$$

$$\sum_{i=1}^{n} p_i = 1$$

$$\sum_{i=1}^{n} \Phi_i = 1$$

$$\sum_{i=1}^{n} \omega_i = 1$$

اولین محدودیت تابع خطی هزینه و سه محدودیت دیگر نشان می دهد که مجموع وزن های احتمالاتی برابر یک است. مدل حداکثر آنتروپی تعمیم یافته سازگارترین پاسخ با توجه به اطلاعات اولیه را ارائه می کند.

نتایج و بحث

به منظور انجام این مطالعه، فهرست تمام مرغداریهای منطقهٔ سیستان، جداگانه تهیه شد و پرسشنامه هایی طرح و با محاسبه حضوری با مدیران واحدها، تکمیل گردید سپس مدل مرز تصادفی پنل با استفاده از نرم‌افزار FRONTIER تخمین زده شد و با نرم‌افزار MATLAB مدل حداکثر آنتروپی تعمیم یافته برآورد گردید. جدول(۱) آمار مرغداری‌های منطقه سیستان را به تفکیک شهرستان در سال ۱۳۹۱ نشان می‌دهد، با توجه به این جدول کل مرغداری‌های منطقه سیستان ۵۸ واحد بوده و از این تعداد ۴۸ واحد فعال و ۱۰ واحد غیر فعال بوده‌اند و بیشترین تراکم مرغداری‌ها در شهرستان زابل و کمترین تراکم در شهرستان هیرمند می‌باشد.

جدول(۱): آمار مرغداری‌های فعال و غیر فعال منطقه سیستان در سال ۱۳۹۱

آمار مرغداری‌ها به تفکیک شهرستان در سال ۱۳۹۱	کل	فعال	درصد	غیر فعال	درصد
تعداد مرغداری های زابل	۳۸	۳۵	۹۲/۱	۳	۷/۹
تعداد مرغداری های زهک	۱۸	۱۲	۶۶/۷	۶	۳۳/۳
تعداد مرغداری های هیرمند	۲	۱	۵۰	۱	۵۰
تعداد مرغداری های کل منطقه سیستان	۵۸	۴۸	۸۲/۷۶	۱۰	۱۷/۲۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول(۲) خلاصه آمار توصیفی واحدهای مرغداری منطقه را نشان می‌دهد، ملاحظه می‌شود میانگین گوشت تولیدی افزایش نسبی داشته و برای هر دو دوره مورد بررسی، میانگین ظرفیت مرغداری‌ها ۲۷/۶ هزارقطعه و متوسط فاصله واحدها از مرکز شهرستان ۹ کیلومتر بوده است. متوسط جوجه ریخته شده در سال ۱۳۹۱ (بعد از هدفمندسازی) نسبت به سال ۱۳۸۹ (قبل از هدفمندسازی) نیز کاهش نسبی داشته و متوسط مصرف دان به ازای هر واحد و میانگین سوخت مصرفی هر واحد در سال ۱۳۹۱ کاهش داشته است. متوسط نیروی کار دائم در هر واحد نیز در سال ۱۳۸۹، ۴ نفر و در سال ۱۳۹۱، ۳/۶ نفر بوده است و میانگین تلفات در هر واحد در سال ۱۳۹۱ کاهش نشان می دهد. متوسط هزینه خرید هر قطعه جوجه و هر کیلو خوراک و متوسط دستمزد نیروی کار در سال ۱۳۹۱ افزایش داشته است. متوسط هزینهٔ آب و برق مصرفی و میانگین هزینه سرانه بهداشت و درمان و هزینه سرانه استهلاک سرمایه در سال ۱۳۹۱ افزایش داشته است.

جدول(۲): خلاصه آمار توصیفی مدل تجزیه و تحلیل کارایی فنی مرغداری‌های منطقه سیستان

پارامترها*	سال ۱۳۸۹ (قبل از هدفمندسازی یارانه‌ها)			سال ۱۳۹۱ (بعد از هدفمندسازی یارانه‌ها)		
	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
گوشت تولیدی هر واحد در سال (تن)	۸۸/۱۸	۶۵	۱۸	۳۹۵	۹۳	۶۷	۱۷	۳۶۵
ظرفیت مرغداری (هزارقطعه)	۲۷/۶۱	۱۲/۴۱	۱۰	۶۳	۲۷/۶۱	۱۲/۴۱	۱۰	۶۳
جوجه ریخته شده در سال (هزارقطعه)	۴۸	۲۹/۹	۵	۱۷۰	۴۵	۳۲/۷	۵	۱۵۰
کل خوراک مصرفی در سال (تن)	۲۲۲/۲	۱۷۹/۲	۴۲	۱۲۰۰	۱۹۴/۵	۱۵۰/۹	۴۱	۸۰۰
کل سوخت مصرفی در سال (هزارلیتر)	۶۴/۸	۴۹/۴	۱۴	۳۰۰	۶۱	۴۸	۱۶	۲۵۰
فاصله واحد از مرکز شهرستان (کیلومتر)	۹	۴/۸	۱	۲۲	۹	۴/۸	۱	۲۲
نیروی کار دایم در هر دوره (نفر)	۴	۱/۴	۲	۹	۳/۶	۱/۲	۲	۷
میزان تلفات در سال (هزارقطعه)	۷/۱	۴/۵	۰/۹	۲۳	۵/۲	۵/۸	۰/۸	۳۶
سابقه کاری مرغدار (سال)	۱۰/۳	۵/۷۵	۱	۲۸	۱۱/۶	۵/۹۹	۳	۳۰
هزینه هر قطعه جوجه (تومان)	۵۰۶/۲	۴۰/۷۷	۴۵۰	۵۵۰	۹۱۷/۷	۱۲۶	۷۵۰	۱۲۰۰
هزینه هر کیلو خوراک (تومان)	۵۱۳/۵	۴۸	۴۵۰	۶۰۰	۹۸۱/۳	۶۰/۷	۹۰۰	۱۱۰۰
هزینه هر نیروی کار (هزارتومان)	۸/۱۹	۰/۹۴	۷	۱۰	۱۲/۷۷	۱/۶	۱۰	۱۶
هزینه هر جوجه تلف شده (تومان)	۱/۹۶	۰/۴۸	۱/۲	۳	۳/۵	۰/۷	۲/۹	۶
کل هزینه برق مصرفی در سال (هزارتومان)	۴۶۱/۸	۳۴۳/۳	۴۵	۲۱۰۰	۹۷۲/۸	۶۳۲	۸۵	۲۸۰۰
کل هزینه آب مصرفی در سال (هزارتومان)	۳۳۲/۲	۲۷۵	۷۰	۱۶۷۰	۶۷۰	۴۹۵	۱۱۰	۲۱۵۰
هزینه سرانه بهداشت و درمان (تومان)	۱۰/۴۲	۴/۲	۶	۲۰	۱۶/۱۳	۴/۸۷	۹	۳۵
هزینه سرانه استهلاک سرمایه (تومان)	۲۹/۵	۴۹/۵	۰	۲۸۳	۱۱۴	۱۱۰	۲۳	۳۹۳

* پارامتر ها مربوط به هر واحد مرغداری می‌باشد.

نتایج مربوط به کارایی واحدهای مرغداری بر اساس مدل مرز تصادفی پنل: جدول (۳) نتایج تخمین تابع ترانسلوگ مرز تصادفی پنل را برای واحدهای مرغداری منطقهٔ سیستان طی سال های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۱، نشان می‌دهد. در این مرحله، الگوی مرز تصادفی پنل با بهره‌گیری از روش حداکثر راستنمایی و استفاده از نرم افزار اقتصاد سنجی ویژه توابع مرزی، FRONTIER برآورد شد و فرم تابعی ترانسلوگ با یک ستانده مطلوب (میزان گوشت تولید شده در سال) و چهار نهاده (X1: دان مصرفی، X2: جوجه ریخته شده، X3 : نیروی کار دائم و X4: سوخت مصرفی در سال) انتخاب گردید. آمارهٔ γ بدست آمده از مدل ۰/۷۱ می باشد و نشان می‌دهد، روش حداکثر راستنمایی به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد و بخش بزرگی از انحرافات از عوامل مدیریتی تأثیرپذیر است و نوسانات تصادفی تولید بر کارایی تأثیر کمتری دارد. آمارهٔ η نیز از لحاظ آماری در سطح یک درصد معنی‌دار شده و نشان می‌دهد، کارایی دو دورهٔ مورد بررسی اختلاف معنی‌داری با هم داشته‌اند.

جدول (۳): تخمین تابع مرز تصادفی پنل برای واحدهای مرغداری منطقهء سیستان

متغیرها	پارامترها	واحدهای مرغداری در سال۱۳۸۹ و۱۳۹۱(قبل و بعد از هدفمندسازی)		
		ضرایب	انحراف معیار	آمارهٔ t
Constant		۶/۹۷	۰/۹۸	۷/۱۱ ***
Ln X1		−۰/۳۳	۰/۲۶	۱/۲۶ *
Ln X2		۰/۶۵	۰/۶۵	۱/۳۲ *
Ln X3		۱۳/۱۷	۰/۹۷	۱۳/۴۷ ***
Ln X4		−۵/۲۳	۰/۸۲	−۶/۳۴ ***
$\frac{1}{2}$ Ln X1×Ln X1		−۲/۸	۰/۶۷	−۴/۱۶ ***
$\frac{1}{2}$ Ln X2×Ln X2		−۵/۷۸	۱/۰۵	−۵/۵ ***
$\frac{1}{2}$ Ln X3×Ln X3		−۱/۰۷	۱/۳۷	−۱/۲۸ *
$\frac{1}{2}$ Ln X4×Ln X4		−۱/۶۸	۰/۹	−۱/۸۶ **
Ln X1×Ln X2		۳/۴۷	۰/۶۹	۴/۹۷ ***
Ln X1×Ln X3		−۵/۳۹	۰/۷۳	−۷/۳۴ ***
Ln X1×Ln X4		۲/۳۸	۰/۶۲	۳/۸۴ ***
Ln X2×Ln X3		۵/۰۵	۰/۸۶	۵/۸۵ ***
Ln X2×Ln X4		−۰/۳۶	۰/۷۲	−۱/۵ *
Ln X3×Ln X4		−۰/۲۸	۰/۸۳	−۱/۳۳ *
Sigma-squared			۱/۴۴ ***	
gamma	γ		۰/۵۱ **	
η			۱/۵ ***	
Log likelihood function			−۱۵۶/۳۸	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* ، ** ، *** به ترتیب بیانگر معنیدار بودن پارامترها از لحاظ آماری در سطح ده درصد، پنج درصد و یک درصد می‌باشند.

با توجه به نتایج بدست آمده تقریباً ضرائب همهٔ پارامترهای مدل معنی‌دار بوده و سطح معنی‌داری هر کدام از ضرائب در جدول فوق قابل مشاهده است. با توجه به نتایج، ضرایب متغیرهای دان مصرفی و سوخت مصرفی دارای علامت منفی بوده و تأثیر منفی بر تولید واحد های مرغداری دارند. می توان گفت این عوامل تولید بیش از حد بهینه مورد استفاده قرار گرفته‌اند و با تعدیل آنها امکان بهبود کارایی فنی مرغداری ها و افزایش تولید بدون افزایش در استفاده از نهاده ها وجود دارد. ضرایب جوجه ریخته شده و نیروی کار دائم دارای علامت مثبت بوده و تأثیر مثبت بر سود کسب شده واحد های مرغداری دارند. بنابراین افزایش این نهاده ها موجب افزایش تولید خواهد شد. در جدول (۴) تخمین های سطوح کارایی فنی واحدهای مرغداری به تفکیک قبل و بعد از هدفمندسازی یارانه ها نشان داده شده است.

جدول (۴): خلاصه تخمین کارایی‌های فنی مرز تصادفی پنل برای واحدهای مرغداری منطقهء سیستان

کارایی	واحدهای مرغداری در سال ۱۳۸۹ (قبل ازهدفمندسازی)	واحدهای مرغداری در سال ۱۳۹۱ (بعد از هدفمندسازی)
میانگین	۰/۶۷	۰/۸۶
انحراف معیار	۰/۰۹	۰/۰۷
حداقل	۰/۵۱	۰/۶۷
حداکثر	۰/۹۱	۰/۹۷
دامنه کارایی فنی	درصد (قبل از هدفمندسازی)	درصد (بعد از هدفمندسازی)
۵۰ – ۶۰	۲۷ ٪	۰ ٪
۶۰—۸۰	۴۷ ٪	۲۳ ٪
۸۰ – ۹۰	۱۹ ٪	۵۶ ٪
۹۰ – ۱۰۰	۷ ٪	۲۱ ٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول میانگین کارایی واحدها در سال ۱۳۸۹ (قبل از هدفمندسازی) ۰/۶۶ و در سال ۱۳۹۱ (بعد از هدفمندسازی) ۰/۸۶ برآورد شده است و نشان می دهد متوسط کارایی واحدها بعد از هدفمندسازی بهبود یافته است. همچنین ۱۹ درصد واحدها در سال ۱۳۸۹ (قبل از هدفمندسازی) کارایی پایین تر از ۶۰ درصد دارند ولی در سال ۱۳۹۱ (بعد از هدفمندسازی) هیچکدام از واحدها واجد کارایی پایین تر از ۶۰ درصد نیستند. بر اساس یافته های جدول، ۲۱ درصد واحدها در سال ۱۳۹۱، کارایی بالاتر از ۹۰ درصد دارند ولی در سال ۱۳۸۹ (قبل از هدفمندسازی) هیچکدام از واحدها، کارایی بالاتر از ۹۰ درصد ندارند و ۲۳ درصد از واحدها در سال ۱۳۸۹ (قبل از هدفمندسازی)، کارایی ۹۰–۸۰ درصد داشته‌اند و این رقم برای سال ۱۳۹۱، ۵۶ درصد می باشد که پیشرفت محسوسی را نشان می دهد.

نتایج بر اساس روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته: همانطور که در قسمت‌های قبل ذکر شد، برای تخمین کارایی با این روش، بایستی نقاط حمایتی Z، R و Q با توجه به اطلاعات اولیه داده ها انتخاب شوند. پنج نقطه برای هر یک از ضرایب رگرسیونی، جزء خطای تصادفی و عدم کارایی غیر منفی تعیین شد. نقاط حمایتی ضرایب رگرسیونی با توجه به همگنی خطی بین داده ها که شامل عرض از مبدأ مثبت و کمتر از یک باشند تعیین شد. همچنین برای تعیین نقاط حمایتی جزء خطای تصادفی از قاعده 3σ استفاده شد. برای تعیین نقاط حمایتی جزء غیر منفی عدم کارایی در سه حالت حد پایین صفر (کمترین حد عدم کارایی) و حد بالا متغیر در نظر گرفته شد. دلیل تغییر در حد بالا مشاهده اثر تغییر کارایی حداقل و میانگین اولیه کارایی می باشد. مدل GME1[9] نقاط حمایتی صفر تا ۱/۶۷ (حداقل مقدار کارایی) را شامل می شود. دو حالت GME2 و GME3 به ترتیب حد بالای ۱/۲۷ و ۰/۹۷ را شامل می شوند.

جدول(۵): نتایج مربوط به تخمین کارایی واحدهای مرغداری با روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته در سال ۱۳۸۹

مدل	میانگین	نقاط حمایتی	انحراف معیار	چولگی	حداقل	حداکثر
GME1	۶۰	۰–۱/۶۷	۰/۰۰۵۱	-۰/۲۱	۴۷	۷۵

9. Generalized maximum entropy

GME2	۷۲	۰–۱/۲۷	۰/۰۱۴۱	–۰/۵۲	۵۰	۸۶
GME3	۸۹	۰–۰/۹۷	۰/۰۰۶۰	–۰/۶۷	۶۵	۱۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

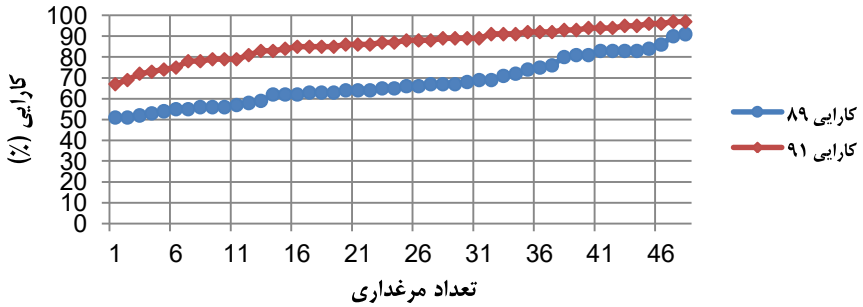
پاسخ های به دست آمده از سه حالت روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته در جدول(۵) آمده است. میانگین کارایی در این سه حالت از ۶۰٪ تا ۸۹٪ با انحراف معیار از ۰/۵ تا ۱/۴٪ متغیر است. هرچه تغییرات جزء u کاهش می یابد، میانگین کارایی افزایش می یابد و به جواب های به دست آمده از روش تحلیل پوششی داده ها نزدیکتر می شود. درجه چولگی در تمام حالات منفی است و از حالت یک تا سه افزایش می‌یابد و نشان دهنده تمایل روش تخمین حداکثر آنتروپی تعمیم یافته به سازگاری بیشتر با داده ها می باشد به طوری که هر چه فاصله داده های انتخابی بیشتر می شود، چولگی کاهش می یابد. جدول(۶) مقایسهٔ نتایج *GME* با *SFA* نشان می دهد میانگین تخمین کارایی‌های بدست آمده از روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته نزدیک به جواب روش مرز تصادفی پنل می باشد. میانگین کارایی در روش SFA برابر ۶۷٪ است و محدوده میانگین های تخمینی در سه حالت حداکثر آنتروپی تعمیم یافته نیز از ۶۰٪ تا ۸۹٪ متغیر است. میانگین کارایی GME1 به میانگین روش SFA نزدیک است.

جدول(۶): مقایسه آمارهای بدست آمده از تخمین کارایی واحدهای مرغداری در سال ۱۳۸۹

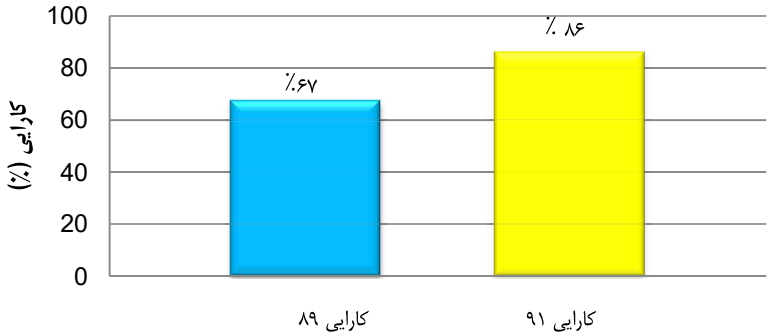
مدل	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
SFA	۶۷	۰/۰۹	۵۱	۹۱
GME1	۶۰	۰/۰۰۵۱	۴۷	۷۵
GME2	۷۲	۰/۰۱۴۱	۵۰	۸۶
GME3	۸۹	۰/۰۰۶۰	۶۵	۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار (۱) مقایسهٔ توزیع تجمعی کارایی واحدهای مرغداری را قبل و بعد از هدفمندسازی با استفاده از مدل مرزتصادفی پنل نشان می دهد.



همانطور که در نمودار (۱) مشاهده می شود کارایی واحدها در سال ۹۱(بعد از هدفمندسازی)، بالاتر از کارایی واحدها در سال ۸۹ قرار دارد و کارایی‌های سال ۸۹ بین ۵۰ و ۹۰ هستند و کارایی‌های سال ۹۱ بین ۶۵ و ۹۶ هستند و شیب ملایم هر دو نمودار، نشان می دهد، میزان کم کارایی در بین تعداد بیشتری از واحدها تقسیم می شود. نمودار (۲) نمایش مقایسهٔ بین میانگین کارایی واحدهای مرغداری سیستان قبل و بعد از هدفمندسازی با استفاده از مدل مرز تصادفی پنل بوده و نشان می دهد، میانگین کارایی واحدها در سال ۹۱(بعد از هدفمندسازی)، بالاتر از میانگین کارایی واحدها در سال ۸۹(قبل از هدفمندسازی)، می باشد.



نمودار (۲) مقایسه میانگین کارایی واحدهای مرغداری سیستان (مدل مرز تصادفی)

حال با توجه به نتایج و بحث ارائه شده، نتایج کلی زیر قابل بیان می‌باشند.

۱- ۸۲ درصد واحدها مرغداری در سیستان فعال هستند و میانگین گوشت در سال ۱۳۹۱ (بعد از هدفمندسازی) به ۹۳ تن ارتقاء پیدا کرده است و میانگین مصرف نهاده‌های دان، سوخت و نیروی کار کاهش یافته و هزینهٔ برق و آب مصرفی، متوسط هزینه خرید هر قطعه جوجه و دان و میانگین دستمزد نیروی کار افزایش یافته و میانگین تلفات در هر واحد کاهش یافته است.

۲- نتایج حاصل از تخمین مدل مرز تصادفی پنل نشان می‌دهد ضرایب متغیرهای دان مصرفی و سوخت دارای علامت منفی بوده و بر تولید تأثیر منفی دارند، بنابراین می توان گفت این عوامل بیش از حد بهینه مورد استفاده

قرار گرفته‌اند و با تعدیل آنها امکان بهبود کارایی و افزایش تولید وجود دارد. همچنین ضرایب جوجه ریخته شده و نیروی کار دائم دارای علامت مثبت هستند بنابراین با افزایش این نهاده ها، تولید افزایش خواهد یافت.

۳- با توجه به نتایج مدل مرز تصادفی پنل، میانگین کارایی واحدها در سال ۱۳۸۹(قبل از هدفمندسازی)، ۶۷ درصد و برای سال ۱۳۹۱(بعد از هدفمندسازی)، ۸۶ درصد بدست آمد که نشانهٔ بهبود کارایی می‌باشد و ۲۴ درصد شکاف بین کاراترین و ناکاراترین تولید کننده وجود دارد وکارایی واحدها افزایش یافته است.

بنابراین با توجه به نتایج حاصل، توصیه ها و پیشنهادات ذیل ارائه می گردد.

۱- چون شکاف کارایی نتیجه تفاوت در مدیریت و پروسه تولید است و خود از عوامل اجتماعی-اقتصادی مختلف ناشی می شود، پیشنهاد می شود ضمن شناخت وضعیت موجود، برای بهبود کارایی برنامه‌ریزی صحیح و بلند مدت، با توجه به شرایط جغرافیایی منطقه، نیازها، اهداف و امکانات، تهیه و تدوین شده و به اجرا گذاشته شود و با توجه به اینکه اغلب واحدهای مرغداری در مقیاس بهینه عمل نمی کنند، پیشنهاد می شود با استفادهٔ صحیح از نهاده ها و تغییر مناسب در هزینهٔ واحدهای تولیدی، تولید را به سمت مقیاس مطلوب حرکت دهیم.

۲- با توجه به شرایط جغرافیایی و اجتماعی خاص منطقه سیستان (وجود بادهای ۱۲۰ روزه و فرهنگ ترجیح مصرف مرغ زنده بجای کشتار روز)، پیشنهاد می شود ضمن بازنگری در برنامه‌های آموزشی و ترویجی، برای آموزش مرغداران از کارشناسان مجرب و آشنا به وضعیت منطقه، تغذیه و بهداشت طیور استفاده شود و با توجه به اثر مثبت هدفمندسازی بر کارایی فنی واحدها و با در نظر گرفتن مشکلات آنها، مانند تورم، نداشتن نقدینگی و غیره پیشنهاد می‌گردد روند هدفمندسازی با لحاظ یکسری سیاست‌های تکمیلی و تعدیل کنندهٔ هزینه‌ها و منطبق با شرایط خاص منطقه ادامه یابد.

منابع:

۱. امینی، ر. ۱۳۸۸. تحلیل هدفمند کردن یارانه‌ها در بخش کشاورزی. نشریه دام و کشت و صنعت. ۱۱۸: ۱۵-۱۳.

۲. پژوپان، ج. ۱۳۸۹. هدفمند سازی یارانه‌ها چالش احتمالی صادرکنندگان. نشریه بانک توسعه صادرات ایران. ۸۴: ۱۹-۱۵.

۳. جهاد کشاورزی شهرستان زابل. ۱۳۹۱. آمارنامه کشاورزی شهرستان زابل.

۴. خبرگزاری فارس. ۱۳۹۱. به نقل از موحدنیا، روابط عمومی سازمان جهاد کشاورزی استان سیستان و بلوچستان.

۵. دشتی، ق.، یاوری، س.، پیش بهار، ا. و حیاتی، ب. ۱۳۹۰. عوامل مؤثر بر کارایی تکنیکی واحدهای مرغداری گوشتی شهرستان سنقر و کلیایی. نشریه پژوهش های علوم دامی، ۲۱(۳): ۹۵-۸۴

۶. عباسیان، م.، شیرانی بیدابادی، ف. و کریم، م. ۱۳۸۵. بررسی بهره وری تعاونیهای طیور در استان سیستان و بلوچستان مطالعه موردی منطقه سیستان. اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۵(۶۰): ۱۰۲-۸۷.

۷. فلسفی زاده، ن.، کیخا، ا. و صبوحی، م. ۱۳۸۷. کاربرد روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته برای تعیین کارایی برنج کاران ایران.

۸. کرمی، آ.، نجفی، ب. و اسماعیلی، ع. ۱۳۸۹. آثار اصلاح یارانه غذا بر تولید و سهم عوامل تولید در ایران : کاربرد مدل تعادل عمومی قابل محاسبه. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۲(۴): ۹۸ - ۷۷.

۹. محمدی، ا. ۱۳۸۳. بررسی وضعیت صنعت طیور و چگونگی شکل گیری اتحادیه سراسری تعاونی مرغداران، تعاون، مرکز تحقیقات کامپیوتری علوم اسلامی، ۱۴: ۳۹-۳۴.

۱۰. مجرد، ع.، کهخا، ا. و صبوحی، م. ۱۳۸۷. معرفی راهکار ناپارامتریک تصادفی در تخمین کارایی فنی: مطالعه موردی واحدهای مرغداری در منطقه سیستان. اقتصاد کشاورزی، ۳(۳): ۱۰۶ – ۹۱.

۱۱. مشایخی، م.، حاجی‌زاده فلاح، م. ۱۳۹۰. بررسی عوامل مؤثر بر بازار گوشت مرغ در ایران. مجله پژوهشنامه اقتصادی، ۱۱(۱): ۱۵۴-۱۳۱.

۱۲. هادی زنور، ب. ۱۳۹۰. مطالعه پیامد های اقتصادی اجرای قانون هدفمندسازی یارانه ها. جامعه مهندسان مشاور ایران.

13. Aigner, D., Lovell C.A.K., Schmidt P. 1977. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6: 21-37.
14. Coelli, T., Prasada, R.D.S., Battese, G.E. 1998. An introduction to efficiency and productivity analysis. Kluwer Academic, Boston. 13: 56-64.
15. Coelli, T., Roa, D. S. P. and Battese, G. E. 2002.An introduction to efficiency and productivity analysis**,** Kluwer academic publisher U.S.A. sixth printing.132-166.
16. Coelli, T.J. 1996. A Guide to Frontier Version 4.1: a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation. Working Papers, CEPA, University of New England, Armidale, 9: 6-10.
17. Coelli, T.J., Rao, D.S.P., O'Donell, Ch.J., Battese G.E. 2005. An introduction to efficiency and productivity analysis. 2nd ed., Springer, USA. 26: 446-464.
18. Ezeh, C. I., Anyiro, C.O. and Chukwu, J. A. 2012. Technical Efficiency in Poultry Broiler Production in Umuahia Capital Territory of Abia State, Nigeria, Greener Journal of *Agricultural Sciences*, 2 (1): 2276-7770
19. Golan, A. and Jefrey, M. 2002. Comparison of maximum entropy and higher-order entropy estimators, *Journal of Econometrics* 107: 195 – 211.
20. Helvoigt, T. and Adams, D. 2009. A stochastic frontier analysis of technical progress, efficiency change and productivity growth in the Pacific Northwest sawmill industry, *Forest Policy and Economics* 11: 280–287.
21. Holmgren, J. 2013. The efficiency of public transport operations -An evaluation using stochastic frontier analysis, *Research in Transportation Economics* 39: 50-57.
22. Kumbhakar, S. and Lovel, C.A.K. 2000.Stochastic frontier analysis. United kingdom, Cambridge Univercity Press.
23. Meeusen, W., van den Broeck, J. 1977. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error. *International Economic Review*, 18: 435-444.
24. Ohajianya D. O., Mgbada, J. U., and Onu, P. N. 2013. Technical and Economic Efficiencies in Poultry Production, *American Journal of Experimental Agriculture*, 3(4): 927-938

25. Abstract

26. In this study, Was used Stochastic frontier model for panel and the generalized maximum entropy for Beekeeping efficiency measurement of Sistan region. The results showed, Are ac ve 82% of units And decreased consumption of inputs Feed, fuel, labor, and average of loss per unit and Increased The cost of electricity and water, the average cost of buying each piece of chicken, the average purchase cost per kilogram of feed, average wages, the average production of meat and efficiency of Units After targeted subsidies At year 1391. The results of the estimation of stochastic frontier model for panel is implies the existence of 24 percent of the gap between efficient and inefficient units and recommended with judicious use of inputs, We can move to production towards desired scale and to revise the manner of implementation of targeted subsidies, also use of experienced experts and familiar to situation in the area of poultry nutrition and health education and extension programs to educate farmers.

27. Keywords: efficiency, stochastic frontier panel, generalized maximum entropy, targeted

subsidies, poultry raising