تخمین تابع تولید، در بیمارستان های وابسته به دانشگاه علوم پزشکی ارومیه

محمد هادیان[1] / محمود رضا گوهری[2] / محمود یوسفی[3]

چکیده

مقدمه: بیمارستان ها به عنوان پرهزینه‌ترین و مهمترین اجزای نظام مراقبت پزشکی مطرح هستند، بنابراین باز شناخت اقتصادی این بخش از اهمیت خاصی برخوردار است.

روش بررسی: مطالعه حاضر به منظور تخمین تابع تولید بیمارستان های دانشگاه علوم پزشکی ارومیه، با استفاده از داده‌های تابلویی طی یک دوره ۶ ساله در سطح ۱۶ بیمارستان طراحی شده است. در این مطالعه،برای تخمین از تابع کاب - داگلاس استفاده گردید. متغیر وابسته در این تابع تعداد بستری شدگان به عنوان تولید، و متغیرهای توضیحی شامل تعداد پزشکان، تعداد پرستاران، تعداد سایر کارکنان، تعداد تخت ها، و متوسط مدت اقامت است.

یافته ها: کشش مربوط به نیروی پزشک $E_{Y,P}$=۱/۰۸ ، نیروی پرستار $E_{Y,N}$=۳/۴ ، تعداد تخت $E_{Y,B}$=۱/۴ و سایر کارکنان $E_{Y,PP}$=۲/۸ است. در گام بعدی تولید نهایی برای پزشک MP_P=۳۹۱ ، پرستار MP_N=۲۴۴ ، تخت فعال MP_N=۱۰۳ ، و سایر کارکنان MP_{PP}=۲۷۳ به دست آمد. ضریب تابع برابر با ε=۸/۶ است و بازدهی نسبت به مقیاس صعودی است. نرخ نهایی جانشینی فنی (Pooling) بین عوامل تولید عبارتند از: $MRTS_{P,N}$=۱/۶ ، $MRTS_{P,PP}$=۱/۴ ، $MRTS_{P,B}$=۳/۷ ، $MRTS_{PP,N}$=۱/۱ ، $MRTS_{N,B}$=۲/۳ ، $MRTS_{PP,B}$=۲/۶ ، $MRTS_{N,B}$=۲/۳ ، $MRTS_{PP,B}$=۲/۶ .

نتیجه گیری: بیشترین کشش تولید مربوط به عامل تولید پرستار و بعد به ترتیب مربوط به سایر کارکنان، تخت و پزشک است. بنابراین مدیران در تصمیمات کوتاه مدت خود مبنی بر پاسخدهی به افزایش تقاضا برای خدمات، کشش عوامل تولید را مد نظر قرار دهند. تولید نهایی عوامل تولید، نقش و اهمیت فوق العاده پزشکان را در تولید آشکار می‌سازد. مدیران با توجه به نرخ نهایی جانشینی فنی بین عوامل تولید، در شرایط کمبود هر یک از منابع و عدم دسترسی به منابع، می توانند عوامل تولید را جایگزین کنند به طوری که تولید کل ثابت بماند. با توجه به اینکه بازدهی نسبت به مقیاس صعودی است، لذا در طولانی مدت حالتی انحصاری بر بازار بیمارستان های مذکور حاکم است، بنابراین برای تحقق مسئله عدالت دخالت دولت در بازار بیمارستان های مذکور ضروری است.

کلید واژه‌ها: تابع تولید، داده های تابلویی، تولید نهایی، نرخ نهایی جانشینی فنی، بازدهی نسبت به مقیاس

◇ وصول مقاله: ۸۶/۲/۸، اصلاح نهایی: ۸۶/۵/۲، پذیرش مقاله: ۸۶/۷/۳

۱- استادیار گروه اقتصاد بهداشت، دانشکده مدیریت، دانشگاه علوم پزشکی ایران، نویسنده مسئول (Email: hadianmohamad@yahoo.com)
۲- استادیار گروه آمار زیستی، دانشکده مدیریت، دانشگاه علوم پزشکی ایران
۳- کارشناس ارشد اقتصاد بهداشت و درمان، دانشکده مدیریت، دانشگاه علوم پزشکی ایران

مقدمه

بخش خدمات از نظر توسعه اقتصادی و اجتماعی و توزیع امکانات رفاهی بسیار حائز اهمیت است. عدم وجود کارایی واثربخشی خدمات، نه تنها کیفیت سطح زندگی را کاهش می دهد، بلکه مانع بهبود و بهره وری در سایر بخش های اقتصادی، افزایش بی عدالتی و نابرابری های اجتماعی و در نتیجه بروز مشکلات سیاسی می شود. در این میان بخش بهداشت از مهمترین بخش های خدماتی و یکی از شاخص های توسعه و رفاه اجتماعی تلقی می گردد، بنابراین باز شناخت اقتصادی این بخش از اهمیت خاصی بر خوردار است. بیمارستان به عنوان یکی از سازمان های اصلی ارائه دهنده خدمات بهداشتی درمانی حساسیت و اهمیت ویژه ای دراقتصاد بهداشت دارد. بیمارستان ها به عنوان پرهزینه ترین و از مهمترین اجزای نظام مراقبت پزشکی نیازمند توجه ویژه ای هستند، بطوریکه در کشورهای در حال توسعه نزدیک و حتی بیش از ۷۰ درصد سهم منابع بهداشت و درمان به خدمات بیمارستانی اختصاص دارد.[۱]

بیمارستان ها بطور محض سطح تولید خود را کنترل نمی کنند، اما نسبت به تقاضای مراقبت های پزشکی در حوزه مربوط به خودشان واکنش نشان می دهند، بسیاری از بیمارستان ها با هدف حداکثر کردن سود به ارائه خدمات نمی پردازند، و ارائه خدمات در این بیمارستان ها براساس تقاضای خدمات پزشکی می باشد. اما ممکن است بعضی از بیمارستان ها با هدف سودآوری فعالیت کنند، لذا هرکدام ازبیمارستان های فوق الذکر ممکن است با توجه به اهدافی که دارند، سطوح متفاوتی را برای تولید انتخاب کنند.[۲] تعیین این سطوح نیازمند این است که مدیران و کارشناسان بیمارستان ها از رابطه بین مقدار عوامل تولید و مقدار تولید آگاهی داشته باشند. انگیزه اصلی از بکار گیری شیوه های علمی و کاربردی در ارزیابی عملکرد و فعالیت های بیمارستان، استفاده بهینه ازامکانات فیزیکی، تکنولوژیکی، و نیروی انسانی موجود است. یکی از راه های عملی در این خصوص استفاده از ابزارها و تحلیل های اقتصادی است. یکی از این ابزارهای اقتصادی تخمین تابع تولید می باشد. در واقع تابع تولید بیمارستان، یک رابطه فنی بین ستاده ها و نهاده ها است، یعنی با تکنولوژی مفروض، از ترکیب نهاده های مختلف، حداکثر ستاده به دست می آید.[۳] پژوهش حاضر در صدد تخمین تابع مذکور برای بیمارستان های مورد پژوهش می باشد، تا اینکه ابزاری را برای اتخاذ تصمیمات اصولی و علمی در خصوص استفاده و ترکیب منابع، در بیمارستان های مورد پژوهش فراهم آورد.

روش پژوهش

در این پژوهش، نویسندگان با استفاده از منابع مختلف[۱۴-۴] و تجارب شخصی اقدام به طراحی روش پژوهش به شرح زیر نمودند. تابع تولید نشان دهنده حداکثر مقدار ستاده به ازای هر سطح از عوامل تولید (در سطح تکنولوژی موجود) می باشد. یک تابع تولید n نهاده ای به فرم صریح: $y=f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ، و یا فرم ضمنی: $f(x_1, x_2, \dots, x_n, y)=0$ می تواند نوشته شود که در هر دو فرم متغیر وابسته (تولید) و x_iها $(i=1, 2, \dots, n)$ نشان دهنده متغیرهای مستقل (نهاده های تولید) است. گاهی هم با چند نهاده مفروض، محصولات مختلفی تولید می شود. $f(y_1, y_2, \dots, y_m, x_1, x_2, \dots, x_n)=0$ که در آن y_j محصولات مختلف $(j=1, 2, \dots, m)$ هستند.[۱۵]

با ملاحظه اینکه، محصول نهایی فرایند مراقبت بهداشتی فراهم کردن بیشترین سطح قابل حصول سلامتی است، لذا در این دیدگاه، واضح است که ستانده های بیمارستان دقیقا یک نهاده حد واسط برای تولید سلامتی است.

بیمارستان، از نهاده هایی (از قبیل نیروی کار، تجهیزات و ...) برای تولید خدماتی (از قبیل عکس های رادیولوژی، تست های آزمایشگاهی، خدمات پرستاری و غیره) که یک بیمار از بیمارستان دریافت می کند، استفاده می نماید. ستاده یک بیمارستان ترکیبی از خدمات یا تولیدات واسطه، خاص هر بیمار می باشد.

این تولیدات واسطه برای مراقبت از بیمار توسط تعدادی از بخش ها (از قبیل پرستاری، داروخانه و غیره) تولید می شود هر بخش طیفی از تولیدات واسطه را بوسیله ترکیب کردن داده هایی از قبیل نیروی کار و سرمایه تولید می کند. برای مثال عکس های رادیولوژی تولید واسطه بخش تشخیص تصویری محسوب می شود. ترکیب خاص هر یک از تولیدات واسطه ای بوسیله برخی خصوصیات بیماران که برای هر ویزیت منحصر به فرد هستند، ترسیم می شوند. این بخش های بیمارمحور علاوه بر استفاده از داده ها، همچنین برخی خدمات بخش های دیگر که مستقیما تولیدات واسطه ای تولید نمی کنند را نیز مصرف می کنند، این بخش ها شامل بخش های اداری و پشتیبانی از قبیل بخش های مالی، پذیرش و کاخ داری است.[۱۶]

در بحث تولید بیمارستان ها، متغیر های متعددی وجود دارد، عمده ترین متغیر های اصلی که به عنوان معیار سنجش تولید در نظر گرفته می شود، تعداد پذیرش های بستری بیمارستان و دیگری پذیرش های سرپایی بیمارستان می باشد. بیمارستان مطابق امکانات تولید خود که شامل کارکنان، تجهیزات و وسایل سرمایه ای و سایر منابع آن است، اقدام به پذیرش بیماران می کند. با استناد به مطالعات انجام شده در این زمینه توسط Pauly، Jensen و Somanathan برای تابع تولید مفروض در این مطالعه، تعداد بستری شدگان به عنوان متغییر وابسته، یعنی به عنوان محصول تولیدی بیمارستان ها در نظر گرفته شد.[۳،۱۷،۱۸] هر چند که فرم چند محصولی نیز برای بیمارستان ها قابل برآورد است، ولی به لحاظ عدم دسترسی به آمارهای مربوط به پذیرش های سرپایی، از فرم تک محصولی استفاده شد. این پژوهش تابع دوطرف لگاریتمی کاب - داگلاس را برای تخمین مورد استفاده قرار داده است، هرچند بهتر بود از تابع انعطاف پذیر ترانسلوگ استفاده می شد، ولی به دلیل هم خطی متعدد بین سطوح و مجذورات نهاده های مختلف از این تابع استفاده نشد. همچنین سایر مطالعات انجام گرفته در رابطه با تابع تولید نشان داده است که عملکرد تابع کاب - داگلاس اختلاف چندانی با تابع ترانسلوگ ندارد.

نهاده ها در این تابع شامل تعداد پزشکان، تعداد پرستاران، تعداد سایر کارکنان و تعداد تخت های فعال بود. متغیر توضیحی دیگر متوسط مدت اقامت بود که به منظور تعدیل تفاوت های ناشی از ناهمگنی خدمات در بیمارستان ها بررسی شد. پزشکان در دو گروه پزشکان عمومی و متخصص و کادر پرستاری نیز در گروه های پرستاران، بهیاران و کمک بهیاران در نظر گرفته شد.

داده های پژوهش از طریق فرم های طراحی شده جهت جمع آوری داده های واحدهای بیمارستانی ۱۶ بیمارستان وابسته به دانشگاه علوم پزشکی ارومیه برای یک دوره شش ساله از سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۴ جمع آوری گردید. با توجه به مزایای روش داده های تابلویی (Panel data) نسبت به روش های سری زمانی و مطالعات مقطعی، در این تحقیق با ادغام سری های زمانی و مقطعی (داده های تابلویی) از تابع تولید کاب - داگلاس که بعد از لگاریتم گیری به شکل زیر تبدیل می شود، استفاده شد.

$$Lny_{it} = \alpha_{it}^{*} + \beta_1 A_{it} + \beta_2 LnP_{it} + \beta_3 LnN_{it} + \beta_4 LnB_{it} + \beta_5 LnPP_{it} + U_{it}$$

که در آن i نشان دهنده مشاهدات مقطعی برای بیمارستان، t نشانگر دوره زمانی، a یک مقدار اسکالر، ßها نشان دهنده ضرایب متغیرهای مستقل، As نشان دهنده متوسط مدت اقامت، P تعداد پزشکان، N تعداد پرستاران، B تعداد تخت ها و PP نشانگر تعداد سایر کارکنان شاغل در بیمارستان (شامل پیراپزشکان و کارکنان اداری و پشتیبانی)، U_{it} نیز جزء اخلال مدل بوده که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت است و به صورت زیر تعریف می شود:

$$U_{it} = \mu_i + V_{it}$$

که در آن μ_i ویژگی خاص واحدهای انفرادی (بیمارستان) است که در طول زمان ثابت می باشد و V_i برای تمامی‌ها و tها مستقل از X_{it} است.

پارامترهای μ، ß، a در مدل فوق از طریق روش

dummy variables) ، OLS (Ordinary least squares) (Least squares LSDV و (Generalized least squares) GLS برآورد می شوند. در داده های تابلویی می توان تاثیر زمان یا داده های مقطعی را بر پارامتر ثابت (عرض از مبدا) یا شیب رگرسیون، اندازه گیری کرد.[۱۹] بدین خاطر حالات مختلفی برای معادله رگرسیونی به روش داده های تابلویی اتفاق می افتد که عبارتند از:

۱- حالتی که تمامی ضرایب ثابت هستند و جمله اختلال قادر است کلیه تفاوت های میان واحدهای مقطعی (بیمارستان ها) را در طول زمان توضیح دهد. در ادبیات اقتصاد سنجی به این روش pooling گفته می شود. در این حالت مدل زیر تخمین زده می شود:

$$LnY_{it} = \alpha^* + \sum \beta_k LnX_{kit} + \mu_i + V_{it}$$

برای تعیین روش تخمین (داده های تابلویی یا pooling) باید ملاحظه کرد که آیا ناهمگنی (تفاوت) بین واحدهای انفرادی وجود دارد یا خیر؟ بدین منظور آزمون معنی داری اثرات انفرادی انجام می پذیرد، در صورت وجود ناهمگنی بین واحدهای انفرادی از روش داده های تابلویی و در غیر این صورت از روش pooling استفاده می شود، زیرا در حالت دوم فقط داده ها روی هم انباشته شده اند و تفاوت میان آنها نادیده انگاشته شده است. به آنها که بیانگر اثرات انفرادی یا ناهمگنی ها هستند متغیرهای موهومی گویند. برای آزمون معنی داری اثرات انفرادی از آزمون Freamer استفاده شده و فرض های زیر در نظر گرفته می شود:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_n = 0$$

حداقل یکی از μ_i ها مخالف صفر است: H_1

آماره این آزمون عبارت است از:

$$F(N-1, NT-N-K) = \frac{\left(R_{ur}^2 - R_p^2\right)/(N-1)}{\left(1-R_{ur}^2\right)/(NT-N-K)}$$

که در آن K تعداد متغیرهای توضیحی مدل، N تعداد واحد های انفرادی، T تعداد دوره های زمانی و NT تعداد کل مشاهدات، R_{ur}^2 ضریب تعیین چندگانه برای رگرسیون غیرمقید، R_p^2 ضریب تعیین چندگانه برای رگرسیون مقید (pooling) است. اگر F محاسبه شده از F جدول با درجه آزادی (N-1 NT-N-K) در ناحیه بحرانی F بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد می شود و ناهمگنی یا اثرات انفرادی قابل مشاهده است. در نتیجه در این حالت مدل پانل کاربرد دارد. اگر F محاسبه شده از F جدول با درجات آزادی یاد شده کمتر باشد، نمی توان فرضیه صفر را رد کرد، بنابراین در این حالت ناهمگنی یا اثرات انفرادی وجود ندارد و برای تخمین مدل از روش pooling استفاده می شود.[۲۰]

۲- اگر مشخص شود که روش تخمین باید بر اساس داده های تابلویی باشد در این حالت بسته به اینکه ضرایب غیر تصادفی (ثابت) یا تصادفی باشند مدل های اثرات ثابت یا تصادفی شکل می گیرد. برای اینکه مدل اثرات ثابت یا تصادفی مورد استفاده قرار گیرد از آزمون Huseman استفاده می شود. آماره Huseman دارای توزیع کای دو با درجه آزادی تعداد متغیرهای توضیحی (K) است. فروض این آزمون به صورت زیر مطرح می گردند:

$$H_0 : E(u_i, X_{it}) = 0$$
$$H_1 : E(u_i, X_{it}) \neq 0$$

آماره هاسمن عبارت است از:

$$H = \hat{q}' \, V\hat{a}r(\hat{q}')^{-1} \hat{q}$$
$$\hat{q} = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$$
$$V\hat{a}r(\hat{q}) = Var(\hat{\beta}_{FE}) - V\hat{a}r(\hat{\beta}_{RE})$$

که در آن $\hat{\beta}_{FE}$ معرف تخمین زننده های روش اثرات ثابت و $\hat{\beta}_{RE}$ نشان دهنده تخمین زننده های روش اثرات تصادفی است. اگر فرض صفر رد شود در حقیقت برابر بودن برآوردهای دو روش رد شده است و بنابراین از مدل اثرات ثابت استفاده می شود و اگر فرض صفر پذیرفته شود، مدل اثرات تصادفی مناسبتر است. برای آن که موضوع فوق به شیوه ای دیگر مطرح شود، می توان گفت که اگر U_i (اثرات انفرادی) و X_{it} همبستگی داشته باشند، از روش

اثرات ثابت استفاده می شود و در غیر این صورت، روش اثرات تصادفی مناسب تر است. برای بررسی امکان ترکیب کردن داده های مقطعی و سری های زمانی از آزمون Freamer، با درجه آزادی (N-1, NT-N-K) استفاده می شود. مدل مقید آزمون Freamer همان مدل تلیفق شده (pooled) تحت فرضیه یکسان بودن عرض از مبداهای انفرادی ($a_i=a$) در طول زمان و برای هر یک از بیمارستان ها است. از طرف دیگر مدل غیرمقید این آزمون همان معادله رفتاری است که در آن اجازه داده می شود تا عرض از مبداها برای هر یک از بیمارستان ها (به عنوان واحدهای انفرادی) مشخص و متمایز باشد.[۲۱]

برای به دست آوردن آماره Freamer، لازم است که از مقدار R^2 و یا پسماندهای مربوط به مدل محدود شده و مدل نامحدود آگاهی داشته باشیم، لذا ابتدا مدل محدود شده و سپس مدل نامحدود (جدول ۱) برآورد گردید. نتایج این آماره نشان می دهد که با احتمال ۹۹ درصد به بالا نمی توان فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن اثرات انفرادی را رد کرد. بنابراین اختلاف و ناهمگنی هر یک از واحدها معنی دار نمی باشد. لذا روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین مورد استفاده قرار می گیرد، و تمام واحدهای انفرادی ضریب ثابت برای عرض از مبدا اتخاذ می کنند و روش poolingبه عنوان روش مناسب تر و کاراتر انتخاب شد.

با توجه به اینکه در این مطالعه از دو نوع بیمارستان (آموزشی و غیر آموزشی)استفاده شد و با فرض اینکه متغیر آموزش تأثیر منفی بر میزان تولید بیمارستان دارد، انتظار می رفت بین بیمارستان ها (واحدهای انفرادی) اختلاف وجود داشته باشد اما بر اساس آزمون Freamerاختلاف بین واحدها معنی دار نبود، در توجیه این حالت می توان گفت که به دلیل اینکه اکثر بیمارستان های آموزشی از تجهیزات پیشرفته و نیروهای با تجربه برای ارائه خدمات استفاده می کنند، لذا وجود تجهیزات پیشرفته و نیروهای با تجربه در بیمارستان های آموزشی، اثر منفی آموزش بر تولید را جبران می کند. با توجه به نتایج حاصل از آزمون Freamer، مدل نهایی برای تابع مورد نظر به صورت زیر تصریح گردید:

$$Lny_{it} = \alpha^* + \beta_1 A + \beta_2 LnP + \beta_3 LnN + \beta_4 LnB + \beta_5 LnPP + U_{it}$$

یافته ها

نتایج حاصل از تخمین در (جدول ۱) آورده شده است. مقدارهای داخل پرانتز در این جدول نشان دهنده آماره مربوط به متغیر ها است. همان طور که مشاهده می شود، تمام ضرایب به جز ضریب مربوط به متغیر متوسط مدت اقامت، دارای علامت مورد انتظار و معنی دار می باشند، برای متغیر متوسط مدت اقامت انتظار می رود که علامت ضریب منفی باشد چون بین محصول تولید شده و متغیر مورد نظر رابطه معکوس وجود دارد، شاید دلیل معنی دار نبودن متغیر مورد نظر این است که متوسط مدت اقامت برای بیمارستان های مورد نظر برای تمام خدمات طبق دستورالعمل هایی از پیش تعیین شده است، و با توجه به اینکه اکثر بیمارستان ها خدمات یکسانی را ارائه می دهند لذا متوسط مدت اقامت بین بیمارستان ها تفاوت چندانی ندارد. ضریب تعدیل شده ($\overline{R}^2$)نشان می دهد که ۹۴ درصد از تغییرات کل در تعداد بستری شدگان بوسیله رگرسیون متغیر تعداد بستری شدگان روی متغیرهای توضیحی، توصیف یا تبیین می شود. همچنین برای رفع واریانس ناهمسانی احتمالی، از خطاهای استاندارد ضرایب سازگار با واریانس ناهمسانی (Heteroskedasticity-Consistent standard Errors) استفاده شده است. در این مطالعه کشش محصول نیز محاسبه گردید. از نظر ریاضی کشش محصول y برای عامل تولید x را می توان به صورت زیر نشان داد:

$$E_i = \frac{\%\Delta y}{\%\Delta x_i} = \frac{\partial \ln y}{\partial \ln x_i} = \frac{\partial y}{\partial x_i} \cdot \frac{x_i}{y} = \frac{MP_i}{AP_i}$$

لذا کشش عوامل تولید در تابع کاب - داگلاس دو طرف لگاریتمی همان ضرایب تابع هستند. جدول ۲ کشش هر یک از عوامل تولید را نشان می دهد.

برای تعیین تولید نهایی هر یک از عوامل تولید، با توجه به تعریف کشش، اگر کشش هر یک از عوامل تولید را در تولید متوسط آن عامل تولید ضرب کنیم جواب حاصل برابر با تولید نهایی آن عامل تولید است. لذا در مرحله اول، تولید متوسط هر عامل تولید، با تقسیم کردن میانگین تعداد پذیرش های بستری (محصول) بر میانگین هر کدام از عوامل تولید به دست آمد، سپس، تولید نهایی هر یک از عوامل تولید محاسبه گردید. تولید نهایی هر یک از عوامل تولید در (جدول ۳) آورده شده است.

جدول۱: نتایج حاصل از تخمین به دو روش اثرات ثابت و ترکیبی

متغیرهای توضیحی	روش داده ههای ترکیبی Pooling	اثرات ثابت Fixed Effects
مقدار ثابت C	(-۲۴/۷) - ۲۴/۹۵	-
As	(-۰/۱۵) - ۰/۰۰۰۸	(-۰/۳۳) -/۰۰۹
LnP	(۱۹/۴) ۱/۰۸	(۱۹/۵) ۱/۰۸
LnN	(۲۲/۶) ۳/۴	(۲۲/۷) ۳/۴
LnB	(۴۰) ۱/۴	(۴۰) ۱/۴
LnPP	(۲۱) ۲/۸	(۱۹) ۲/۸
$\bar{R}^2$	۰/۹۴	۰/۹۳
تعداد مشاهدات	۹۶	۹۶
آماره F (آزمون معنی‌دار بودن کلی رگرسیون)	۳۲۴	۳۳۸
آماره دوربین- واتسون	۲/۵	۲/ ۵
آماره F (Freamer)	۰/۰۰۹	

جدول۲: کشش هر یک از عوامل تولید

$E_{Y,N}$	$E_{Y,B}$	$E_{Y,P}$	$E_{Y,PP}$
۳/۴	۱/۴	۱/۰۸	۲/۸

بازدهی نسبت به مقیاس: مجموع کشش های عوامل تولید (ضریب تابع) نشان دهنده بازدهی نسبت به مقیاس می باشد. اگر ضریب تابع بزرگتر از یک باشد، نشان دهنده بازدهی نسبت به مقیاس صعودی و اگر برابر یک باشد نشان دهنده بازدهی نسبت به مقیاس ثابت و اگر ضریب تابع کوچکتر از یک باشد نشان دهنده بازدهی نزولی نسبت به مقیاس است. با جمع زدن کشش ها، ضریب تابع بزرگتر از یک به دست می آید که نشان دهنده بازدهی نسبت به مقیاس صعودی است.

برای آزمون بازدهی نسبت به مقیاس، از آزمون F حداقل

$$\varepsilon = E_{Y,P} + E_{Y,N} + E_{Y,B} + E_{Y,PP} = 1.08 + 3.4 + 1.4 + 2.8 = 8.68$$

مربعات مقید (Restricted Least Squares) استفاده شد که فرض صفر آن عبارت است از اعمال محدودیتی مبنی بر اینکه مجموع ضرایب برابر با واحد است، یعنی بازدهی نسبت به مقیاس ثابت وجود دارد. فرض مقابل نیز عدم برابری مجموع ضرایب با واحد است. با فرض بازدهی نسبت به مقیاس ثابت برای تابع مفروض می توان محدودیت زیر را اعمال کرد:

$$\beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$$

آماره F برای آزمون مذکور به صورت زیر محاسبه می شود:

جدول ۳: تولید نهایی هر یک از عوامل تولید

MP_{PP}	MP_P	MP_N	MP_B
۲۷۳	۳۹۱	۲۴۴	۱۰۳

$$F(m, n-k) = \frac{(R_{UR}^2 - R_R^2)/M}{(1-R^2{}_{UR})/(N-K)}$$

M تعداد محدودیت های خطی، K تعداد پارامترها در رگرسیون غیرمقید، N تعداد مشاهدات، علائم R_{UR}^2 و R_R^2 به ترتیب نشان دهنده ضریب تعیین رگرسیون غیرمقید و مقید است.

با توجه به نتایج حاصل از دو رگرسیون مقید و غیرمقید مقدار آماره F برای این آزمون عبارت است از:

$$F(1,90) = \frac{(.9474 - .5840)/1}{(1-.9474)/(96-6)} = 621$$

با توجه به اینکه مقدار F بحرانی ۱ درصد برای درجه آزادی ۱ و ۹۰ برابر با ۶/۹۳ است و مقدار آن کوچکتر از آماره F است، بنابراین دلیلی برای قبول فرضیه برابری مجموع کشش ها (ضرایب) با واحد وجود ندارد و فرض بازدهی نسبت به مقیاس ثابت رد می شود.

با محاسبات ساده ریاضی می توان نشان داد که نرخ نهایی جانشینی فنی (MRTS) بین عوامل تولید برابر است با نسبت تولید نهایی آن عوامل تولید نسبت به یکدیگر. بنابراین برای عوامل تولید مطرح شده در این مطالعه جدول ۴ به دست می آید.

جدول ٤: نرخ نهایی جانشینی فنی بین عوامل تولید

$MRTS_{P,N}$	$MRTS_{P,B}$	$MRTS_{N,B}$	$MRTS_{P,PP}$	$MRTS_{PP,B}$	$MRTS_{PP,N}$
۱/۶	۳/۷	۲/۳	۱/۴	۲/۶	۱/۱

بحث و نتیجه گیری

نتایج مطالعه اخیر نشان می دهد که مقدار کشش برای هر یک از عوامل تولید مثبت می باشد. به عبارتی تغییرات مقدار تولید و مقدار نهاده ها هم جهت هستند. در تفسیر نتایج فوق می توان گفت که ۱درصد تغییر در تعداد پرستاران موجب تغییر به اندازه ۳/۴درصد در مقدار تولید؛ ۱درصد تغییر در تعداد سایر کارکنان موجب ۲/۸درصد تغییر در مقدار تولید بیمارستان ها؛ ۱ درصد تغییر در تعداد تخت ها موجب ۷۴درصد تغییر در مقدار تولید؛ و ۱درصد تغییر در تعداد پزشکان موجب ۷۰۸درصد تغییر در مقدار تولید خواهد شد.

بر اساس نتایج این مطالعه، تولید نهایی هریک از عوامل تولید مثبت است. تولید نهایی پزشکان برابر با ۳۹۱ می باشد که نشانگر این مطلب است که آخرین واحد پزشک استخدام شده تولیدی برابر با ۳۹۱ واحد به تولید کل اضافه می کند. تولید نهایی مربوط به سایر کارکنان، برابر با ۲۷۳ واحد است که نشانگر این است که آخرین واحد از سایر کارکنان بکار گرفته شده تولیدی برابر با ۲۷۳ واحد به تولید کل اضافه می کند. تولید نهایی مربوط به پرستاران برابر با ۲۴۴ واحد است که نشانگر این است که آخرین واحد پرستار استخدام شده تولیدی برابر با ۲۴۴ واحد به کل تولید اضافه خواهد کرد و تولید نهایی مربوط به تخت ها برابر با ۱۰۳ واحد است و نشانگر این است که آخرین واحد تخت اضافه شده تولیدی برابر با ۱۰۳ واحد به کل تولید اضافه خواهد کرد.

همچنین نتایج نشان داد که بازدهی نسبت به مقیاس در بیمارستان های مورد مطالعه صعودی است. بنابراین اگر همه عوامل تولید به یک نسبت افزایش یابند تولید بیشتر از نسبت مورد نظر افزایش خواهد یافت. وجود بازدهی نسبت به مقیاس صعودی باعث می شود که بنگاه رقابتی نتواند شکل گیرد و بازار رقابت انحصاری شود (زیرا هزینه نهایی همیشه کمتر از هزینه متوسط است پس اگر بازار رقابتی کامل باشد، قیمت کمتر از هزینه متوسط است و بنگاه ها ضرر می کنند) به این وضعیت انحصار طبیعی گفته می شود.

نتایج این مطالعه نشان داد که MRTS بین پزشک و پرستار ۱/۶است، یعنی برای به دست آوردن یک واحد پزشک، حاضر هستیم که ۱/۶ واحد پرستار از دست بدهیم به طوری که تولید ثابت می ماند. به عبارت دیگر اگر یک واحد پزشک را با ۱/۶ واحد پرستار جایگزین کنیم تولید هیچ تغییری نخواهد کرد. MRTS بین پزشک و تخت برابر با ۳/۷است، یعنی اگر یک واحد پزشک را با ۳/۷ واحد تخت، جایگزین کنیم، تولید ثابت باقی خواهد ماند. MRTS بین پرستار و تخت برابر با ۲/۳ است، لذا اگر یک واحد پرستار را با ۲/۳ واحد تخت جایگزین کنیم تولید ثابت خواهد ماند. MRTS بین پزشک و سایر کارکنان برابر با ۱/۴ است، لذا اگر یک واحد پزشک را با ۱/۴ واحد از سایر کارکنان جایگزین کنیم، تولید ثابت خواهد ماند. MRTS بین سایر کارکنان و تخت برابر با ۲/۶است، لذا اگر یک واحد از سایر کارکنان را با ۲/۶ واحد تخت جایگزین کنیم، تولید ثابت خواهد ماند. MRTS بین سایر کارکنان و پرستاران برابر با ۱/۱است و لذا اگر یک واحد از سایر کارکنان را با ۱/۱ واحد پرستار جایگزین کنیم، تولید ثابت خواهد ماند.

یافته های این پژوهش نشان می دهد که حساسیت (کشش) تولیدی برای پرستاران نسبت به عوامل تولید دیگر بیشترین مقدار است، لذا مدیران و برنامه ریزان بیمارستان های مذکور در تصمیم گیری های خود مبنی بر پاسخگویی به افزایش تقاضا سریعترین راه برای پاسخگویی به تغییرات تقاضا از طریق تغییر در نسبت عوامل تولید موجود، تغییر در درصد پرستاران، بعد از آن به ترتیب، عامل سایر کارکنان، تخت و پزشک را مد نظر قرار دهند. همچنین مدیران باید در تصمیم گیری مبنی بر تعدیل در عوامل تولید به اثرات این تعدیلات با توجه به کشش هر یک از عوامل تولید توجه داشته باشند.

تعیین تولید نهایی عوامل تولید نقش و اهمیت فوق العاده پزشکان را در تولید بیمارستان نشان می دهد. با توجه به اینکه بازدهی نسبت به مقیاس در بیمارستان های مورد مطالعه صعودی است، لذا منحنی هزینه متوسط بلند مدت برای بیمارستان های مذکور نزولی است. نزولی بودن منحنی هزینه

متوسط بلند مدت باعث می شود که بازار رقابتی نتواند شکل گیرد و یک وضعیت انحصاری که به آن انحصار طبیعی گفته می شود شکل بگیرد. با توجه به اینکه در ارائه خدمات در نظام سلامت مقوله عدالت همواره به موازات مقوله کارایی مطرح می شود، لذا حضور و دخالت دولت برای کنترل انحصارگران لازم و ضروری به نظر می رسد. در غیر این صورت با توجه به اینکه هزینه های متوسط بلند مدت نزولی هستند، تولیدکنندگان بزرگتر قیمت شکنی می کنند و تولید کنندگان خرد را از بازار بیرون می کنند و این مسئله با توجه به اینکه اکثر تولیدکنندگان (بیمارستان های) کوچک در مناطق کم درآمد قرار دارند، بیشتر اهمیت می یابد. نتیجه اینکه مراقبت های بیمارستانی اگر تماماً به دست بازار واگذار شود، مسئله عدالت تحقق نخواهد یافت. در این مطالعه نرخ نهایی جانشینی فنی (MRTS) بین عوامل تولید برآورد شد، مدیران بیمارستان های مورد مطالعه، با آگاهی از این نرخ ها می توانند در شرایط کمبود هر یک از عوامل تولید یا در شرایط وجود بحران های مالی به لحاظ دسترسی به عوامل تولید، عوامل گوناگون را جایگزین یکدیگر کنند به طوری که مقدار تولید ثابت بماند. ◆

فهرست منابع

۱. صدقیانی ابراهیم. سازمان و مدیریت بیمارستان. جهان رایانه، تهران، ۱۳۷۷.

2. Wang J. Estimation of hospital cost functions and efficiency measurement. China Center for Economic Research 2001; no.2001004:1-27.

3. Pauly MW. Medical staff characteristics and hospital costs. Journal of Human Resources 1978; 13: 77-114.

۴. آصف زاده سعید. مبانی اقتصاد بهداشت و درمان. دانشگاه علوم پزشکی قزوین، ۱۳۸۲.

۵. سا لواتوره دمینیک. نظریه و مسائل اقتصاد خرد. مترجم: سبحانی حسن. نشرنی، تهران، ۱۳۷۸.

۶. شیرین بخش شمس اله. کاربرد Eviews در اقتصاد سنجی. پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ۱۳۸۴.

۷. فیلیپس چارلز. اقتصاد بهداشت. مترجم: عسگری منوچهر. نشر اقتصاد نو، تهران، ۱۳۷۶.

۸. هندرسن جیمز، ریچارد ا. کوانت. تئوری اقتصاد خرد. مترجم: قرباغیان مرتضی، پژویان جمشید. موسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران، ۱۳۸۲.

9. Arrow CH, Menhas B, Solow R. Capital labor substitution and economic efficiency. Review of Economics and Statistics 1961; 45: 225- 247.

10. Earl G. Microeconomics. University of Illinois at Urban Champaign, 1994.

11. Evans B, David A, Tandon C, Muray JL, Lauer JA. The cmparative efficiency of national health systems in producing health: An analysis of 191 countries. GPE Discussion Paper, 2002; 29: 1-19.

12. Hofler R.A, Folland S.T. Technical and allocative inefficiencies of United States hospitals under a stochastic frontier approach. Midwest Economics Association 55th Annual Meeting, Working paper. No. 99, Rochester, Michigan, 1991.

13. Sherman F. The economics of health and health care, New Jersey.

14. WHO. Report on WHO meeting of experts on the measure ment of efficiency of health systems, USA, 08 January, 2001.

۱۵. عاقلی کهنه شهری لطفعلی. اقتصاد سلامت. نشر نورعلم، همدان، ۱۳۸۳.

۱۶. حق پرست حسن. تخمین تابع تولید بیمارستان های عمومی دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی و درمانی ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، تهران: دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی پزشکی دانشگاه علوم پزشکی ایران، ۱۳۸۲.

17. Jensen G.A, Morrisey M.A. Medical staff specialty mix and hospital production. Journal of Health Economics1986; 5: 250- 270.

18. Somanathan A, Hanson K, Dorabawila T, Perera B. Operating efficiency in public sector health facilities in Sri Lanka, measurement and institutional determinants of performance. Small Applied Research Paper 2000;12: 50-80.

19. Baltagi B.H. Econometrics. New York: Springer, 1999.

20. Green H. William. Econometric Analysis. 3rd Edition, USA: New York University, 1998.

۲۱. رییسی اردلی غلامعلی، کلباسی حسن، رییسی مهدی. بررسی عوامل خاص کشوری تعیین کننده تجارت درون صنعت ایران. مجله تحقیقات اقتصادی ۱۳۸۲؛ ۶۷: ۵۹-۳۸.