تعیین کارایی بخش درمان مستقیم واحد های مدیریت درمان سازمان تامین اجتماعی ایران با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی (SFA) طی سال های ۱۳۹۴-۱۳۸۷

فاطمه اسماعیلی[۱]، محمدحسین مهرالحسنی[۲]، رضا گودرزی[۳*]، محسن بارونی[۴]

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۸/۵/۱۴

چکیده:

زمینه و هدف: *رشد شدید هزینه های مراقبت سلامت و محدودیت منابع، توجه به ارتقای کارایی و استفاده بهینه از منابع را به عنوان یکی از اولویت های اصلی نظام سلامت مطرح نموده است. هدف این پژوهش، تعیین کارایی بخش درمان مستقیم واحدهای مدیریت درمان سازمان تامین اجتماعی کشور با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی طی سال های ۱۳۹۴-۱۳۸۷ بوده است.*

مواد و روش ها: *این پژوهش از نوع توصیفی- تحلیلی بوده و عملکرد بخش درمان مستقیم ۳۰ واحد مدیریت درمان سازمان تامین اجتماعی کشور ایران با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی مورد بررسی قرار گرفته است. تعداد تخت فعال، پزشک، پرستار و تعداد پرسنل اداری به عنوان متغیرهای نهاده و متغیر ترکیبی نتیجه تحلیل عاملی به عنوان متغیر ستانده در نظر گرفته شده است. کارایی واحدها با استفاده از نرم افزار Frontier4.1 محاسبه شده و جهت بررسی عوامل موثر بر کارایی، از نرم افزار Stata14 استفاده شده است.*

نتایج: *میانگین کارایی فنی واحدهای مورد بررسی، ۰/۸۱۶ به دست آمده است. با توجه به مقدار شاخص آزمون نسبت درستنمایی (LR =۱۰۰/۴۵)، تابع تولید کاب- داگلاس به عنوان بهترین مدل در نظر گرفته شده است.*

نتیجه گیری: *بر اساس یافته‌های این مطالعه، تعدیل نیروی انسانی مازاد، برنامه ریزی اقتضایی جهت افزایش کارایی و مدیریت منابع باید در اولویت اهداف مدیران و مسئولان مربوطه قرار گیرد تا بتوان سطح کارایی را در واحدهای مورد مطالعه افزایش و میزان هزینه ها را به حداقل ممکن کاهش داد.*

کلمات کلیدی: *کارایی، درمان مستقیم، تحلیل مرزی تصادفی، سازمان تامین اجتماعی، ایران*

[۱] کارشناس ارشد اقتصاد بهداشت، مرکز تحقیقات مدیریت ارائه خدمات سلامت، پژوهشکده آینده پژوهی در سلامت، دانشگاه علوم پزشکی کرمان، کرمان، ایران

[۲] دانشیار مدیریت خدمات بهداشتی درمانی، مرکز تحقیقات مدیریت ارائه خدمات سلامت، پژوهشکده آینده پژوهی در سلامت، دانشگاه علوم پزشکی کرمان، کرمان، ایران

[۳] استادیار اقتصاد سلامت، مرکز تحقیقات مدلسازی در سلامت، پژوهشکده آینده پژوهی در سلامت، دانشگاه علوم پزشکی کرمان، کرمان، ایران.
(* نویسنده مسئول) نشانی: کرمان، دانشگاه علوم پزشکی کرمان، دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی پزشکی. تلفن تماس: ۰۹۱۲۶۸۵۲۶۲۸
ایمیل: rgoudarzi@yahoo.com

[۴] دانشیار اقتصاد سلامت، مرکز تحقیقات مدیریت ارائه خدمات سلامت، پژوهشکده آینده پژوهی در سلامت، دانشگاه علوم پزشکی کرمان، کرمان، ایران

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-10-20]

مقدمه

بیمارستان ها، به عنوان یکی از سازمان‌های اصلی ارائه دهنده خدمات بهداشتی و درمانی در نظام سلامت(۱)، از حساسیت و اهمیت ویژه‌ای در اقتصاد بهداشت برخوردار می باشند. این ویژگی در کشورهای در حال توسعه، با توجه به زیرساخت‌های اقتصادی و آسیب‌پذیری آن‌ها در رویارویی با نوسانات بازارهای پول و کالا دو چندان می‌شود (۲). در این کشورها، بیمارستان‌ها قسمت عمده بودجه بخش بهداشت را صرف می کنند و بیشتر این منابع در بیمارستان‌هایی مورد استفاده قرار می گیرد که از کارایی بالایی برخوردار نیستند(۳). در بین سازمان‌های ارائه-دهنده مراقبت سلامت، سازمان تامین اجتماعی در ردیف دومین سازمان ارائه دهنده مراقبت سلامت بعد از وزارت بهداشت است. این سازمان، خدمات رفاهی متنوعی از جمله حقوق بازنشستگی، از کارافتادگی و خدمات مراقبت سلامت را برای جمعیت زیادی ارائه می دهد. این سازمان، مراقبت‌های بیمارستانی را هم از طریق بیمارستان‌های ملکی و هم از طریق بیمارستان‌های دیگر طرف قرارداد سازمان به صورت خرید خدمت ارائه می دهد (۴).

کارایی[1] در برنامه‌های محدود کردن هزینه‌های بیمارستانی، که بخش زیادی از بودجه‌های مراقبت سلامت را مصرف می-کنند، در نظر گرفته شده است (۵). در واقع چنین ادعا شده است که، صرفه جویی قابل ملاحظه ای از طریق بهبود کارایی بیمارستان ها حاصل می شود (۶). جهت اندازه گیری کارایی روش های مختلفی وجود دارد، در یک تقسیم بندی کلی می توان آن‌ها را در دو دسته پارامتریک و ناپارامتریک جای داد. روش پارامتریک با استفاده از روش های اقتصادسنجی و تئوری‌های اقتصاد خرد به تخمین کارایی می پردازد. در این روش با استفاده از داده‌های تلفیقی با مشخص کردن نوع تابع تولید به تخمین کارایی پرداخته می شود. اما روش ناپارامتریک مبتنی بر یک سری بهینه‌سازی با استفاده از برنامه‌ریزی خطی می باشد. در این روش، منحنی مرزی کارا از یک سری نقاط که به وسیله برنامه‌ریزی خطی تعیین می شود، ایجاد می گردد (۷). از جمله مطالعاتی که با استفاده از روش پارامتریک تحلیل مرزی تصادفی[2] به محاسبه کارایی فنی در نظام سلامت و بیمه بهداشتی پرداخته‌اند، می‌توان به مطالعه رضایی و همکاران (۸)، گودرزی و همکاران (۹) اشاره کرد. در مطالعه رضایی و همکاران، کارایی بیمارستان های مورد مطالعه مناسب نبوده و چنین نتیجه‌گیری شده که طراحی و اجرای برنامه هایی بر اساس زمان مناسب و اندازه گیری عملکرد جهت استفاده مناسب و کارآمد از منابع مطلوب می باشد. در مطالعه گودرزی و همکاران، میانگین کارایی بیمارستان‌های مورد مطالعه ۰/۶۳ به دست آمده و چنین نتیجه‌گیری شده که، کاهش نیروی انسانی در بیمارستان‌ها نقش اصلی را در کاهش هزینه‌ها و بهبود عملکرد ایفا می کند(۸, ۹). در مطالعه گانون در زمینه ارزیابی تفاوت در کارایی فنی بیمارستان های ایرلند، کارایی فنی محاسبه شده با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها بزرگ تر از کارایی فنی محاسبه شده با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی بود و چنین نتیجه‌گیری شد که، این دو روش در مورد اندازه گیری کارایی الزاما نتایج مشابهی را به بار نمی آورند و بزرگ تر بودن کارایی در یکی از این رهیافت ها در همه انواع فعالیت ها و نمونه ها الزاما پایدار نیست (۱۰)، در مطالعه روسکو در ایالات متحده آمریکا میانگین ناکارایی بین سال های ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۸ کاهش و از سال ۱۹۹۸ تا ۱۹۹۹ افزایش داشته است. در این بررسی علت اصلی کاهش ناکارایی، نفوذ سازمان‌های حافظ سلامت در سیستم بهداشت و درمان ایالات متحده آمریکا بوده است. از دیگر نتایج این مطالعه این بود که روش تحلیل مرزی تصادفی می‌تواند جهت شناسایی تفاوت ناکارایی بین گروه های مختلف بیمارستانی مفید باشد (۱۱)، مطالعه بسترمیانایا در ژاپن، علت اصلی ناکارایی فنی را نقص در عملکرد مدیریت عنوان نموده و تاکید داشته که با افزایش کیفیت در مدیریت می‌توان کارایی را به میزان قابل توجهی افزایش داد(۱۲). مطالعه واراب یووا و همکارش در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[3] نشان داده است که در کشورهایی که هزینه سرانه مراقبت سلامت بیشتر است، کارایی بیمارستان ها هم بیشتر است(۱۳)، در مطالعه الینگ و لانن در زمینه اندازه‌گیری کارایی در صنایع بین‌المللی بیمه، چنین نتیجه‌گیری شده که، شرکت‌های با هزینه بیشتر، کارایی کمتری دارند و همچنین نتایج حاصل از دو روش تحلیل پوششی داده‌ها و تحلیلی مرزی تصادفی تفاوت اندکی با هم داشتند (۱۴). با توجه به اهمیت اندازه گیری کارایی سازمان ها و نقشی که در بهبود کیفیت و کمیت عملکرد یک سازمان دارد و از آن جا که تاکنون مطالعه‌ای در زمینه اندازه گیری کارایی بخش درمان مستقیم واحدهای مدیریت درمان سازمان تامین اجتماعی کلیه استان های کشور ایران با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی انجام نشده است، لذا این مطالعه به تعیین سطح کارایی این واحدها با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی و مشخص کردن عوامل موثر بر کارایی این واحدها و چگونگی اثرگذاری متغیرهای مؤثر بر کارآیی واحدهای مذکور پرداخته است.

[1] Efficiency
[2] Stochastich Frontier Analysis
[3] OECD

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-10-20]

Published By Tehran University Of Medical Sciences: www.TUMS.ac.ir

روش کار:

این پژوهش از نظر هدف، از نوع مطالعات کاربردی و از نظر ماهیت از نوع توصیفی- تحلیلی می باشد و از آن جا که اطلاعات مربوط به سال ۱۳۹۴-۱۳۸۷ را مورد بررسی قرار می دهد، مطالعه ای گذشته نگر می باشد که با استفاده از

روش اقتصادسنجی تحلیل مرزی تصادفی به محاسبه کارایی در واحدهای مورد مطالعه پرداخته است. جامعه پژوهش در این مطالعه، بخش درمان مستقیم واحد مدیریت درمان سازمان تامین اجتماعی کلیه استان های کشور ایران بوده است، و از آن جا که دسترسی به اطلاعات کل جامعه امکان پذیر بوده، نمونه گیری به عمل نیامده و با استفاده از روش سرشماری، کل جامعه مورد بررسی قرار گرفته است. جهت جمع آوری اطلاعات از روش میدانی و کتابخانه‌ای به صورت توام در قالب مصاحبه و مطالعه اسناد، مدارک و آمار فعالیت مراکز استفاده شده است. داده های مربوط به متغیرهای نهاده و ستانده، با مراجعه به مرکز آمار سازمان تامین اجتماعی، از سالنامه های آماری گروه بررسی شاخص های آماری معاونت درمان سازمان تامین اجتماعی، استخراج و در فرم های اطلاعاتی مربوطه ثبت گردیده است.

۱- روش تحلیل مرزی تصادفی:

در روش تحلیل مرزی تصادفی، تابع تولید مرزی که نشان دهنده مکان هندسی بنگاه های کارا می باشد، با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی تخمین زده شده و بر اساس آن ناکارایی بنگاه‌ها اندازه‌گیری می‌شود. در الگوی مرزی تصادفی، تفاوت بین تولید واقعی و تولید مرزی، به دلیل ناکارایی فنی و عوامل تصادفی می باشد. به عبارت دیگر، اگر عملکرد بنگاهی کمتر از تولید مرزی باشد، بخشی از آن به دلیل ناکارایی فنی و بخش دیگر به دلیل عوامل تصادفی خواهد بود (۱۵). ساختار اساسی مدل تابع تولید مرزی تصادفی به صورت زیر می باشد:

$$Y_i = \beta' X_i + v_i - u_i$$

به طوری که:

$$v_i \sim N(0, \sigma^2_v)$$

$$u_i = |u_i| \quad , \quad u_i \sim N(0, \sigma^2_u)$$

که در آن، u_i مقادیر عدم کارایی بنگاه i ام ، y_i مقدار محصول بنگاه، X، بردار نهاده ها، β، بردار پارامترها و v_i، جزء اخلال می باشد. در تخمین تابع مرزی تصادفی، جزء ناکارایی به صورت جمله خطا در نظر گرفته می شود. در واقع، کل جمله خطا از یک جمله تصادفی v_i و یک جمله خطای یک طرفه u_i که بیانگر ناکارایی است، تشکیل شده است. بر خلاف جزء تصادفی فرض می شود که جزء ناکارایی فنی u_i دارای توزیع نیمه نرمال است. زیرا جزء ناکارایی یک مقدار غیر منفی است و از این رو بر خلاف جزء تصادفی که دارای یک توزیع دو طرفه و نرمال می باشد، جزء ناکارایی دارای یک توزیع یک طرفه و نیمه نرمال است (۱۵).

از آن جایی که به کارگیری روش تحلیل مرزی تصادفی نیازمند فرم خاصی از تابع تولید است، جهت تعیین بهترین مدل از آزمون نسبت درستنمایی[1] استفاده شده است . فرم کلی آزمون نسبت درستنمایی که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است به صورت زیر می باشد:

$$LR = -2\{Ln[L(H_0)] - Ln[L(H_1)]\}$$

که در آن L (H0) و L (H1) مقادیر تابع درستنمایی تحت فرضیه صفر (H0) و فرضیه مقابل (H1) بوده و فرض می شود به طور جانبی دارای توزیع کای دو یا کای دو مختلط (Mixed Chi-square distribution) است.

از آن جایی که مقدار شاخص LR test در مدل های تخمین زده شده بالا بود، فرم تابع تولید کاب – داگلاس به عنوان بهترین مدل در نظر گرفته شد. فرم تابع تولید استفاده شده در این پژوهش، پس از لگاریتم گیری از طرفین به صورت زیر می باشد:

$$Ln\, Y_{it} = \beta_0 + \beta_j \Sigma\, Ln\, X_{jit} + (V_{it} - U_{it})$$

$$Ln(Y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 Ln(P_{it}) + \beta_2 Ln(N_{it}) + \beta_3 Ln(M_{it}) + \beta_4 Ln(E_{it}) + \beta_5 Ln(B_{it}) + \beta_6 Ln(OV_{it}) + (V_{it} - U_{it})$$

که در آن، Ln، لگاریتم (در پایه عدد طبیعی) و Y_{it}، تولید واحد i ام در زمان t و X_{jit}، میزان استفاده از عامل j ام توسط واحد i ام در زمان t و V_{it}، جزء اخلال تصادفی و U_{it}، عدم کارایی مدل می باشد. عوامل تولید مورد استفاده شامل پرسنل پزشکی (P)، پرستار (N)، پیراپزشک (M)، کادر اداری (E)، تعداد تخت فعال (B) و پذیرش سرپایی (OV) می باشند.

نتایج برآورد سهم واریانس عدم کارایی (σ^2_u) در تشریح کل واریانس ستانده ($\sigma^2 = \sigma^2_u + \sigma^2_v$) با نسبت ($\gamma = \frac{\sigma^2_u}{\sigma^2}$) نشان داده می شود. σ^2_u بیانگر انحراف در میزان ناکارایی و σ^2_v بیانگر تغییرات در جزء اخلال به دلیل عوامل تصادفی است.

۲- متغیرهای نهاده و ستانده:

در ابتدا متغیرهای نهاده و ستانده مختلفی از سطح واحدهای مورد مطالعه جمع آوری گردید و با توجه به این که در تخمین تابع تولید با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی، فقط یک ستانده را به عنوان محصول تولیدی می توان تعریف

[1] Likelihood Ratio Test

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-10-20]

Published By Tehran University Of Medical Sciences: www.TUMS.ac.ir

کرد، با استفاده از روش تحلیل عاملی[1] در نرم افزار Stata، متغیرهای چرخش تخت بر حسب نفر، فاصله بازگردانی بر حسب ساعت، متوسط اقامت بیمار، میزان مرگ و میر در هزار، درصد اشغال تخت، تعداد بیماران بستری شده، تعداد اعمال جراحی، تعداد بیهوشی‌ها، تعداد زایمان‌ها، با وزن یکسان با یکدیگر ترکیب شده و یک متغیر ستانده ترکیبی با استفاده از تکنیک فاکتور آنالیز به جای سایر متغیرهای ستانده، مورد استفاده قرار گرفته است. سپس با استفاده از این متغیر ستانده و متغیرهای نهاده، مدل های مختلفی از تابع تولید، تخمین زده شد و در نهایت بهترین مدل انتخاب شده و نتایج کار بر اساس آن گزارش شده است. متغیرهای نهاده در مدل نهایی، شامل تعداد پزشک، تعداد پرستار، تعداد تخت فعال، تعداد پرسنل اداری (کارکنان مالی، خدمات، فنی و مهندسی و سایر رشته های بهداشتی و درمانی) و متغیر ستانده نیز شامل متغیر ترکیبی نتیجه ی تحلیل عاملی می باشد.

۳- تجزیه و تحلیل داده ها:

در ابتدا، مدل های مختلفی با استفاده از متغیر ستانده ترکیبی نتیجه ی تحلیل عاملی و متغیرهای نهاده، جهت تخمین تابع تولید و محاسبه کارایی، با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی در نرم افزار Frontier 4.1 اجرا شده است. ابتدا چهار مدل از بین مدل های مختلف تخمین زده شده، با توجه به معیارهای گزینش تئوری های اقتصادی، معناداری ضرایب و معیار خوبی برازش (مقدار شاخص Gamma) و مقدار شاخص آزمون نسبت درستنمایی (LR test)، انتخاب شده و سپس از بین این چهار مدل، یک مدل به عنوان مدل نهایی انتخاب شده و کارایی فنی و کشش[2] عوامل تولید بر اساس این مدل نهایی محاسبه شده است. با در نظر گرفتن فرم لگاریتمی تابع تولید، ضرایب مدل نشان دهنده کشش عوامل تولید می باشند. از مجموع کشش های به دست آمده، نوع بازدهی نسبت به مقیاس[3] به دست آمده است.

۴- عوامل موثر بر کارایی:

جهت تعیین عوامل موثر بر کارایی، ضمن مشورت با افراد متخصص و صاحب نظر و در دسترس بودن متغیرها، مواردی از قبیل جمعیت هر استان، تعداد بیمه‌شدگان سازمان تامین اجتماعی هر استان، تعداد حادثه دیدگان سازمان تامین اجتماعی هر استان، تعداد کارگاه‌های فعال هر استان، تعداد مراکز درمانی ملکی و طرف قرارداد سازمان تامین اجتماعی هر استان، قطب‌بندی ده گانه وزارت بهداشت و اجرای طرح تحول سلامت، در نظر گرفته شده است. متغیرهای قطب بندی ده گانه وزارت بهداشت و طرح تحول سلامت به صورت متغیر دامی یا مجازی وارد مدل شده اند. بدین صورت که در سال های قبل طرح تحول سلامت این پارامتر عدد صفر و سال های اجرایی شدن طرح تحول سلامت، عدد یک را به خود می گیرد. سپس یک مدل رگرسیون خطی جهت تعیین ارتباط بین متغیرهای محیطی موثر و کارایی فنی با استفاده از نرم افزار Stata 14 تخمین زده شده است.

فرم کلی این تابع به شکل زیر می باشد:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_j \Sigma X_{jit} + U_{it}$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 (P_{it}) + \beta_2 (I_{it}) + \beta_3 (H_{it}) + \beta_4 (K_{it}) +$$

$$\beta_5 (M_{it}) + \beta_6 (GH_{it}) + \beta_7 (T_{it}) + U_{it}$$

در این تابع Y_{it}، کارایی فنی واحد i ام در زمان t، X_{jit}، متغیر محیطی j ام موثر بر کارایی فنی واحد i ام در زمان t ، U_{it}، جزء اخلال تصادفی می باشد. متغیرهای محیطی موثر بر کارایی فنی عبارتند از جمعیت هر استان (P)، تعداد بیمه شدگان سازمان تامین اجتماعی هر استان (I)، تعداد حادثه دیدگان سازمان تامین اجتماعی هر استان (H)، تعداد کارگاه های فعال هر استان (K)، تعداد مراکز درمانی ملکی و طرف قرارداد سازمان تامین اجتماعی هر استان (M)، قطب بندی ده گانه وزارت بهداشت (GH)، طرح تحول سلامت (T).

یافته ها:

یافته های این پژوهش در سه بخش ارائه گردیده است. در بخش اول، چهار مدل انتخابی از تخمین تابع تولید با استفاده از متغیر ستانده ترکیبی نتیجه تحلیل عاملی و متغیرهای نهاده گردآوری شده، در قالب جدول آورده شده و در نهایت یک مدل به عنوان مدل نهایی گزارش شده است. در بخش دوم، کارایی فنی محاسبه شده برای مدل نهایی طی سال های ۱۳۹۴-۱۳۸۷ گزارش شده و در بخش سوم، با استفاده از آزمون های آماری، ارتباط بین کارایی فنی با متغیرهای محیطی مورد بررسی قرار گرفته است.

از بین مدل های گزارش شده در جدول ۱، مدل ۲ با متغیر ستانده ترکیبی نتیجه تحلیل عاملی و متغیرهای نهاده، تعداد پزشک، تعداد پرستار، تعداد تخت فعال و تعداد پرسنل اداری، به عنوان بهترین مدل در نظر گرفته شده است. در مدل ۲ (مدل نهایی)، مقدار نسبت سهم واریانس عدم کارایی در تشریح کل واریانس، نزدیک یک (۰/۹۲۲) و خطای معیار آن

[1] Factor Analysis
[2] Elasticity
[3] Return to Scale

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-10-20]

کوچک (۰/۰۱۹) به دست آمده است. سهم بالا در واریانس کل خطا بیانگر این بود که تغییرات پسماندها به طور بسیار چشمگیر، به دلیل آثار عدم کارایی (U_i) بوده و سهم خطای تصادفی (V_i) بسیار کوچک‌تر است. این امر نشان می دهد که عوامل طبیعی به میزان قابل توجهی توسط متغیرهای استفاده شده در مدل، کنترل و خطاهای تصادفی کاهش داده شده است. در این مطالعه پس از بررسی با استفاده از داده های آماری مورد استفاده، تابع تولید کاب- داگلاس بهترین برازش را به دست داد (LR=۱۰۰/۴۵).

در این مدل کشش تولید نسبت به نهاده پرسنل اداری ۰/۲۹۴ به دست آمده که نسبت به کشش سایر نهاده ها بیشتر است. این نهاده با میزان تولید رابطه مثبت داشته، به گونه ای که، با افزایش یک واحد از نهاده پرسنل اداری، میزان تولید با فرض ثابت نگه داشتن سایر نهاده ها به اندازه ۰/۲۹۴ واحد افزایش پیدا می کند. کشش تولید نسبت به نهاده پزشک (۰/۲۷۵)، نهاده پرستار (۰/۰۴۹-) و نهاده تخت فعال (۰/۱۲۶) به دست آمده است. منفی بودن کشش تولید نسبت به نهاده پرستار، نشان دهنده آن است که این عامل تولید در ناحیه سوم تولید قرار گرفته است. به عبارت دیگر از این نهاده به اندازه مطلوب استفاده نگردیده است. در واقع این نهاده با میزان تولید رابطه عکس دارد یعنی با افزایش این نهاده، از میزان تولید کاسته می شود. با توجه به اینکه عدد مربوط به بازدهی نسبت به مقیاس(RTS) در این مدل ۰/۶۴۷ گزارش شده و این عدد کمتر از یک می باشد، بنابراین با توجه به این مدل، واحدهای مورد مطالعه از بازده نزولی نسبت به مقیاس (Decreasing Return to Scale) برخوردار بوده اند و گویای این است که واحدهای مورد مطالعه در پربازده ترین مقیاس تولید فعالیت نداشته اند.

جدول ۱: تخمین پارامترهای تابع تولید مرزی با استفاده از آزمون حداکثر درستنمایی

نام متغیر	مدل ۱		مدل ۲		مدل ۳		مدل۴	
	β	Se	β	Se	β	Se	β	Se
log (پزشک)	۰/۲۷۰*	۰/۰۶۱	۰/۲۷۵*	۰/۰۵۰	۰/۴۰۴*	۰/۰۵۲	۰/۴۵۵*	۰/۰۲۷
log (پرستار)	-۰/۰۵۰	۰/۰۲۲	-۰/۰۴۹	۰/۰۲۱	-۰/۰۳۷	۰/۰۲۳	-۰/۰۳۱	۰/۰۲۲
log (تخت فعال)	۰/۱۲۲*	۰/۰۴۳	۰/۱۲۶*	۰/۰۳۱	۰/۱۴۸*	۰/۰۴۴	۰/۱۸۸*	۰/۰۲۸
log (کادر اداری)	۰/۲۹۱*	۰/۰۶۹	۰/۲۹۴*	۰/۰۶۶	–	–	–	–
log (پیراپزشک)	۰/۰۱۲	۰/۰۸۸	–	–	۰/۱۰۲	۰/۰۸۷	–	–
عرض از مبدأ	۰/۴۳۲*	۰/۱۴۵	۰/۴۴۵*	۰/۱۱۷	۰/۷۴۷*	۰/۱۲۸	۰/۸۷۴*	۰/۰۷۴
معیارهای خوبی برازش								
Gamma	۰/۹۲۲*	۰/۰۱۹	۰/۹۲۲*	۰/۰۱۹	۰/۹۲۳*	۰/۰۱۸	۰/۹۲۲*	۰/۰۲۰
LR test	۹۷/۸۶		۱۰۰/۴۵		۹۵/۷۹		۹۵/۰۳	
بازدهی نسبت به مقیاس								
RTS	۰/۶۴۷		۰/۶۴۷		۰/۶۱۷		۰/۶۱۲	

ضرایب با علامت * در سطح ۵ درصد معنی دار می باشند.

بر اساس جدول ۲، میانگین کارایی فنی مدل نهایی ۰/۸۱۶به دست آمده است. از این رو می توان نتیجه گرفت که میزان ظرفیت ارتقای کارایی در واحدهای مورد مطالعه بر اساس مدل دوم (نسبت به کارآمدترین بیمارستان‌ها در جامعه تحت مطالعه) تا ۰/۱۸۴ قابل افزایش بوده است. علاوه بر آن نتایج حاکی از آن بود که میانگین کارایی فنی ۶/۶ درصد واحدها بیشتر از ۰/۹، ۶۳/۴ درصد بین ۰/۹- ۰/۸ و ۳۰ درصد کمتر از ۰/۸ بوده است. میانگین کارایی فنی واحدها طی سال‌های مختلف، رشد متغیر داشته است. به گونه‌ای که بعضی سال‌ها رشد افزایشی و بعضی سال‌ها رشد کاهشی داشته است. بیشترین میانگین کارایی فنی مربوط به سال ۱۳۹۴ (۰/۸۴۱) و کمترین میانگین کارایی فنی مربوط به سال ۱۳۸۸ (۰/۷۸۳) بوده است.

جدول۲: رتبه بندی واحدهای مدیریت درمان سازمان تامین اجتماعی ایران از نظر کارایی فنی با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی (SFA) طی سال های ۱۳۹۴-۱۳۸۷

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-10-20]

جدول شماره ۲ : رتبه بندی واحدهای مدیریت درمان سازمان تامین اجتماعی ایران

رتبه	واحد مدیریت درمان	سال ۸۷	سال ۸۸	سال ۸۹	سال ۹۰	سال ۹۱	سال ۹۲	سال ۹۳	سال ۹۴	میانگین کارایی
۱	تهران	۰/۸۶۸	۰/۸۷۹	۰/۹۰۸	۰/۹۳۲	۰/۹۴۳	۰/۹۲۳	۰/۹۱۰	۰/۹۲۵	۰/۹۱۱
۲	همدان	۰/۹۱۳	۰/۸۲۳	۰/۸۸۵	۰/۸۹۳	۰/۸۹۸	۰/۹۲۰	۰/۹۲۱	۰/۹۵۳	۰/۹۰۰
۳	اردبیل	۰/۹۰۹	۰/۸۹۱	۰/۹۰۹	۰/۹۰۲	۰/۹۱۹	۰/۹۱۳	۰/۸۷۴	۰/۸۵۷	۰/۸۹۶
۴	اصفهان	۰/۸۲۱	۰/۸۷۰	۰/۸۹۳	۰/۸۸۴	۰/۸۸۸	۰/۹۲۹	۰/۸۸۶	۰/۹۴۰	۰/۸۸۸
۵	زنجان	۰/۹۱۱	۰/۹۲۲	۰/۹۱۹	۰/۹۱۵	۰/۹۰۰	۰/۸۵۵	۰/۷۹۰	۰/۸۴۱	۰/۸۸۱
۶	قزوین	۰/۸۵۲	۰/۸۶۷	۰/۸۷۷	۰/۸۶۴	۰/۸۷۸	۰/۹۲۱	۰/۸۸۹	۰/۹۰۰	۰/۸۸۱
۷	خراسان رضوی	۰/۸۷۰	۰/۸۴۹	۰/۸۸۳	۰/۸۸۵	۰/۸۶۳	۰/۸۶۵	۰/۸۸۹	۰/۹۱۳	۰/۸۷۷
۸	کردستان	۰/۷۷۶	۰/۸۶۶	۰/۸۸۳	۰/۹۰۷	۰/۸۸۰	۰/۹۰۲	۰/۸۶۸	۰/۹۱۴	۰/۸۷۴
۹	کرمانشاه	۰/۸۵۹	۰/۸۱۸	۰/۸۷۳	۰/۸۶۸	۰/۸۸۴	۰/۸۶۵	۰/۹۰۲	۰/۸۸۴	۰/۸۶۹
۱۰	سیستان و بلوچستان	۸/۷۵	۰/۸۸۷	۰/۸۶۹	۰/۸۴۵	۰/۸۷۵	۰/۸۷۰	۰/۷۵۴	۰/۹۳۰	۰/۸۶۳
۱۱	مرکزی	۰/۹۰۱	۰/۸۲۹	۰/۷۷۶	۰/۸۰۳	۰/۸۵۵	۰/۹۱۵	۰/۸۸۲	۰/۸۴۹	۰/۸۵۱
۱۲	ایلام	۰/۹۸۱	۰/۸۷۰	۰/۷۴۶	۰/۸۰۷	۰/۸۵۶	۰/۷۹۶	۰/۹۵۶	۰/۷۵۳	۰/۸۴۵
۱۳	چهارمحال و بختیاری	۰/۸۷۸	۰/۸۵۹	۰/۸۳۹	۰/۷۵۶	۰/۸۲۴	۰/۸۸۱	۰/۸۳۵	۰/۸۷۱	۰/۸۴۲
۱۴	گلستان	۰/۸۷۱	۰/۸۲۳	۰/۸۵۳	۰/۸۲۷	۰/۸۶۱	۰/۸۱۱	۰/۷۷۷	۰/۸۵۱	۰/۸۳۴
۱۵	کرمان	۰/۸۴۹	۰/۷۸۹	۰/۸۲۳	۰/۸۲۳	۰/۸۲۵	۰/۸۳۱	۰/۸۱۲	۰/۹۰۸	۰/۸۳۲
۱۶	کاشان	۰/۸۶۸	۰/۵۷۰	۰/۸۹۸	۰/۷۵۵	۰/۸۸۶	۰/۹۵۱	۰/۹۵۲	۰/۶۸۸	۰/۸۲۱
۱۷	آذربایجان غربی	۰/۷۷۶	۰/۸۰۲	۰/۸۰۸	۰/۷۷۳	۰/۸۳۰	۰/۸۴۹	۰/۸۳۶	۰/۸۸۵	۰/۸۱۹
۱۸	مازندران	۰/۸۶۸	۰/۸۱۶	۰/۸۳۳	۰/۷۶۹	۰/۸۰۹	۰/۷۹۷	۰/۷۵۳	۰/۸۵۸	۰/۸۱۲
۱۹	آذربایجان شرقی	۰/۷۸۱	۰/۷۷۲	۰/۷۷۳	۰/۸۴۰	۰/۸۳۲	۰/۸۷۷	۰/۷۶۱	۰/۸۲۳	۰/۸۰۷
۲۰	قم	۰/۷۷۹	۰/۸۶۵	۰/۸۷۲	۰/۸۷۴	۰/۸۶۵	۰/۷۹۰	۰/۶۲۸	۰/۷۶۷	۰/۸۰۵
۲۱	هرمزگان	۰/۷۴۵	۰/۸۱۰	۰/۷۶۰	۰/۷۹۶	۰/۷۸۱	۰/۸۴۵	۰/۸۷۴	۰/۸۰۹	۰/۸۰۲
۲۲	سمنان	۰/۸۰۶	۰/۷۷۳	۰/۷۱۲	۰/۸۰۸	۰/۸۵۴	۰/۷۹۹	۰/۷۵۲	۰/۷۹۹	۰/۷۸۷
۲۳	یزد	۰/۷۸۰	۰/۷۸۷	۰/۷۷۸	۰/۷۹۵	۰/۷۶۶	۰/۷۷۱	۰/۷۳۸	۰/۷۸۹	۰/۷۷۵
۲۴	گیلان	۰/۸۲۲	۰/۷۸۹	۰/۷۸۰	۰/۷۸۶	۰/۷۸۲	۰/۷۶۰	۰/۶۹۶	۰/۷۱۷	۰/۷۶۶
۲۵	لرستان	۰/۷۰۲	۰/۷۴۹	۰/۷۶۱	۰/۷۶۳	۰/۷۹۶	۰/۷۷۵	۰/۷۶۳	۰/۷۷۶	۰/۷۶۰
۲۶	فارس	۰/۷۴۸	۰/۷۹۶	۰/۷۸۱	۰/۷۴۰	۰/۷۸۹	۰/۷۶۰	۰/۶۵۷	۰/۷۱۲	۰/۷۴۷
۲۷	بوشهر	۰/۸۰۴	۰/۷۷۹	۰/۷۷۳	۰/۷۶۰	۰/۷۴۶	۰/۶۹۰	۰/۶۱۸	۰/۷۹۸	۰/۷۴۶
۲۸	خراسان شمالی	۰/۷۳۴	۰/۶۲۱	۰/۶۳۲	۰/۶۸۵	۰/۷۶۲	۰/۷۸۳	۰/۸۱۴	۰/۸۸۶	۰/۷۳۹
۲۹	خوزستان	۰/۵۹۰	۰/۶۱۲	۰/۶۳۳	۰/۶۶۰	۰/۶۹۰	۰/۶۶۶	۰/۷۰۵	۰/۷۰۶	۰/۶۵۷
۳۰	خراسان جنوبی	۰/۴۳۵	۰/۱۳۴	۰/۴۳۶	۰/۹۲۳	۰/۸۰۷	۰/۴۲۷	۰/۷۹۳	۰/۹۴۷	۰/۶۱۲
	میانگین کارایی	۰/۸۱۲	۰/۷۸۳	۰/۸۰۵	۰/۸۲۱	۰/۸۳۸	۰/۸۲۴	۰/۸۰۹	۰/۸۴۱	۰/۸۱۶

نتایج حاصل از تخمین تابع رگرسیون برای مدل نهایی انتخاب شده، جهت بررسی ارتباط بین متغیرهای محیطی موثر و کارایی فنی، در جدول ۳ نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که از بین متغیرهای محیطی موثر مورد استفاده در این مطالعه، فقط بین دو متغیر محیطی تعداد بیمه شدگان و تعداد مراکز درمانی با کارایی فنی رابطه معناداری برقرار شده است ($p<۰/۱$). بین هر دو متغیر با کارایی ارتباط مستقیم برقرار شده است یعنی به ازای یک واحد افزایش در تعداد بیمه شدگان، میزان کارایی به اندازه ۴/۲۲×۱۰-۸ واحد افزایش و به ازای یک واحد افزایش در تعداد مراکز درمانی، میزان کارایی به اندازه ۱/۴۸×۱۰-۴واحد افزایش می‌یابد.

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-10-20]

جدول ۳: تخمین پارامترهای عوامل موثر بر کارایی

نام متغیر	مدل نهایی انتخاب شده (مدل ۲)		
	β	Se	P – value
جمعیت	$-۱/۱۴\times۱۰^{-۸}$	$۱/۳۵\times۱۰^{-۸}$	۰/۳۹۷
تعداد بیمه شدگان	$۴/۲۲\times۱۰^{-۸}$	$۲/۴۱\times۱۰^{-۸}$	۰/۰۸۰
تعداد حادثه دیدگان	$-۱/۶۳\times۱۰^{-۵}$	$۲/۲۷\times۱۰^{-۵}$	۰/۴۷۳
تعداد کارگاه های فعال	$-۲/۵۸\times۱۰^{-۷}$	$۳/۴۴\times۱۰^{-۷}$	۰/۴۵۲
تعداد مراکز درمانی	$۱/۴۸\times۱۰^{-۴}$	$۸/۰۷\times۱۰^{-۵}$	۰/۰۶۶
قطب بندی وزارت بهداشت	-۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۵	۰/۴۷۸
طرح تحول سلامت	۰/۰۱۰	۰/۱۲۶	۰/۴۱۱
عرض از مبدا	۰/۸۱۱	۰/۳۱۱	۰/۰۰۰

بحث

در این مطالعه با استفاده از روش پارامتریک تحلیل مرزی تصادفی به تعیین کارایی فنی در واحدهای مورد مطالعه طی سال های ۱۳۹۴-۱۳۸۷ پرداخته شده است. با توجه به نتایج پژوهش مشخص شده است که میانگین کارایی فنی طی ۸ سال مورد بررسی، ۰/۸۱۶ بوده و ظرفیت ارتقای کارایی واحدهای مورد مطالعه در این مدل ۱۸ درصد می‌باشد. از بین واحدهای مورد مطالعه در این مدل، ۶/۶ درصد میانگین کارایی بیش تر از ۰/۹، ۶۳/۴ درصد ۰/۹- ۰/۸ و ۳۰ درصد کم تر از ۰/۸ داشته اند. در مطالعه ای که توسط رضایی و همکاران جهت اندازه گیری کارایی ۱۲بیمارستان آموزشی دانشگاه علوم پزشکی کردستان در کشور ایران با استفاده از روش اقتصادسنجی تحلیل مرزی تصادفی انجام شده، میانگین کارایی فنی ۰/۶۸ گزارش شده است. به عبارتی ظرفیت ارتقای کارایی در این بیمارستان‌ها ۳۲ درصد بوده است. از بین بیمارستان های مورد مطالعه، ۱۶/۶ درصد میانگین کارایی بیش تر از ۰/۹، ۱۶/۶ درصد ۰/۹- ۰/۸ و ۶۶/۶ درصد کم تر از ۰/۸ داشته اند (۸). در مطالعه انجام شده توسط بلاتنیک و همکاران جهت اندازه گیری کارایی بیمارستان های اسلوونی، میانگین کارایی فنی، ۰/۷۴۲به دست آمده است (۱۶). این نتایج نشان می دهد که میانگین کارایی فنی به دست آمده در پژوهش حاضر نسبت به پژوهش های انجام شده در این زمینه بیشتر است. این اختلاف می تواند به دلیل ماهیت متفاوت بیمارستان های تامین اجتماعی نسبت به بیمارستان های دانشگاهی باشد و همچنین می تواند به دلیل تفاوت کیفیت در عوامل تولید و محصولات و خدمات ارائه شده، خطای اندازه گیری، تاثیر عوامل محیطی باشد.

نتایج حاصل از آزمون (۱۰۰/۴۵) LR test در این مطالعه نشان داد که فرم تبعی کاب – داگلاس برای الگوی مرزی تصادفی واحدهای مورد مطالعه مناسب می باشد و نیازی به تخمین تابع ترانسلوگ نمی باشد. در مطالعه انجام شده توسط گودرزی و همکاران در زمینه اندازه گیری کارایی بیمارستان های آموزشی در ایران، از تابع کاب – داگلاس با (۷/۰۳)LR (۱۷) و در مطالعه انجام شده توسط سامر حمیدی جهت اندازه گیری کارایی بیمارستان‌های دولتی در فلسطین از تابع ترانسلوگ با (۲۸/۸۸۶) LR (۱۸)، به عنوان بهترین مدل جهت تخمین تابع تولید مرزی استفاده شده است.

با توجه به نتایج پژوهش مشخص شده که نهاده کادر اداری با کشش (۰/۲۹۴)، بیشترین کشش را در بین سایر نهاده ها به خود اختصاص داده است. کشش نهاده پرستار ۰/۰۴۹-، نهاده پزشک ۰/۲۷۵ و نهاده تخت فعال ۰/۱۲۶ به دست آمده است. کشش نهاده پزشک و نهاده کادر اداری تقریبا نزدیک هم هستند. مقدار شاخص LR و Gamma به ترتیب ۱۰۰/۴۵ و ۰/۹۲۲ به دست آمده است و همچنین بازدهی نسبت به مقیاس ۰/۶۴۷ به دست آمده که نشان دهنده این است واحدهای مورد مطالعه در این مدل در پربازده ترین مقیاس تولید فعالیت نمی کنند. در پژوهش گودرزی و همکاران نهاده تخت فعال با کشش ۳۷/۱ بیشترین کشش را در بین سایر نهاده ها داشته است. کشش نهاده پزشک در این مطالعه ۱/۱ گزارش شده، کشش مربوط به نهاده های پرستار (۰/۰۲-) و سایر پرسنل (۱/۱-) منفی به دست آمده است. مقدار شاخص LR و Gamma در این مطالعه به ترتیب ۴۵/۱۶ و ۰/۹۹ و بازده نسبت به مقیاس در این مطالعه صعودی می باشد(۹). همچنین در پژوهش انجام شده توسط حمیدی نهاده پزشک

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-10-20]

با کشش ۲/۳۵۱ بیشترین کشش را در بین سایر نهاده ها داشته است. کشش نهاده تخت در این مطالعه ۱/۶۰۷ گزارش شده، کشش مربوط به نهاده‌های پرستار (۰/۳۶۰-) و کارکنان غیر پزشکی (۳/۹۴۵-) منفی به دست آمده است. مقدار شاخص LR و Gamma در این مطالعه به ترتیب ۲۸/۸۸۶ و ۰/۷۹۲ و بازده نسبت به مقیاس در این مطالعه نزولی می باشد (۱۸). همان طور که مشاهده می شود در مطالعات پیشین همانند مطالعه حاضر، کمترین کشش مربوط به نهاده پرستار می باشد که منفی شده است، که حاکی از تولید در ناحیه سوم تولیدی می باشد. منفی شدن نهاده پرستار می تواند به دلیل تعداد مازاد نیروی پرستاری در این پژوهش و همچنین پژوهش های انجام شده در این زمینه باشد.

بررسی تاثیر متغیر های محیطی بر روی کارایی نشان داده است که فقط بین دو متغیر محیطی تعداد بیمه شدگان و تعداد مراکز درمانی با کارایی فنی رابطه معناداری برقرار شده است. مطالعه عسکری و همکاران، نشان داده است که رابطه معناداری بین نوع بیمارستان و میانگین کارایی بیمارستان ها وجود دارد، بنابراین نوع بیمارستان، عامل موثری بر روی کارایی بیمارستان بوده است. بین کارایی فنی بیمارستان های عمومی و خصوصی تفاوت اندکی وجود داشته است، ولی این تفاوت به اندازه‌ای نیست که بتوان گفت زمینه فعالیت بیمارستان عاملی موثر بر کارایی بیمارستان است. بین سطح تحصیلات مدیران و کارایی رابطه معناداری وجود نداشته است اما بین سن مدیران و کارایی بیمارستان ها رابطه معناداری وجود داشته است (۷). با توجه به نتایج مشخص شده است که متغیرهای محیطی تاثیر گذار بر روی کارایی در پژوهش حاضر نسبت به پژوهش مورد مقایسه متفاوت می‌باشند که این تفاوت می‌تواند به دلیل دسترسی به داده‌های مربوط به هر یک از متغیرهای محیطی تاثیرگذار باشد.

در پژوهشی که توسط اسماعیلی و همکاران جهت بررسی کارایی بخش درمان مستقیم واحدهای مدیریت درمان سازمان تامین اجتماعی ایران با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها در سال ۱۳۹۳ انجام شد، میانگین کارایی فنی ۰/۹۲۴ گزارش شده است (۱۹) که از میانگین کارایی به دست آمده در پژوهش حاضر بیشتر می باشد. این تفاوت نتایج می تواند ناشی از روش های مختلف تحلیل داده ها (در مطالعه حاضر از روش تحلیل مرزی تصادفی و در مطالعه مورد مقایسه از روش تحلیل پوششی داده ها استفاده شده است) باشد. مقادیر کارایی با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی در مقایسه با روش تحلیل پوششی داده ها از عدد یک فاصله بیشتری دارد. همچنین در این پژوهش میانگین کارایی طی ۸ سال محاسبه شده درحالی که در پژوهش مورد مقایسه میانگین کارایی طی یک سال محاسبه شده است.

با توجه به اینکه دسترسی لازم به تمامی اطلاعات مورد نیاز جهت اندازه گیری کارایی امکان پذیر نبود، بعضی از واحدها از مطالعه حذف شدند و همچنین اندازه گیری کارایی بر اساس متغیرهای در دسترس انجام شده است. به طور مثال به دلیل اینکه اطلاعات کامل در مورد تجهیزات سرمایه ای بیمارستان ها در اختیار نبود، ملزم به استفاده از نهاده تخت فعال به عنوان تنها نهاده سرمایه ای شده ایم که نمی تواند نماینده کاملی از تکنولوژی و سرمایه یک واحد بیمارستانی باشد.

نتیجه گیری:

با توجه به این که میانگین کارایی در این مطالعه با سطح ایده آل فاصله دارد، لذا جهت رسیدن به کارایی مطلوب، واحدهای مذکور باید گام هایی در راستای کاهش نیروی انسانی مازاد که تاثیر منفی در تولید داشته و افزایش کیفیت خدمات به منظور بالا بردن رضایت مندی بیماران، بردارند. علاوه بر این منفی بودن کشش نهاده پرستار، بیانگر آن است که به طور چشمگیری مازاد این عامل تولید نسبت به سایر عوامل به چشم می خورد. در این راستا تعدیل نیروی انسانی مازاد می‌تواند کمک شایان توجهی در جهت کاهش هزینه‌های پرسنلی نماید.

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-10-20]

References

1. Anthun KS, Kittelsen SAC, Magnussen J. Productivity growth, case mix and optimal size of hospitals. A 16-year study of the Norwegian hospital sector. Health Policy. 2017;121(4):418-25.
2. Torabipour A, Najarzadeh M, Mohammad A, Farzianpour F, Ghasemzadeh R. Hospitals productivity measurement using data envelopment analysis technique. Iranian journal of public health. 2014;43(11):1576.
3. Moradi G, Piroozi B, Safari H, Nasab NE, Bolbanabad AM, Yari A. Assessment of the Efficiency of Hospitals Before and After the Implementation of Health Sector Evolution Plan in Iran Based on Pabon Lasso Model. Iranian journal of public health. 2017;46(3):389.
4. Hajialiafzali H, Moss J, Mahmood M. Efficiency measurement for hospitals owned by the Iranian social security organisation. Journal of Medical Systems. 2007;31(3):166-72.
5. Mehrtak M, Yusefzadeh H, Jaafaripooyan E. Pabon Lasso and Data Envelopment Analysis: a complementary approach to hospital performance measurement. Global journal of health science. 2014;6(4):107.
6. Ketabi S. Efficiency measurement of cardiac care units of Isfahan hospitals in Iran. Journal of medical systems. 2011;35(2):143-50.
7. Askari R, Farzianpour F, Goudarzi R, Shafii M, Shojaei S. Efficiency evaluation of hospitals affiliated with Yazd University of Medical Sciences using quantitative approach of Data Envelopment Analysis in the year 2001 to 2011. Pensee Journal. 2014;76:416-25.
8. Rezaei S, Zandian H, Baniasadi A, Moghadam TZ, Delavari S, Delavari S. Measuring the Efficiency of a Hospital based on the Econometric Stochastic Frontier Analysis (SFA) Method. Electronic physician. 2016;8(2):2025.
9. Goudarzi R, RjabiGilan N, Ghasemi SR, Reshadat S, Askari R, Ahmadian M. Efficiency measurement using econometric stochastic frontier analysis (SFA) method, Case study: hospitals of Kermanshah University of Medical Sciences. Journal of Kermanshah University of Medical Sciences (J Kermanshah Univ Med Sci). 2014;17(10):666-72.
10. Gannon B. Testing for variation in technical efficiency of hospitals in Ireland. Economic and Social Review. 2005;36(3):273.
11. Rosko MD. Performance of US teaching hospitals: a panel analysis of cost inefficiency. Health Care Management Science. 2004;7(1):7-16.
12. Besstremyannaya G. Managerial performance and cost efficiency of Japanese local public hospitals: A latent class stochastic frontier model. Health economics. 2011;20(S1):19-34.
13. Varabyova Y, Schreyögg J. International comparisons of the technical efficiency of the hospital sector: panel data analysis of OECD countries using parametric and non-parametric approaches. Health Policy. 2013;112(1):70-9.
14. Eling M, Luhnen M. Efficiency in the international insurance industry: A cross-country comparison. Journal of Banking & Finance. 2010;34(7):1497-509.
15. Fried HO, Lovell CK, Schmidt SS. The measurement of productive efficiency and productivity growth: Oxford University Press; 2008.
16. Blatnik P, Bojnec S, Tusak M. Measuring efficiency of secondary healthcare providers in Slovenia. Open Medicine. 2017;12 (1): 214-25.
17. Goudarzi R, Pourreza A, Shokoohi M, Askari R, Mahdavi M, Moghri J. Technical efficiency of teaching hospitals in Iran: the use of stochastic frontier analysis, 1999–2011. International journal of health policy and management. 2014;3(2):91.
18. Hamidi S. Measuring efficiency of governmental hospitals in Palestine using stochastic frontier analysis. Cost Effectiveness and Resource Allocation. 2016;14(1):3.
19. Esmaili F, Mehrolhassani MH, Barouni M, Goudarzi R. Measurement of Efficiency of Direct Medical Services Affiliated with Iranian Social Security Organization using Data Envelopment Analysis in 2014. Iranian Journal of Epidemiology. 2017; 12(5):32-39.

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-10-20]

Determining the Efficiency of Direct Medical Services Affiliated with Iranian Social Security Organization using Stochastic Frontier Analysis (SFA) Method in 2008-2015

Fatemeh Esmaili[1], Mohammad Hossein Mehrolhasani[2], Reza Goudarzi[3*], Mohsen Barouni[4]

Submitted: 2018.3.8 Accepted: 2019.8.5

Abstract

Background: Considering the increasing growth in health care costs along with the resources finitude; therefore, improving the efficiency and efficient use of resources is considered as one of the main priorities of the health system. The aim of this study was to determine the efficiency of direct medical services affiliated with Iranian Social Security Organization using Stochastic Frontier Analysis (SFA) Method in 2008-2015.

Materials & Methods: In this descriptive- analytical study, performance of 30 units of direct medical services affiliated with Iranian Social Security Organization was analyzed using Stochastic Frontier Analysis (SFA) Method. The number of active beds, physicians, nurses and staff were used as inputs and combined variables obtained from factor analysis were selected as output. Frontier version 4.1 was used to determine the efficiency and Stata version 14 was used to study the effective factors on efficiency.

Results: The average technical efficiency of studied units was 0.816. Based on the value of index of likelihood ratio test (LR = 100.45), Cobb-Douglas production function was selected as the best model.

Conclusion: Based on the findings of this study, adjusting surplus manpower, congenital planning for increasing efficiency and resource management should be the priority of the managers so that they can increase the level of efficiency of studied units and reduce the costs to the least possible.

Keywords: Efficiency, Direct treatment, Stochastic Frontier Analysis, Social security organization, Iran

[1] MSc in Health Economics, Health Services Management Research Center, Institute for Future studies in Health, Kerman University of Medical Sciences, Kerman, Iran.

[2] Associate Professor of Health Services Management, Health Services Management Research Center, Institute for Future studies in Health, Kerman University of Medical Sciences, Kerman, Iran.

[3] Assistant Professor of Health Services Management, Health Services Management Research Center, Institute for Future studies in Health, Kerman University of Medical Sciences, Kerman, Iran. Corresponding author; Address; Management and Medical Information School, Kerman University of Medical Sciences, Kerman, Iran. (*Corresponding Author)
Email: rgoudarzi@yahoo.com , Phone No.:09126852628.

[4] Associate Professor of Health Economics, Health Services Management Research Center, Institute for Future studies in Health, Kerman University of Medical Sciences, Kerman, Iran

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-10-20]