Archive of SID

فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ شماره ۹و ۱۰ ـ پاییز و زمستان ۱۳۸۲

تخمین تابع هزینه بیمارستانهای منتخب کشور

تاریخ دریافت : ۱۳۸۳/۴/۴ تاریخ پذیرش : ۱۳۸۳/۱۰/۲

وحید شقاقی شهری [۱]
دکتر مجید صباغ کرمانی [۲]

چکیده

بیمارستانها مانند بنگاههای اقتصادی خدمات بهداشتی، درمانی و آموزشی به بیماران و مردم ارایه می کنند و غلب مردم هر کشور به شکل مستقیم (به شکل بیمار) یا غیرمستقیم، به این واحدها مراجعه می کنند. به موازات توسعه شهرنشینی ـ هر چند کیفیت زندگی افزایش یافته است ـ بیماری‌هایی نیز از شهرنشینی ایجاد شده است؛به همین جهت بیماستارنها باید پاسخگوی تقاضای روزافزون مراجعات منظم و نامنظم (تصادفی) بیماران باشند. از این رو این مقوله در سالهای اخیر در کشور مورد توجه قرار گرفته و تحقیق حاضرنیزکوششی در این زمینه است. در این مقاله سعی شده است تا در قالب یک الگوی اقتصادسنجی با استفاده از داده های ترکیبی مقطعی ـ سری زمانی برای ۱۴ بیمارستان منتخب کشور طی دوره ۱۳۸۱-۱۳۷۲ و با به کارگیری روش «پانل دیتا» متغیرهای تأثیرگذار بر هزینه بیمارستانها بررسی شود.نتایج به دست آمده نشانگر آن است که هزینه نسبی بیمارستانهای منتخب در طی دوره مورد بررسی به قیمت‌های نسبی کار و سرمایه و تولید واکنش مثبت نشان می‌دهد؛ بنابراین برای کاهش هزینه نسبی باید یکی از این عوامل کاهش یابد. به عبارت دیگر یا باید تولید یا قیمت نسبی کار و قیمت نسبی سرمایه کاهش یابد.

کلید واژه: بیمارستان، تابع هزینه، قیمت سرمایه، قیمت نیروی کار، تولید.

۱.دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، تلفن محل کار: ۶۴۲۲۳۷۸-۰۲۱ نمابر: ۶۹۲۹۶۳۴ آدرس پست الکترونیکی
vahidshaghaghi@yahoo.com
۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، تلفن محل کار: ۸۰۱۱۰۰۱ نمابر: ۸۰۲۸۲۳۶ آدرس پست الکترونیکی :
sabaghkm@modares.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

بیمارستانها مانند سایر بنگاههای اقتصادی، نوع خاصی از خدمات را تولید و ارایه می کنند و اداره آنها نیز مطابق موازین و اصول سایر بنگاهها می باشد. اما به طور کلی تفاوت آنها با سایر واحدها در اهمیت کالاها و خدمات عرضه شده است و به این جهت دولتها بیشتر به شکل مستقیم یا غیر مستقیم بر آنها نظارت دارند و ازراههای مختلف نظیر ایجاد و اعمال مقررات و ضوابط خاص و کمک مالی مستقیم یا غیر مستقیم به اداره هرچه بهتر آنها کمک می کنند. از طرف دیگر، مسایل اقتصادی مرتبط با بخش سلامت سالها است مورد توجه سیاستگذاران بخشی و ملی کشورهای مختلف قرار گرفته است و به طور کلی جهت گیری سیاستهای مختلف در اداره هر چه بهتر و کاراتر واحدها و عرضه خدمات با کیفیت بالاتر ، همچنین تأمین منابع مالی با جهت گیری کاهش کمکهای دولتی بوده است.

درچنین شرایطی سؤالی که همواره برای مدیران و صاحبان این واحدها مطرح است؛ اثر بخشی و ارزیابی عوامل مؤثر بر هزینه های بیمارستانهای مختلف می باشد. بنابراین پرسش اصلی این تحقیق این است که چه عواملی براساس مبانی نظری تابع هزینه بر تغییرات هزینه بیمارستانها بیشترین تأثیر را دارند؛ بنابراین می‌توان فرضیه این مقاله را چنین بیان کرد : از عوامل مختلف تأثیرگذار بر تابع هزینه بیمارستانها قیمت نسبی نیروی کار و سرمایه و تولید بیشترین تأثیر را در تغییرات هزینه بیمارستانها دارند. برای آزمون این فرضیه نمونه ای از بیمارستانهای تهران (۱۴ بیمارستان منتخب) با توجه به اندازه، مالکیت و نوع خدماتی که ارایه می کنند؛ انتخاب شده است و اطلاعات و آمارهای متغیرهای هزینه ای (اقلام اصلی هزینه به تفکیک هزینه‌های کارکنان و سرمایه‌ای) از طریق پرسشنامه و برای دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۷۲ جمع آوری و تکمیل شده است؛ سپس تابع هزینه موردنظر در قالب الگوی اقتصادسنجی تخمین زده شده و نتایج برآورد ، بررسی و تحلیل قرار شده است.

۱. مبانی نظری

تابع هزینه بیمارستانها مانند سایر توابع هزینه‌ای مبنایی برای بررسی فناوری است و نشان می‌دهد که بیمارستانها چگونه نهاده های مختلف را با هم ترکیب می‌کنند تا محصولی با کمترین هزینه تولیدکنند. می توان تابع معمول هزینه بیمارستانها را به شکل زیر نشان داد.

$$c\ (w و\ y) = \min\{w.x_i : x \in v(y)\}$$

که W برابر قیمت نهاده ها و $W.X$ حاصل ضرب داخلی بردارهای قیمت نهاده ها و سطح نهاده ها می باشد. به بیان دیگر تابع هزینه، نشان دهنده حداقل هزینه تولید یک

www.SID.ir

Archive of SID

سطح مشخص محصول در طول دوره زمانی معین است که به شکل تابعی از قیمت نهاده ها و محصول نوشته می شود. براساس این رابطه، قیمت نهاده ها برای تولید کننده برون زا می‌باشد و شرط وجود تابع هزینه فوق این است که دامنه ترکیبات نهاده‌ای ممکن، باید محدود باشد.

در ادبیات نظری مرتبط، فرم تبعی و تصریح تابع هزینه ممکن است به شکلهای مختلف انجام گیرد. به عنوان مثال بیولدو[1] و دیگران (۲۰۰۰) تصریح تابع هزینه بیمارستانها را به شکل زیر انجام داده اند.

$$c_{ht} = c\ (y, w, k, md, \theta, t) + \varepsilon ht$$

که c تابع هزینه متغیر، h اندیس بیمارستان، y معرف تولید، w قیمت نهاده ها، k نهاده های نیمه ثابت، md معرف پزشک، t روند تغییرات فناوری، θ بردار پارامترهای برآوردی و ε عامل خطا را نشان می دهد.

سرمایه گذاری در ساختمانها و تجهیزات جدید و همچنین به کارگیری پزشکانی که تحت کنترل مستقیم مدیریت بیمارستانها می باشند به شکل نهاده های نیمه ثابت در نظر گرفته شده اند؛ در حالی که سایر متغیرها نظیر انرژی، مواد خام و نیروی کار غیر ماهر نهاده های متغیر محسوب شده اند. البته شکل تبعی تابع هزینه نیز ممکن است به شکلهای مختلف و براساس نیازهای نظری طراحی و مشخص شود. آنچه مسلم است، بایستی توابع هزینه نتیجه حداقل سازی هزینه با فرض قیمت نهاده ها و محصولات، ویژگیهای معینی داشته باشد. اغلب این توابع غیر کاهنده، مقعر، همگن خطی نسبت به قیمت نهاده ها و بالاخره غیر کاهنده نسبت به محصول است. نکته مهم در این زمینه و با این خصوصیات، طراحی شکل تبعی ترانسلاگ است که انعطاف پذیر و تقریب مرتبه دوم برای تابع هزینه اختیاری است و هیچ محدودیتی را برکشش جانشینی وضع نکرده و اجازه می دهد صرفه های مقیاس متناسب با سطح محصول تغییر یابند. هر چند برخی نظیر بس[2] (۱۹۸۶) معتقدند که این نوع توابع برای بنگاههای عمومی و غیر انتفاعی واقع گرایانه نمی‌باشند؛ ولی می توانند به عنوان توابع هزینه رفتاری استفاده شوند و درمطالعه رفتار بنگاهها مفید و مؤثر باشند.

برای استخراج تابع هزینه می توان به شکل ذیل عمل نمود. اگر به‌طور کلی r_1 قیمت نهاده X_1 و r_2 قیمت نهادة X_2 باشد داریم. $r_1X_1 + r_2 X_2$

---

1. Bioldeau
2. BOS

www.SID.ir

Archive of SID

C = r

که C هزینه کل را نشان می‌دهد و اگر تابع تولید دو نهاده‌ای به شکل زیر نوشته شود.

q = f (X۱ و X۲)

تابع هزینه برحسب قیمت نهاده ها و تولید از مسأله بهینه‌سازی زیر به‌دست می‌آید.

Min C = r ۱X۱ + r۲ X۲

st. q = f (X۱ و X۲)

۱X۱ + r۲ X۲+ λ(q- f (X۱ و X۲)) اگر تابع لاگرانژ را تشکیل دهیم.

L= r

شرایط مرتبه اول به شکل زیر است.

$$\frac{\partial L}{\partial X_۱} = r_۱ - \lambda f_۱ = ۰ \rightarrow r_۱ = \lambda f_۱$$

$$\frac{\partial L}{\partial X_۲} = r_۲ - \lambda f_۲ = ۰ \rightarrow r_۲ = \lambda f_۲$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = q - f(X_۱ و X_۲) = ۰$$

که f۱ و f۲به ترتیب تولید نهایی نهادة اول و نهادة دوم را نشان می‌دهند.

بر اساس این روابط ، شرط حداقل‌سازی به شکل زیر است.

$$\lambda = \frac{f_۱}{r_۱} = \frac{f_۲}{r_۲} \quad و \quad q = f(X_۱ و X_۲)$$

و

$$X_۱^* = f(r_۱ و r_۲ و q) \quad , \quad X_۲^* = f(r_۱ و r_۲ و q)$$

که X^*۱ وX^*۲ تقاضای نهاده‌ها را نشان می‌دهد. با جای گذاری در تابع هزینة مستقیم خواهیم داشت.:

$$C = r_۱ \ f(r_۱ و r_۲ و q) + r_۲ f(r_۱ و r_۲ و q) = g(r_۱ و r_۲ و q)$$

یعنی تابع هزینه غیرمستقیم به‌شکل تابعی از قیمت نهاده‌ها و مقدار تولید، قابل استخراج است. در تخمین توابع هزینة بیمارستانی، تابع هزینة غیرمستقیم برآورد شده و فرض می شود که هزینه‌های نسبی بیمارستانها (هزینة کل تقسیم بر قیمت مواد خام و اولیه) به قیمت نسبی نیروی کار (قیمت نیروی کار به قیمت مواد خام)، قیمت نسبی سرمایه (قیمت سرمایه تقسیم بر قیمت مواد خام) و میزان تولید (برحسب متغیرهای مختلفی شامل پذیرش‌های فوریتهای پزشکی و سرپایی تعداد بستری شدگان، و تعداد ترخیص شدگان) ارتباط دارد. اگر تابع هزینة نسبی را به‌شکل خطی در نظر بگیریم.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\ell n(TC/P_M)=\alpha+\beta L_n(P_L/P_M)+\gamma\ \ell n(P_k/P_M)+Q\ell ny$$

جملات داخل پرانتزها به‌ترتیب از سمت چپ به راست هزینهٔ نسبی، قیمت نسبی نیروی کار، قیمت نسبی سرمایه و y نیزمیزان تولید را نشان می دهد. با کمی تغییر رابطهٔ فوق به شکل زیر درمی‌آید

$$TC\Big/P_M = A.(P_L\Big/P_M)^{\beta}\ (P_K/P_M)^{\gamma}\ (y)^{\theta}$$

که $A=e^{\alpha}$ و e عدد نپرین (معادل ۲/۷۱۸۲)است. همچنین رابطهٔ اخیر نشاگر این است که این تابع هزینه در واقع تابع هزینهٔ بلندمدت است؛ زیرا همه نهاده‌های فرض شده در طول زمان تغییر می‌کنند؛ ولی اگر تابع هزینه به شکل زیر نوشته شود.

$$TC/P_M=\alpha_1+\beta_1(P_L/P_M)+\beta_2(y)$$

و یا

$$TC/P_M=\alpha_2+\beta_3(P_K/P_M)+\beta_4(y)$$

تابع هزینهٔ کوتامدت را نشان می‌دهد . در روابط بالا α_1 و α_2 به ترتیب هزینه‌های ثابت مدل اول و دوم را نشان می‌دهند. فرض ضمنی مدل اول، ثابت گرفتن متغیر سرمایه و در مدل دوم، ثابت بودن نیروی کار است.

۲. ادبیات موضوع

در مورد تابع هزینه بیمارستانها مطالعات متعددی انجام گرفته است. به طورمثال کوینگ و هالتمن[1] (۱۹۸۳) از نظر تجربی یک تابع هزینه متغیر کوتاه مدت برای ۱۳۸ نمونه از بیمارستانهای عمومی‌در نیویورک بر اساس داده های سال ۱۹۷۵ برآورد کرده اند. نتایج مطالعه محققان نشان می‌دهد که صرفه های مقیاس کوتاه مدت در این بیمارستانها وجود دارد؛ به طوری که افزایش در محصول موجب افزایش تناسبی کمتر در هزینه های متغیر کوتاه مدت می‌شود و بیمارستانهای منتخب در سمت چپ نقطهٔ حداقل منحنی هزینه متوسط عمل می‌کنند. در ضمن آنها یادآوری کرده اند این نتیجه، با این ایده سازگار است که می‌توان هزینه های متوسط بیمارستان را با بستن بیمارستانهای کوچکتر و ادغام خدمات بین بیمارستانهای باقیمانده، کاهش داد.

---

1. Cowing & Holtmann (1983)
2. Adam& et al(2003)

www.SID.ir

Archive of SID

آدام و دیگران [1](۲۰۰۳)در مقاله‌ای تحت عنوان تخمین اقتصادسنجی هزینه‌های بیمارستانی، سعی کرده اند از داده‌های بین کشوری برای تخمین و پیش بینی هزینه‌های متوسط استفاده کنند. در واقع آنها به دنبال پاسخ به این پرسش بوده اند که چگونه هزینه‌های کل در پاسخ به تغییر در ترکیب خدمات، نهاده‌ها، قیمت نهاده‌ها و مقیاس عملیاتی تغییر می‌کنند. متغیرهای اصلی مورد مطالعه عبارتند از: مالکیت، میزان سطح تسهیلات بهداشتی، تعداد تختها، تعداد متخصصین، داده‌های هزینه به ازای تخت ـ روز، ویزیت و پذیرش)، داده‌های بهره برداری (تخت ـ روز، ویزیت و پذیرش)، انواع هزینه‌های در نظرگرفته شده در تحلیل هزینه (سرمایه، انواع دارو و غذا)، بهره‌برداری از ظرفیت (نرخ اشغال، طول متوسط اقامت و تعداد متوسط ویزیت به ازای هر دکتر در روز)، پول رایج و روشهای تخصیص هزینه مشترک محققان، رابطه بین هزینه‌های متوسط و متغیرهای توضیحی را به شکل غیر خطی زیر تصریح می‌کنند.

$$y = \alpha . X_1^{\alpha_1} . X_2^{\alpha_2}$$

که با لگاریتم گیری به رابطه زیر تبدیل می‌شود.

$$Lny = Ln\alpha_0 + \alpha_1 LnX_1 + \alpha_2 X_2$$

در این تبدیل، ضرایب α_1و α_2 کششها را نشان می‌دهد و معادله فوق با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می شود. در این معادله Y هزینه‌های بیمارستانی به ازاء تخت ـ روز، X_1 مبینGDP سرانه و X_2 نرخ اشغال است. در این معادله، نرخ اشغال به عنوان متغیر جانشین برای سطح بهره برداری از ظرفیت، استفاده می شود. علامت انتظاری α_1و α_2 به ترتیب مثبت و منفی است، یعنی هزینه‌های واحد با GDP سرانه رابطه مثبت (مستقیم) و با نرخ اشغال رابطه معکوس دارند. علاوه بر عواملی نظیر تولید، نرخ دستمزد، سرمایه و موجودی انبار که در هزینه بیمارستانها مهم هستند، متغیرهای کیفی دیگر از جمله ساعتهای پرستاری و نرخ‌های مرگ و میر تعدیل شده بر هزینه تأثیر دارند. در کل نتایج برآورد مدل، مطابق با انتظار نظری می‌باشد.

بیز [2] (۱۹۸۰) خطای تصریح در توابع هزینه بیمارستانی را بررسی کرده است. او از مطالعات قبلی به خاطر درنظر نگرفتن نهاده پزشک انتقاد کرده است و مطالعه خود را به لزوم در نظر گرفتن متغیر تعداد پزشک اختصاص داده و روشی برای تخمین مقدار

---

1. Bays

www.SID.ir

Archive of SID

کار پزشک معرفی کرده است. متغیرهای توضیحی در مطالعه بیز عبارتند از: اندازه تخت، تعداد موارد بیماری به ازای هر تخت، تعداد پزشکان و متغیر وابسته هزینه متوسط بیمارستان. نتایج مطالعه او نشانگر این است که ابتدا هزینه متوسط کاهش می‌یابد(در بیمارستانهای با اندازه متوسط) و سپس با افزایش اندازه بیمارستان افزایش می‌یابد. همچنین به عقیده وی، با در نظر گرفتن تعداد پزشکان در مدل، هزینه متوسط به ازای هر مورد بیماری افزایش می‌یابد.

مانکی(۱۹۹۷) [۱] اثر عضویت زنجیره‌ای را روی هزینه‌های بیمارستان مطالعه کرده است و توابع هزینه بیمارستان را برای تعیین تأثیر عضویت زنجیره‌ای روی هزینه‌های بیمارستان در برابر مالکیت فردی به کار گرفته است. نتایج مطالعه او نشانگر این است که بیمارستانهای زنجیره‌ای کاراتر از بیمارستانهای مستقل، عمل کرده اند، زیرا بیمارستانهای زنجیره ای مزیتهای عمده‌ای در قدرت خرید نهاده‌های مهم، هزینه‌های پایین سرمایه و منافع غیر نقدی برای کارگران داشته است. علاوه بر این نتایج نشان داد که توانایی بیمارستانهای زنجیره‌ای در پایین نگه داشتن هزینه‌ها نوعی کاهش هزینه در بازارها می باشد.

والدمن و همکارش (۱۹۹۲)[۲] اثرات کیفیت روی هزینه را برای صنعت پرستاری بیمارستانها مطالعه کرده و هزینه‌های پرستاری را به عنوان تابعی از محصول، کیفیت و قیمت عوامل تعریف کرده اند. یافته‌های آنها نشان داد وقتی که هزینه نهایی کیفیت افزایش می‌یابد، بنگاهها کیفیت را کاهش می‌دهند. صرفه‌های مقیاس محاسبه شده بیانگر آن بود که دو برابر شدن تعداد بیماران، هزینه متوسط را حدود ٦١ درصد کاهش می‌دهد.

ایوانس(۱۹۹۹) [۳] در مقاله خود به این پرسشها پاسخ می دهد که آیا متغیرهای کیفی از جمله ساعتهای پرستاری و نرخ های مرگ ومیر تعدیل شده تأثیر قابل توجهی روی هزینه‌های بیمارستانی دارند یا خیر و اندازه این اثر چقدر است. در ضمن، آیا کیفیت، هزینه‌بر است یا خیر. نتایج مطالعه او نشان داد که عموماً بیمارستانهای متوسط، بازدهی فزاینده به مقیاس را تجربه می‌کنند و کیفیت، عامل تعیین کننده‌ای در هزینه‌های بهداشتی است.

---

2. Menke
1. Waldman & Gertler
2. Evans

www.SID.ir

Archive of SID

ملنیک و دیگران (۱۹۸۸)[1] در مطالعة خود تابع هزینه ترانسلاگ[2] را با استفاده از داده های بیمارستانهای ایالت فلوریدای آمریکا در دوره ۱۹۸۶-۱۹۸۴ اثر ساختار و قالب بازار بر روی هزینه های بیمارستان بررسی کرده اند. مطالعه آنها بر بیمارستانهای عمومی تاکید داشته است و پس از حذف داده های ناقص، ۱۷۹ نمونه از بیمارستانهای عمومی را مورد مطالعه قرار داده اند. نتایج مطالعه نشان داد که تغییر در سیاست گذاری و تصمیم گیریها، رقابت را بین بیمارستانها افزایش می‌دهد.

۳. معرفی داده ها و الگوی تخمین

۱. ۳ معرفی داده ها و اطلاعات آماری

در این تحقیق به منظور تخمین تابع هزینه بیمارستانها ۱۴ بیمارستان از کل بیمارستانهای دولتی و خصوصی تهران انتخاب شدند و پرسشنامه ای شامل سؤالات مختلفی در زمینه های مالکیت، نوع فعالیت، تعداد کارکنان تخصصی و غیر تخصصی، تعداد پذیرشها و عملهای جراحی و مرخص شدگان، هزینه های عملیاتی نظیر حقوق و دستمزد و هزینه های غیر کارکنان بیمارستانی، تعمیر و نگهداری، مواد غذایی و ملزومات پزشکی، اجاره و سایر هزینه های مالی و بانکی و سرمایه ای تنظیم و با مراجعه حضوری به بیمارستانهای منتخب برای سالهای (۱۳۸۱-۱۳۷۲) کلیه اطلاعات مورد نیاز به دست آمد.

نتایج و آمار توصیفی پرسشنامه های استخراج شده به شکل خلاصه بیانگر نکات ذیل می باشند.

از مجموع بیمارستانهای نمونه، ۴ بیمارستان وابسته به دانشگاه علوم پزشکی تهران، ۴ بیمارستان وابسته به دانشگاه علوم پزشکی ایران، ۴ بیمارستان وابسته به بخش خصوصی و یک بیمارستان تحت پوشش سازمان تأمین اجتماعی و آخرین بیمارستان وابسته به دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی بوده است .

ازنظر مالکیت، ۶۷ درصد تختها به شکل ملکی، ۲۸ درصد به شکل خصوصی و وقفی وبقیه اجاره ای بوده اند. در میان بیمارستانهای نمونه، ۵۵ درصد دارای بخشهای عمومی و تخصصی بوده و بقیه تنها در یک رشته خاص نظیر قلب و عروق ، کودکان و یا اعصاب فعالیت داشته اند. بیشترین و کمترین تعداد تخت های بیمارستانی ثابت ۶۴۵ و ۱۹۸ و انحراف معیار متغیر تخت های بیمارستانی حدود ۱۸۲ تخت بوده است. حداکثر و حداقل، و میانگین تعداد پزشک عمومی به ترتیب ۵۴۰ ، ۲۰ ، ۵۰ و تعداد پزشکان

---

3. Zwanziger &Melnick
4. Translog

www.SID.ir

Archive of SID

متخصص حداکثر ۲۵۶ و حداقل ۱۱ نفر گزارش شده است. میانگین این متغیر ۸۲ و انحراف معیار آن ۸۱/۲ می باشد. از نظر تعداد پرستار بیشترین پرستار گزارش شده ۴۴۸ و کمترین آن ۲۰ پرستار با میانگین ۱۲۸ و انحراف معیار ۱۲۹/۵ گزارش گردیده است.

روند تغییرات هزینه های مختلف بیمارستانها طی سالهای (۱۳۸۱-۱۳۷۲) نیز قابل توجه می باشد. این تغییرات، مثبت و روند فزاینده ای داشته است . برای مثال میانگین هزینه حقوق و دستمزد پرداختی در بیمارستانهای منتخب از ۸۳۰ میلیون ریال در سال ۱۳۷۲ به ۵/۲۷ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۱ رسیده است .

انحراف معیار این متغیر هم از ۰/۹ میلیارد ریال در سال پایه به ۸/۹۸ میلیارد ریال افزایش یافته که بیانگر تغییرات شدید در میزان حقوق و دستمزد پرداخت شده طی سالهای اشاره شده بوده است. میانگین هزینه های مزایا، فوق العاده شغل، عیدی و بیمه این بیمارستانها از ۰/۴۵ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۲ به ۴/۵ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۱ افزایش یافته و به طور متوسط سایر هزینه های کارکنان نیز از ۰/۷۶ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۲ به ۲/۵۵ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۱ افزایش یافته است.

هزینه های آب، برق و سوخت بیمارستانها با انحراف معیاری معادل ۰/۱۵ از ۰/۱۲ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۲ به ۰/۳۵ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۱ افزایش یافته است (انحراف معیار این متغیر در سال ۱۳۸۱ معادل ۰/۴۱ گزارش شده است.)

به طور متوسط هزینه مواد غذایی و ملزومات پزشکی طی ده سال، حدود ۸ برابر شده است. متوسط این متغیر در سال ۱۳۷۲ معادل ۱/۲۵ میلیارد ریال (با انحراف معیاری معادل ۲/۵۹) بوده که در سال ۱۳۸۱ به ۷/۸ میلیارد ریال (باانحراف معیاری معادل ۱۶/۷۹) رسیده است .

۲ . ۳ . معرفی الگو و تخمین آن

باتوجه به مباحث نظری و مطالعات تجربی در خصوص تابع هزینه بیمارستانها، مدل هزینه ترانسلاگ با در نظرگرفتن متغیرهای هزینه نسبی کل، هزینه های نسبی نیروی کار و سرمایه و نیز متغیر تولید (برحسب متغیرهای مختلفی شامل پذیرش‌های فوریتهای پزشکی و سرپایی تعداد بستری شدگان، و تعداد ترخیص شدگان) مورد استفاده قرار گرفت. هزینه های نسبی کل، هزینه نسبی نیروی کار و سرمایه نیز به ترتیب به شکل تقسیم هزینه های کل، قیمت نیروی کار و سرمایه بر قیمت مواد خام تعریف شدند. در

www.SID.ir

Archive of SID

ضمن، برای برآورد این مدل، از داده های ترکیبی مقطعی ـ سری زمانی برای ۱۴ بیمارستان منتخب کشور طی دوره ۱۳۸۱-۱۳۷۲ استفاده شد.

قبل از تخمین تابع هزینه، لازم بود تا نوع روش تخمین پانل دیتا تعیین شود. بنابراین ابتدا برای تعیین وجود یا عدم وجود عرض از مبدأ برای هر یک از بیمارستانهای منتخب، جداگانه از آماره F استفاده شد. نتیجه، نشانگر رد فرضیه صفر (یعنی حداقل مربعات معمولی) بود. برای آزمون تابع هزینه اشاره شده با بهره گیری از روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی از آماره هاسمن[1] استفاده شد. با استفاده از نرم افزار «اویوز»[2] آماره هاسمن حدود ۲۴/۷۳ برآورد شد که در سطح ۱ درصد نشانگر رد فرضیه صفر می‌باشد، بنابراین روش اثرات تصادفی برای تخمین تابع هزینه تایید شد. در جدول ۱ نتایج برآورد تابع هزینه براساس روش اثرات تصادفی ارایه شده است. همچنین به منظور تصریح توابع هزینه، متغیر تولید، علاوه بر تعداد پذیرش‌های سرپایی و فوریتهای پزشکی به شکل تعداد مرخص‌شدگان از بیمارستان و تعداد بستری‌شدگان بیمارستانی تعریف شده و در مدل ترانسلاگ در نظر گرفته شد.

لازم به ذکر است که متغیرهای در نظر گرفته شده در مدل به شکل لگاریتمی بوده و ضرایب به دست آمده در واقع برای هر یک از متغیرهای توضیحی، نشان دهنده کششهای نهاده‌ها بوده است.

جدول۱ تخمین تابع هزینه بیمارستانها

LnY	*Ln(PK/PM)*	*Ln(PL/PM)*	*C*	*variables*
۰/۰۶۱(۲/۱۵)	۰/۱۹(۱/۷۸)	۰/۴۱(۴)	۳/۵۳(۱۲/۶۵)	***Random Effects & GLS***
۰/۲۷۶(۳/۸۲)	۰/۱۹۲(۲/۸۲)	۰/۳۱(۵/۱)	۱/۳۶(۲/۵۷)	***Y = Dismissed Patients***
۰/۱۱(۴/۱۱)	۰/۱۲۶(۲/۲۹)	۰/۳۵۴(۶/۶۲)	۲/۶۵(۱۳/۵)	***Y = confined to bed patients***

اعداد داخل پرانتز آماره t متغیرهای به‌کار رفته در تخمین مدل‌هاست.

ابتدا مدل تصریحی با استفاده از روش حداقل مربعات وزنی[3] و لحاظ اثرات تصادفی[1] برای عامل خطا و عرض از مبدأ مشترک در مدل برآورد شد. همان طورکه

---

1. Hausman Test
2. Eviews
1.GLS

www.SID.ir

Archive of SID

گفته شد آماره های F و هاسمن به کارگیری روش اثرات تصادفی را برای برآورد تابع هزینه تایید کرده اند. از سوی دیگر، به این دلیل که مدل اثرات ثابت یا همان مدل حداقل مربعات متغیرهای مجازی [۲]ـ با وارد کردن متغیرهای مجازی برآورد می‌شوندـ باعث کاهش درجه آزادی شده و در تصریح صحیح مدل اختلال ایجاد می‌کنند،بنابراین برای افزایش درجه آزادی مدل و نیز برطرف کردن مشکل ناهمسانی داده‌های مقطعی (ناهمسانی واریانس) از روش حداقل مربعات وزنی با در نظر گرفتن اثرات تصادفی، استفاده شده است.

نتایج برآورد نشان می‌دهد که اولاً تمام متغیرها معنی‌دار بوده و علایم آنها نیز همگی مطابق انتظار نظری می‌باشد، ثانیاً افزایش یک درصدی متغیرهای قیمت نسبی نیروی کار، قیمت نسبی سرمایه، و متغیر تولید، هزینه نسبی را به ترتیب ۰/۴۱ درصد، ۰/۱۹ درصد، ۰/۰۶۱ درصد افزایش می‌دهد. بنابراین اگر به طور مثال قیمت نسبی نیروی کار یک میلیون ریال افزایش یابد در این شکل با ثبات سایر شرایط، هزینه نسبی حدود ۴۱۰ هزار ریال بیشتر می‌شود. در ضمن، ضریب تعیین مدل در حدود ۰/۸۸ برآورد شد که حاکی از تصریح خوب مدل و توضیح‌دهندگی قوی متغیرهای مستقل در نظرگرفته شده در مدل می‌باشد.

چون نتایج تخمینها براساس متغیر تولید ناظر بر تعداد پذیرش‌های سرپایی و فوریتهای پزشکی از نظر معنی‌دار بودن ضرایب و علایم آنها دچار اشکال بود، بنابراین برای تصریح توابع هزینه، تعریف متغیر تولید را عوض کرده و در مدل دوم، متغیر تولید را تعداد مرخص‌شدگان از بیمارستان و در مدل سوم، تعداد بستری‌شدگان بیمارستانهای تحت مطالعه در نظر گرفته شد. نتایج به دست آمده از مدلهای دوم و سوم نشان می‌دهد که اولاً همه ضرایب معنی‌دار بوده و طبق انتظار نظری هستند، ثانیاً ضریب تعیین هر دو مدل حدود ۰/۸ درصد به دست آمد که نشانگر توضیح‌دهندگی قوی مدلهای انتخاب شده است.

در مدل دوم، افزایش یک درصدی متغیر تولید (تعداد مرخص‌شدگان از بیمارستان) قیمت نسبی نیروی کار و قیمت نسبی سرمایه به ترتیب هزینه نسبی را ۰/۲۷ درصد، ۰/۳۱ درصد و ۰/۱۹ درصد افزایش می‌دهد، بنابراین چنانچه قیمت نسبی سرمایه یک میلیون ریال افزایش یابد با ثبات سایر شرایط، هزینه نسبی ۱۹ هزار ریال افزایش می یابد.

2. Random Effect
3. LSDV

www.SID.ir

Archive of SID

در مدل سوم، افزایش یک درصدی متغیر تولید (تعداد بستری‌شدگان بیمارستان)، قیمت نسبی نیروی کار و قیمت نسبی سرمایه، به ترتیب هزینه نسبی را ۰/۱۱ درصد، ۳۵ /۰ درصد و ۰/۱۲ درصد افزایش می‌دهد.

٤. نتیجه گیری و توصیه های سیاستی

بیمارستانها مانند بنگاههای اقتصادی خدمات بهداشتی، درمانی و آموزشی به بیماران و مردم ارایه می کنند و اغلب مردم هر کشور به شکل مستقیم (به شکل بیمار) یا غیرمستقیم، به این واحدها مراجعه می کنند. به موازات توسعه شهرنشینی ـ هر چند کیفیت زندگی افزایش یافته است ـ بیماری‌هایی نیز از شهرنشینی ایجاد شده است؛به همین جهت بیماستارنها باید پاسخگوی تقاضای روزافزون مراجعات منظم و نامنظم (تصادفی) بیماران باشند.از این رو سیاست گذاران بخش بهداشت به اهمیت مقوله بیمارستان آگاه بوده و به برنامه‌ریزی و شناخت واقعی این بخش، تأکید خاصی دارند.

در این پژوهش با برآورد تابع هزینه بیمارستانهای منتخب کشور سعی شده است تا عوامل تأثیرگذار بر تابع هزینه بیمارستانها معرفی شده و سهم هریک از این عوامل در هزینه بیمارستانهای منتخب تعیین شود. در این راستا، تحقیق حاضر با استفاده از داده های ترکیبی مقطعی ـ سری زمانی برای ۱۴ بیمارستان منتخب کشور در دوره ۱۳۸۱-۱۳۷۲ با بهره گیری از روش پانل دیتا، به بررسی عوامل تأثیرگذار بر تابع هزینه بیمارستانها پرداخته است.

براساس نتایج به دست آمده، هزینه نسبی به قیمت‌های نسبی نیروی کار و سرمایه و تولید بیمارستانها واکنش مثبت نشان می‌دهد، بنابراین برای کاهش هزینه نسبی بیمارستانها باید یکی از این عوامل کاهش یابد. به عبارت دیگر یا باید تولید کاهش یابد یا قیمت نسبی کار و سرمایه. دراصل، کاهش تولید بیمارستانی (برحسب تعاریف مختلف، تعداد پذیرش فوریتهای پزشکی، تعداد پذیرش نسبی و تعداد ترخیص) مطلوب نبوده و سیاست مناسبی نیست، چرا که در اساس، هدف بیمارستانها ارایه خدمات پزشکی است و هر اندازه بیمارستانها نسبت به ارایه خدمات بیشتر کوشش کنند، افزایش کارایی خود را نشان می‌دهند. کاهش قیمت نسبی نیروی کار نیز از طریق تغییر شرایط استخدام نیروی کار در بیمارستانها، اجرای قوانین حداقل دستمزد و نیز احتساب افزایش سنواتی دستمزد به کار، می‌تواند به عنوان راه حلی جهت کاهش هزینه نسبی بیمارستانها مطرح شود. با این حال، کاهش قیمت نسبی نیروی کار پیامدهای منفی نیز در پی خواهد داشت و ممکن است به عنوان عامل کاهنده کارایی کارکنان بیمارستانی باشد. شاید یکی از اقدامات دیگر در این

www.SID.ir

Archive of SID

زمینه، تعدیل نیروی کار شاغل در جهت بهینه ساختن ترکیب شاغلین در بیمارستانها باشد. عامل دیگری که در کاهش بار مالی بیمارستانها نقش مهمی ایفا می‌کند، هزینه‌های سرمایه ای است که نیازمند مطالعه و توجه می‌باشد. آمارهای منتشرشده از سوی وزارت بهداشت و درمان نشانگر این است که به طور متوسط درصد اشغال تخت در کشور معادل ۵۷/۱ درصد می‌باشد. این نرخ اشغال تختها برای بیمارستانهای منتخب تهران نیز درحدود ۷۶/ ۵۷ درصد است. کمبود نیروی کار متخصص در کادرثابت درمانی وعدم تجهیزات کافی در بیمارستانها عامل مؤثری در بدون استفاده ماندن تختهای بیمارستانی تلقی می‌شـــــود. همان طور که بیان شد کاهش قیمت نسبی سرمایه در کاهش هزینه های بیمارستانی نقش مهمی دارد، بنابراین نرخ اشغال پایین تختهای بیمارستانی می‌تواند در توجیه این مسأله راه گشا باشد. در اصل کاهش تولید بیمارستانی سیاست مناسبی نیست، کاهش قیمت نسبی نیروی کار نیز نیازمند اجرای سیاستهایی مانند تعدیل نیروی کار شاغل و اجرای قوانین حداقل دستمزد می‌باشد که ممکن است پیامدهای منفی نیز در پی داشته و از کارایی بیمارستانها بکاهد. بنابراین پارامتر سوم یعنی کاهش قیمت نسبی سرمایه از طریق استفاده بهینه از امکانات سرمایه ای موجود، نظیر افزایش نرخ اشغال تختهای بیمارستانی یا ادغام بیمارستانها و نیز زنجیره ای نمودن آنها می‌تواند راه گشا باشد و منجر به افزایش ارایه خدمات بیمارستانها و بالا رفتن کارایی آنها براساس امکانات موجود شود. سیاست کلی وزارت بهداشت و درمان این است که با اعمال سیاستهای مناسب، نظیر زنجیره ای کردن بیمارستانها و و افزایش نیروی کار متخصص در کادرثابت درمانی، به تدریج درصد اشغال تخت را از ۵۷/۱ درصد به حداقل ۷۰ درصد برساند.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

1. Adam, T., D. B. Evans and Ch. Jl Murray (2003).Econometric estimation of country-specific hospital costs. Cost Effectiveness and Resource Allocation Journal, Vol1, 2003, PP.1478-7547.

2. Bays, C. W. (1979).Cost comparisons of for-profit and nonprofit hospitals. Social Science and Medicine Journal, vol13c, No.4.PP.219-225.

3. Bays, C. W. (1980) Specification error in the estimation of hospital cost functions. Review of Economics and Statistics, May, 302-305.

4..Cowing, T.G., A.G. Holtmann & S. Powers (1983).Hospital cost analysis: a survey and evaluation of recent studies; In Advances in Health Economics and Health Services Research, Vol4, edited by R.M. Schefflers and L.F.Rossiter, Greenwich CT: JAI press, 257-303.

5. Cowing, T.G. & A.G. Holtmann (1983). Multi-product short-run hospital cost functions: empirical evidence and policy implications from cross-section data; Southern Economic Journal, 637-53.

6. Evans, M.J. (1999) Hospital cost functions and quality, M.A. Thesis in Economics

7. Lindrooth, R.C., A.T. Lo Sasso & G.J. Bazzoli (2001) The effect of hospital closure of Markets.. Health Services Research 21, PP. 403-428.

8. Menke, T.J. (1997) The effect of chain membership on hospital costs. Health Services Research, 32,177-96.

www.SID.ir