

فرضیه تقاضای القایی پزشکان در ایران: تأثیر تراکم پزشکان بر هزینه درمان

سجاد درزی رامندی^۱

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۱۱/۳۰

روح‌اله شهنازی^۲

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۶/۰۶/۲۰

مینا ابوترابی^۳

لیلی نیاکان^۴

زهرا کاوسی^۵

چکیده

فروش خدمات غیرضروری به بیماران، فشار زیادی را به سازمانهای بیمه‌ای وارد می‌آورد. این مطالعه با هدف بررسی تأثیر افزایش رقابت پزشکان و به تبع آن، افزایش تقاضای القایی بر مخارج سلامت انجام شد. این مطالعه، کاربردی و از نوع توصیفی-تحلیلی است که با استفاده از داده‌های پانلی در یک دوره زمانی هشت‌ساله (۱۳۸۵-۱۳۹۲) انجام شد. پس از انجام آزمونهای اقتصادسنجی متناسب، درنهایت مدل با استفاده از آزمون دریسکول-کارای برآورد شد. طبق نتایج، با افزایش نسبت سرانه پزشکان، مخارج بهداشت و درمان در یک معادله درجه سه افزایش یافته و در این صورت، فرضیه تقاضای القایی مبنی بر تأثیرگذاری افزایش عرضه پزشک بر مخارج سلامت در ایران طی سالهای مطالعه پذیرفته می‌شود. طبق این یافته با افزایش یک درصدی نسبت پزشکان به جمعیت، مخارج بهداشت و درمان به میزان

۱. کارشناسی ارشد اقتصاد بهداشت، گروه اقتصاد سلامت، دانشکده مدیریت و اطلاع‌رسانی پزشکی، دانشگاه

علوم پزشکی شیراز، sajadramandi@yahoo.com

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شیراز، rshahnazi@shirazu.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد اقتصاد بهداشت، گروه اقتصاد سلامت، دانشکده مدیریت و اطلاع‌رسانی پزشکی، دانشگاه

علوم پزشکی کرمان، minaabotoraby_87@yahoo.com

۴. استادیار پژوهشکده بیمه، leili.niakan@yahoo.com

۵. دانشیار گروه مدیریت، مرکز تحقیقات مدیریت سلامت و منابع انسانی، دانشکده مدیریت و اطلاع‌رسانی

پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی شیراز، (نویسنده مسئول)، zhr.kavosi@gmail.com

۰/۳۸ درصد افزایش می‌یابد. با توجه به وجود رابطه معنی‌دار بین سرانه پزشکی به جمعیت و هزینه‌های سلامت و همچنین نقطه تغییر تقعر تابع به‌دست آمده، به نظر می‌رسد، تصمیم‌گیران در این حوزه همچون بیمه‌های درمان، به‌عنوان خریدار خدمات می‌بایست به کنترل این موضوع در این بیمه‌نامه‌ها توجه بیشتری کنند.

واژگان کلیدی: تقاضای القایی، بیمه درمان، نسبت پزشکی به جمعیت، هزینه بهداشت و درمان خانوار، داده‌های پانلی.

۱. مقدمه

نظام سلامت، علی‌رغم همه جنبه‌های پر تقدس خویش، همچون دیگر نظامها از سلسله‌ای از اصول و قواعد پیروی می‌کند که بی‌توجهی به آنها پیامدی جز خسران و ناکامی ندارد (Thuan et al., 2006). مراقبت‌های بهداشتی و درمانی به‌عنوان یکی از نیازهای اساسی و حیاتی بشر مورد توجه جوامع انسانی است (Nejad et al., 2001). پیچیده‌بودن عرضه خدمات بهداشتی و درمانی، بالابودن هزینه‌ها و رشد قیمت‌ها در آن، تقاضای روزافزون برای برخورداری از بهداشت و درمان، محدودیت منابع مالی و نیروی انسانی، ضرورت افزایش بهره‌وری و به‌کارگیری شیوه‌های کنترل و مهار هزینه‌ها را در این عرصه بیش از پیش حیاتی کرده است (Witter et al., 2000).

بر اساس نوع نظام سلامت در جوامع مختلف، بهره‌مندی از خدمات سلامت فشارهای مالی متفاوتی را بر مردم تحمیل می‌کند. در هر حال این هزینه‌ها باعث ایجاد مشکلات مالی برای خانوارها می‌شود و ممکن است آنها را به دام فقر اندازد (Murray et al., 2003). لذا تعجب‌آور نیست که نگرانی در مورد هزینه‌های سلامت مردم، امروزه توجه سیاست‌گذاران و مسئولان را در بسیاری از کشورها به خود جلب کرده است (Wagstaff, 2002).

صنعت بیمه بازرگانی به‌عنوان یکی از نقش‌آفرینان تأمین مالی این هزینه‌ها با هدف اشاعه فرهنگ بیمه در جامعه، پیشرفت امر تجارت و توسعه مبادلات بازرگانی، ایجاد پس‌انداز و حفظ سرمایه‌های ملی و استقرار تأمین‌های اجتماعی، در این بخش فعالیت می‌کند. توجه خاص شرکتهای بیمه به انواع بیمه‌های اشخاص و به‌ویژه امر بیمه درمان، شاید منطقی‌ترین

راه برای انجام این رسالت عظیم است، چرا که بیماری از لحاظ اقتصادی، ضربات سهمگینی بر پیکره اجتماع وارد می‌آورد. به‌ویژه اینکه هزینه‌های درمانی، خصوصاً در مورد اعمال جراحی فوق تخصصی و بیماریهای مزمن به دلیل بستری‌شدنهای طولانی در بیمارستان و نیز ابداع روشها و فنون جدید در علم پزشکی، غالباً هزینه‌های سرسام‌آوری دارند و روزه‌روز نیز این هزینه‌ها افزایش می‌یابند لذا برای جبران هزینه‌ها باید اقدام لازم صورت گیرد (Hour, 2013).

طی سالهای اخیر هزینه‌های درمانی به طور سرسام‌آوری افزایش یافته است؛ افزایش قابل توجهی که به شکلی نگران‌کننده زمینه‌ساز افزایش پرداخت هزینه‌های درمانی از سوی مردم و از طرفی شرکتهای بیمه خصوصی می‌شود (IRC, 2016). یکی از چالشهایی که در دهه‌های اخیر این بخش را درگیر کرده و موجب افزایش هزینه‌ها و متعاقباً فشار به دولت و سازمانهای بیمه‌ای شده، تقاضای القایی پزشکان و کادر بالینی است. فرضیه تقاضای القایی خدمات پزشکی متأثر از مقالات ایوانز^۱ (۱۹۷۴) است که در ادامه توسط محققانی همچون راسیستر و ویلنسکی^۲ (۱۹۸۴) و رایس^۳ (۱۹۸۴) بسط داده شد. تحت این فرضیه، افزایش رقابت بر سر بیماران موجب کاهش درآمد پزشکان به دلیل کاهش تعداد بیماران مراجعه‌کننده به هر پزشک خواهد شد. این اتفاق تأثیری مثبت بر القای تقاضا برای مطلوبیتهای ازدست‌رفته خواهد داشت.

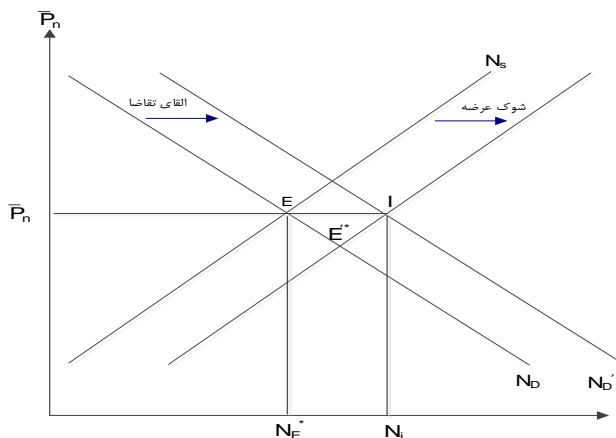
از آنجا که بیمار اطلاعات کافی برای تعیین خدماتی که باید مورد استفاده قرار دهد ندارد، لذا پزشک می‌تواند از اطلاعات اضافی خود استفاده کرده و بیمار را به استفاده از مراقبتهای دارویی و بهداشتی غیرضروری ترغیب کند. در صورتی که پزشکان در مطب خود ارائه‌دهنده خدماتی مثل مشاوره‌های تغذیه باشند یا دارای آزمایشگاه خصوصی باشند یا حتی با برخی داروخانه‌ها ارتباط داشته باشند، انگیزه آنها برای این

1. Evans
2. Rossiter and Wilensky
3. Rice

کار افزایش می‌یابد (Abdoli and Varharami, 2011). این وضعیت می‌تواند با ایجاد تقاضای بیشتر، تعادل عرضه و تقاضا در بازار سلامت و پزشکی را بر هم بزند. وقتی که دولت و سازمانهای بیمه‌ای برای خدمات پزشکی و دارو یارانه پرداخت می‌کنند، این وضعیت بسیار بدتر خواهد شد (Cline and Mott, 2003).

شکل ۱ تعادل در بازار بهداشت و درمان را نشان می‌دهد. طبق مدل زیر هزینه بهداشت و درمان خانوار (سمت تقاضا) که در نمودار با D نشان داده شده، به نسبت پزشک به جمعیت (سمت عرضه) که با S نشان داده شده است، وابسته است. طبق شکل، تعادل اولیه برای قیمت P_n در نقطه E و در مقدار N_E^* تشکیل شده است. با تغییر نسبت پزشک به جمعیت و با فرض ثابت در نظر گرفتن بقیه عوامل تأثیرگذار بر تعادل، منحنی عرضه به سمت راست جابه‌جا می‌شود.

در صورتی که قیمت‌ها انعطاف‌پذیر باشند، تعادل جدید در نقطه E^* و در قیمتی پایین‌تر از قیمت اولیه تشکیل می‌شود. ولی با توجه به اینکه قیمت‌ها و جداول تعرفه در طول سالها ثابت هستند و فقط با تغییر تورم تغییر و افزایش می‌یابند، این تعادل تشکیل نمی‌شود. بدین طریق و در واکنش به این مقاومت تغییر قیمت، شوکی به منحنی تقاضا از ناحیه عرضه وارد می‌شود که به تقاضای القایی معروف است و در نهایت تعادل جدید در نقطه I با قیمت P_n و مقدار N_i تشکیل می‌شود. فاصله بین N_i و N_E^* مقدار تقاضای غیر ضروری خدمات است (Delattre and Dormont, 2003).



شکل ۱. تغییر در تقاضای خدمات بهداشت و درمان بر اثر شوک عرضه پزشکی

به نظر محققان این مطالعه و با توجه به فرضیه تقاضای القایی که در مطالعات مختلف ذکر شده است، اثر افزایش پزشک لزوماً اثری منفی نیست و طبق نظریه اقتصادی می‌توان برای تعداد پزشکان نقطه بهینه‌ای در نظر گرفت. طبق فرض ما در این مطالعه افزایش پزشکان می‌تواند هم‌زمان که موجب ایجاد رقابت بیشتر شود، به افزایش دسترسی و تأثیر مثبت بر تقاضای خدمات سلامت نیز منجر شود. پس این گونه نتیجه‌گیری می‌شود که اثر افزایش تعداد پزشکان به دو بخش مؤثر بر شاخصهای سلامت و خدمات غیرضروری تقسیم می‌شود. تغییر تقاضا شامل زمان می‌شود و هم‌زمان با اثر افزایش تعداد پزشکان، عوامل مختلفی همچون درآمد، سن، سطح تحصیلات و قیمت خدمات پزشکی و ذخیره سلامتی بر تقاضای خدمات سلامت نیز مؤثر است.

پژوهشگران در این مطالعه برآنند تا با استفاده از تحلیل هزینه‌های بهداشت و درمان و رفتار پزشکان، با استفاده از اقتصادسنجی داده‌های تلفیقی، به ابهامات موجود پاسخ دهند. نتایج این مطالعه می‌تواند در تصمیمات سیاست‌گذاران دولتی و مسئولان سازمانهای بیمه‌ای در خصوص تعیین حق بیمه، نحوه تأمین مالی و روشهای پرداخت به پزشکان مؤثر باشد.

۲. روش کار

این مطالعه، یک مطالعه کاربردی اقتصادی از نوع توصیفی - تحلیلی است که با استفاده از داده‌های پانلی در یک دوره زمانی هشت‌ساله (۱۳۸۵-۱۳۹۲) در استانهای کشور انجام شد. در این مطالعه تمامی استانهای ایران، جامعه پژوهش را تشکیل می‌دهند. شرایط ورود و خروج از مطالعه، دسترسی به اطلاعات هر استان است. نمونه‌گیری منطبق بر جامعه پژوهش انجام پذیرفت و داده‌های تمامی استانهای کشور به جز استان البرز (به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات) برای کاهش خطای تحقیق وارد مطالعه شده و تحلیل شدند. طی سالهای ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ داده‌های جداشده از استان تهران به علت تقسیمات کشوری استان البرز، با این استان جمع شدند.

۳. مدل‌های اقتصادسنجی

در برازش مدل در اکثر مطالعات مشابه، محققان از یک تابع کاب-داگلاس استفاده کرده‌اند. در این مطالعات، مخارج بهداشت و درمان از متغیرهای وضعیت سلامت، قیمت، تسهیلات بهداشت و درمان، درآمد، جنسیت، تحصیلات، سن و وضعیت تأهل تأثیرپذیر بوده است؛ یعنی

$$EXP = f(H, PI, L, INC, EDU, M, AGE),$$

که در آن EXP مخارج بهداشت و درمان و خانوار را نشان می‌دهد، H ذخیره سلامت یا وضعیت سلامت که همان شاخص احتمال سلامتی کودکان زیر ۵ سال (صد منهای مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال) است، PI شاخص قیمت بهداشت و درمان، INC درآمد خانوارها، EDU سطح تحصیلات، L تسهیلات بهداشت و درمان، M وضعیت تأهل و AGE فراوانی افراد در طبقه‌های سنی هستند.

از آنجایی که مطالعه در سطح داده‌های استانی انجام شده است و معتبرترین متغیر نشان‌دهنده قیمت در این وضعیت، شاخص قیمت مصرف‌کننده بخش بهداشت و درمان است، در مطالعه حاضر برای کنترل قیمت، از متغیرهای درآمد و هزینه بهداشت و درمان بر حسب قیمت حقیقی استفاده شده است. متغیر سن به سه گروه عمده سنی زیر ۱۵، ۱۵ تا ۶۴ و بالای ۶۵ سال تقسیم شد. برای نشان دادن وضعیت تأهل، از فراوانی افراد مجرد و متأهل استفاده شد. همچنین برای نشان دادن تسهیلات بهداشت و درمان از متغیر تعداد پزشکان در هر دو بخش خصوصی و دولتی، تعدیل شده نسبت به جمعیت، استفاده شد.

با توجه به بررسی‌های محققان تنها شاخص سلامت موجود در ایران که تمام اطلاعات استانی آن موجود بود مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال است. لذا این شاخص به عنوان متغیر ذخیره سلامت که مورد تأیید و منتخب سازمان جهانی بهداشت نیز است انتخاب شد. برای برآورد احتمال سلامتی کودکان زیر ۵ سال شاخص مرگ و میر محاسبه شده از ۱۰۰ کم می‌شود.

رویکرد محققان پژوهش نسبت به رابطه افزایش دسترسی و تقاضای خدمات سلامت، وجود یک روند افزایشی در تقاضای سلامت به صورت یک معادله درجه سه است (شکل ۲). بنابراین معادله نهایی بررسی رابطه نسبت پزشک به جمعیت (MD) و تقاضای خدمات سلامت (Q) به صورت

$$Q = \alpha + \beta_1 MD_{it}^3 + \beta_2 MD_{it}^2 + \beta_3 MD_{it} + \beta_4 H_{it} + \beta_5 EDU_{it} + \beta_6 AGE_{it} + \beta_7 M_{it} + \varepsilon_{it},$$

بیان می‌شود، که معادله لگاریتمی آن به صورت

$$\ln EXP = \alpha + \beta_1 \{\ln MD_{it}\}^3 + \beta_2 \{\ln MD_{it}\}^2 + \beta_3 MD_{it} \\ + \beta_4 \ln H_{it} + \beta_5 EDU_{it} + \beta_6 \ln AGE_{it} + \beta_7 \ln M_{it} + \varepsilon_{it},$$

است. طبق فرضهای یک معادله درجه سه که به صورت

$$1. \text{ هر تابع درجه سه یک مرکز تقارن به طول } x_i = \frac{-\beta_2}{3\beta_1} \text{ و عرض } Q \text{ دارد؛ و}$$

$$2. \text{ مرکز تقارن تابع درجه سه، نقطه عطف این تابع نیز است } x_{TP} = \frac{-\beta_2}{3\beta_1},$$

هستند، در برآورد معادله فوق اگر β_1 بزرگتر از صفر باشد، معادله درجه سه و اگر صفر باشد، معادله درجه دو است. همچنین اگر هر دوی β_1 و β_2 برابر با صفر باشند، معادله درجه یک است.

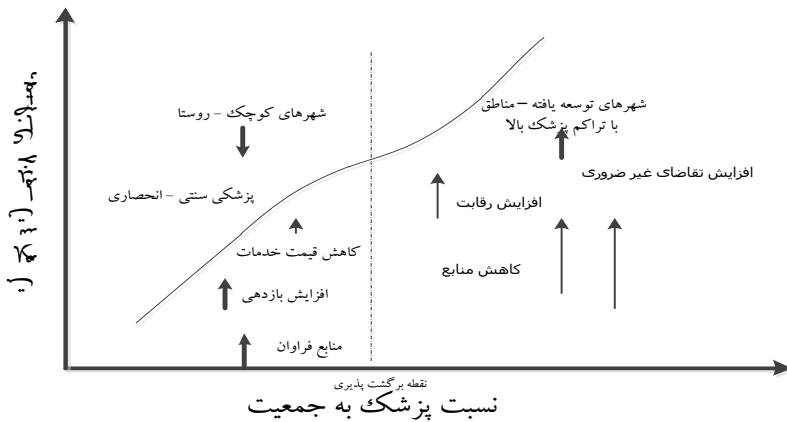
در تابع درجه یک، ضریب به دست آمده از رابطه بین دسترسی به پزشک و تقاضای خدمات، β_1 ، شامل سه قسمت زیر است:

۱- ضریب افزایش تقاضا به علت افزایش دسترسی (نیاز ضروری)،

۲- ضریب کاهش تقاضا به علت افزایش کارایی (پیشرفت پزشکی)، و

۳- ضریب افزایش تقاضا به علت افزایش رقابت (تقاضای القایی).

در معادله درجه یک، سه قسمت فوق قابل مشخص‌نمایی نیست ولی با معنی‌دار بودن یک تابع درجه سه، این ضرایب قابل تفکیک و معنی‌دارند. با توجه به مسائل گفته شده، به نظر می‌رسد برآورد یک تابع درجه سه کامل‌ترین تابع برای برآورد رابطه بین تقاضای خدمات سلامت و دسترسی به پزشک است.



شکل ۲. رابطه درجه سه بین تراکم پزشک و تقاضای خدمات سلامت

۴. تحلیل داده‌ها

با توجه به اثبات وجود همخطی در مدل، بین وضعیت سلامت و متغیرهای اقتصادی اجتماعی نامبرده، در این مطالعه تمامی متغیرها روی شاخص مرگ‌ومیر کودکان برازش داده شد و از باقی‌مانده مدل به‌عنوان شاخص سلامت تعدیل شده استفاده شد. در مطالعه حاضر برای بررسی وجود یا عدم وجود وابستگی مقطعی در متغیرها از آزمون وابستگی مقطعی پسران، استفاده شد. طبق یافته‌ها، اکثر متغیرهای مورد استفاده در تحقیق به‌جز متغیر هزینه بهداشت و درمان خانوار و جمعیت افراد زیر ۱۵ سال دارای وابستگی مقطعی هستند. همچنین بر اساس یافته‌های این مطالعه، فرضیه صفر در آزمون پسران مبنی بر استقلال مقطعی بین جملات نوفه با پی - مقدار ۰/۴۴۵ رد نمی‌شود.

طبق یافته‌های جدول ۱ پیوست، فرض صفر آزمون کائو مبنی بر عدم هم‌انباشستگی در مدل تحقیق به نفع فرضیه مقابل با آماره $2/42$ - و پی - مقدار $0/0077$ رد می‌شود. با توجه به نتایج این آزمون، الگو به همراه روند دارای هم‌انباشستگی است. لذا در بلندمدت بین متغیرها رابطه وجود دارد.

طبق نتایج آزمون لیمر در جدول ۲ پیوست و پی - مقدار به دست آمده از آن، فرض صفر این آزمون مبنی بر استفاده از داده‌های تلفیقی در مطالعه حاضر به نفع فرضیه مقابل رد شده و استفاده از مدل ثابت (داده‌های پانلی) در برازش مدل توصیه می‌شود. طبق نتایج آزمون هاسمن برای مدل در جدول ۳ پیوست، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر اینکه تفاوت سیستماتیک بین ضرایب وجود ندارد، رد نشده و استفاده از داده‌های پانلی با روش اثرات تصادفی توصیه می‌شود.

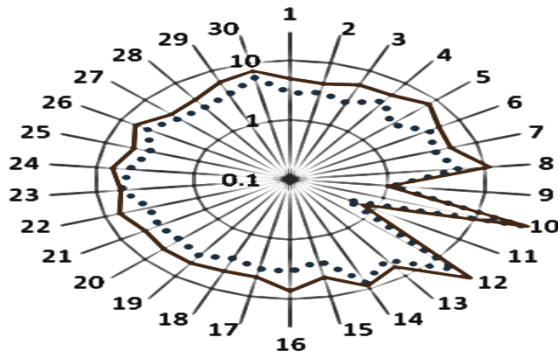
طبق نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی در جملات نوفه در جدول ۴ پیوست، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات نوفه رد می‌شود. از این رو، اقدامات درمانی مورد نیاز است. در جدول ۵ پیوست نتایج آزمون ناهمسانی واریانس جملات نوفه در مدل نهایی ارائه شده است. طبق نتایج آزمون ناهمسانی واریانس در جملات نوفه در جدول ۵ پیوست، فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس در جملات نوفه رد می‌شود. از این رو اقدامات درمانی مورد نیاز است. بر اساس فرایند اقتصادسنجی به کار برده شده در تحقیق و برای انجام یک برازش ناریب و کارا با توجه به وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در جملات نوفه، به عنوان اقدام درمانی از آزمون دریسکول - کارای استفاده شد. نتایج این برازش برای مدل درجه یک در جدول ۶ پیوست ارائه شده است.

۴-۱. یافته‌ها

در جدول ۱ آماره‌های توصیفی متغیرها ارائه می‌شود. طبق یافته‌های جدول فوق، میانگین مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال برای کل کشور در تمامی سالهای مطالعه برابر با ۱۳/۵۴ در هزار است که کمترین مقدار آن ۴/۰۵۱ و بیشترین مقدار آن ۴۰/۷ بوده است. یادآوری این نکته لازم است که این اعداد مربوط به تمامی استانها در تمامی سالهای مطالعه است. میانگین نسبت پزشک به جمعیت در کشور برابر با ۶/۳۷ بوده که کمترین مقدار آن ۰/۴۶ و بیشترین مقدار آن ۱۳۹/۵۶ بوده است. در شکل ۳، این نسبت برای استانهای مختلف کشور در سالهای ۱۳۸۵ و ۱۳۹۲ نشان داده شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرها طبق داده‌های استانی طی سالهای ۱۳۸۵-۱۳۹۲

متغیر	طبقه‌بندی	میانگین	میانه	انحراف معیار	کمترین	بیشترین
شاخص سلامت (کودکان زیر ۵ سال)	مرگ‌ومیر	۱۳/۵۳	۱۲/۱۳	۶/۶۳	۴/۰۵	۴۰/۶۹
	احتمال سلامتی	۸۶/۴۶	۸۷/۸۶	۶/۶۳	۵۹/۳	۹۵/۹۴
سن	۰ تا ۱۴ سال	۵۸۱۷۳۵	۴۰۵۳۵۱	۵۳۰۸۶۳	۱۱۹۱۳۴	۲۸۷۶۴۱۳
	۱۵ تا ۶۴ سال	۱۷۰۱۱۳۹	۱۱۲۸۸۱۱	۱۷۶۳۳۲۹	۳۸۲۵۹۷	۱۰۲۱۵۴۶۹
وضعیت زناشویی	۶۵ سال به بالا	۱۳۸۶۵۸	۸۳۳۸۴	۱۴۵۴۰۲	۲۴۳۹۷	۸۳۴۱۰۱
	متاهل	۱۲۸۵۲۳۳	۸۱۰۷۷۹	۱۶۵۲۱۵۶	۱۴۳۰۹۹	۱۱۳۴۷۷۷۲
	مجرد	۷۴۹۷۳۸	۵۱۴۹۳۶	۷۸۵۸۷۱	۱۷۰۹۷۱	۴۴۷۵۱۷۸
جمعیت بر حسب جنسیت	مطلقه یا متارکه	۱۰۷۳۱۱	۶۶۲۸۳	۱۴۰۹۵۶	۱۸۷۰۷	۱۰۳۲۶۱۱
	تعداد زنان	۱۱۹۴۸۹۷	۸۰۹۹۸۳	۱۱۸۹۸۷۴	۲۶۷۲۲۱	۶۷۳۲۰۵۴
تسهیلات بهداشت و درمان	تعداد مردان	۱۲۲۶۶۳۶	۸۱۶۶۶۱	۱۲۳۱۴۱۴	۲۷۸۵۶۶	۷۱۱۱۵۴۶
	نسبت پزشک	۶/۳۷	۴/۷۶	۶/۹۱	۰/۴۶	۱۳۹/۵۶
	نسبت پیراپزشک	۳۷/۶۰	۳۰/۱۷	۳۸/۱۴	۳/۲۶	۲۳۴/۹۹
هزینه بهداشت و درمان خانوار	نسبت تخت به جمعیت	۲۰/۵۳	۱۴/۹۳	۲۴/۸۸	۱/۳۶	۱۴۲/۴۵
	به قیمت اسمی	۷۱۷۱۲۵۶	۵۸۲۸۲۱۱	۴۳۰۵۳۸۳	۱۲۹۲۷۲۶	۲۵۹۱۶۶۷۴
درآمد ماهانه خانوار	به قیمت حقیقی	۲۵۳۳۱	۲۳۹۶۱	۷۹۵۲	۸۷۷۷	۵۵۷۱۱
	به قیمت اسمی	۱۳۲۵۴۸۳۴۶	۱۱۶۳۶۰۷۲۲	۵۹۴۶۵۴۴۴	۷۰۷۶۳۴۵	۴۰۳۰۵۶۷۹۵
تحصیلات	به قیمت حقیقی	۴۸۸۸۸۳	۴۶۹۲۵۸	۱۱۱۸۳۶	۵۳۹۳۵	۱۰۱۳۱۰۴
	سالهای تحصیلی	۶/۹۳	۷/۱۶	۱/۷۳	۱/۵۶	۱۵/۱۱



————— ۱۳۹۲۱۳۸۵

شکل ۳. نسبت پزشک به جمعیت در سال ۱۳۸۵ و ۱۳۹۲

بر اساس نتایج آزمون دریسکول- کارای برای مدل نهایی - ارائه شده در جدول ۶ پیوست- ضرایب تأثیر متغیرهای تعداد پزشکان نسبت به جمعیت ($P < 0/018$)، تعداد افراد زیر ۱۵ سال ($P < 0/021$)، تعداد افراد ۱۵ تا ۶۴ سال ($P < 0/017$)، تعداد افراد بالای ۶۵ سال ($P < 0/003$)، تعداد زنان ($P < 0/002$)، میانگین تعداد سالهای تحصیلی ($P < 0/000$) و متغیر درآمد ($P < 0/003$) در سطح پنج درصد معنی دار هستند. تعداد متاهلین ($P < 0/056$) و تعداد مجردین ($P < 0/062$) در سطح ده درصد معنی دار هستند. همچنین ضریب تأثیر متغیر تعداد مردان ($P < 0/267$) معنی دار نیست. در این برآزش معیار ضریب تعیین R^2 ، برای سنجش میزان خوبی برآزش برابر با $0/6391$ است، که نشان از خوبی برآزش دارد.

جدول ۲. برآورد تأثیر نسبت پزشک به جمعیت بر مخارج بهداشت و درمان، در مدل درجه سه

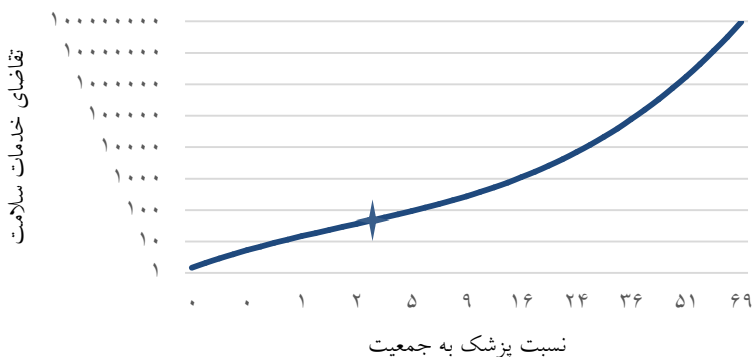
متغیر	ضریب تأثیر	انحراف معیار	آماره t	بی- مقدار	فاصله اطمینان ۹۵ درصد	
توان سوم نسبت پزشک به جمعیت	۰/۳۶۴۷	۰/۱۳۶۳	۲/۷۲	۰/۰۱۱	۰/۰۹۳۴	۰/۶۶۸۹
توان دوم نسبت پزشک به جمعیت	-۱/۳۵۷۳	۰/۱۷۱۷	-۷/۹۱	۰/۰۰۰	-۱/۷۰۸۵	-۱/۰۰۶۲
توان اول نسبت پزشک به جمعیت	۳/۹۱۶۲	۱/۳۰۹۱	۲/۹۹	۰/۰۰۶	۱/۲۳۸۶	۶/۵۹۳۸
سلامت تعدیل شده	۰/۹۸۳۸	۰/۲۷۵۸	۳/۵۷	۰/۰۰۱	۰/۴۱۹۶	۱/۵۴۸
افراد زیر ۵ سال	-۱/۳۵۷۳	۰/۱۷۱۷	-۷/۹۱	۰/۰۰۰	-۱/۷۰۸۵	-۱/۰۰۰۶
افراد بالای ۶۵ سال	-۰/۵۲۵۸	۰/۰۵۱۱	۱۰/۲۷	۰/۰۰۰	-۰/۶۳۰۴	-۰/۴۲۱۱
تعداد زنان	۵/۱۶۸۲	۱/۱۶۴۰	۴/۴۴	۰/۰۰۰	۲/۷۸۷۵	۷/۵۴۸۸
تعداد مردان	-۲/۹۱۸۲	۱/۳۹۹۲	۲/۰۹	۰/۰۴۶	-۵/۷۸۰	-۰/۰۵۶۴
میانگین سالهای تحصیل	۰/۷۶۹۵	۰/۱۴۳۴	۵/۳۶	۰/۰۰۰	۰/۴۷۶۰	۱/۰۶۲۹
تعداد متاهلین	۰/۱۹۸۷	۰/۰۹۳۸	۲/۰۱	۰/۰۰۵	۰/۰۰۴۸	۰/۳۹۰۰
تعداد مجردین	-۰/۲۸۹۸	۰/۰۷۷۱	-۳/۷۶	۰/۰۰۱	-۰/۴۴۷۵	-۰/۱۳۲۱
عرض از مبدأ	-۵/۳۸۵۴	۲/۲۹۸۱	-۲/۳۴	۰/۰۲۶	-۱۰/۰۸۵۶	-۰/۶۸۵۳
آماره F	۰	ضریب تعیین		۰/۶۷۳۸		
		جذر میانگین توان دوم خطا		۰/۳۰۶۸		

1. P-value

در جدول فوق رابطه بین دسترسی به پزشکان (نسبت پزشک به جمعیت) و هزینه بهداشت و درمان خانوار در یک مدل درجه سه بررسی شد. طبق نتایج، ضرایب متغیرهای نسبت پزشک به جمعیت (۳/۹۱۶۲)، توان دوم نسبت پزشک به جمعیت (۱/۳۵۷۳-) و توان سوم نسبت پزشک به جمعیت (۰/۳۶۴۷)، هر سه در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار هستند. در این مدل رگرسیونی، معیار R^2 برای سنجش میزان خوبی برازش برابر با ۰/۶۷۳۸ است که نشان از خوبی برازش دارد. ارزش نقطه عطف (بازگشتی) در این مدل برابر با

$$e^{-(-1.3573)/[3 \times (0.3647)]} = 3.457559$$

است؛ یعنی در نسبت پزشک به جمعیتی در حدود ۳/۵ به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر، همان گونه که در شکل ۴ نشان داده شده است، تقاضای القایی ایجاد شده و تابع تغییر جهت می دهد.



شکل ۴. نقطه تغییر جهت تابع تقاضای خدمات سلامت بر اثر تغییر نرخ پزشک به جمعیت

۴-۲. بحث

طبق یافته‌های تحقیق، با افزایش نسبت پزشک به جمعیت در مقاطع مختلف و همچنین طی سالهای مطالعه، مخارج بهداشت و درمان افزایش خواهد یافت. با توجه به ضریب

تأثیر این متغیر که معادل ۰/۳۸ بوده و در سطح پنج درصد معنی دار است ($P < ۰/۰۱۸$)، با افزایش یک درصد تراکم پزشکان در یک منطقه، مخارج بهداشت و درمان معادل ۰/۳۸ درصد افزایش خواهد یافت. این افزایش مخارج می تواند به علت دسترسی بیشتر به خدمات بهداشت و درمان در مناطق محروم و یا تقاضای القایی ایجادشده توسط پزشکان در مناطق برخوردار و اشباع از تسهیلات بهداشت و درمان باشد.

با افزایش احتمال سلامتی کودکان زیر ۵ سال، مخارج بهداشت و درمان افزایش خواهد یافت. افزایش مخارج بهداشت و درمان حین بهبود احتمال سلامتی افراد می تواند ناشی از سرمایه گذارهای بهداشتی و درمانی در این حوزه باشد. همچنین استفاده از خدمات پیچیده تر سلامتی حین برخورداری از خدمات اولیه، یکی از عللی است که باعث افزایش مخارج بهداشت و درمان در افراد سالم تر می شود. به طور کلی با افزایش یک درصد در احتمال سلامتی کودکان زیر ۵ سال، مخارج بهداشت و درمان معادل ۰/۳۷ درصد افزایش پیدا خواهد کرد و افراد سالم تر برای سلامتی خود بیشتر هزینه می کنند.

طبق یافته های تحقیق، با افزایش یک درصدی تعداد افراد زیر ۱۵ سال، مخارج بهداشت و درمان به میزان ۲/۹۶ درصد افزایش خواهد یافت. این یافته ها بر اساس ضریب تأثیر به دست آمده از مدل برای افراد زیر ۱۵ سال معادل (۲/۹۶) است که در سطح پنج درصد ($P < ۰/۰۲۱$) معنی دار است.

همچنین ضریب تأثیر تعداد افراد ۱۵ تا ۶۴ سال معادل ۶/۴- است که در سطح پنج درصد ($P < ۰/۰۱۷$) معنی دار است. تفسیر این ضریب به این معناست که با افزایش تعداد افراد این طبقه سنی، مخارج بهداشت و درمان خانوار کاهش خواهد یافت. با توجه به ضریب تأثیر متغیر تعداد افراد بالای ۶۵ سال که معادل ۰/۶۶ بود، مشخص شد که با افزایش این متغیر، مخارج بهداشت و درمان افزایش خواهد یافت. این متغیر در سطح پنج درصد ($P < ۰/۰۰۳$) معنی دار است.

طبق یافته‌های مطالعه، ضریب تأثیر متغیر درآمد معادل ۰/۱۳ است که در سطح پنج درصد ($P < ۰/۰۰۳$) معنی دار بوده و با افزایش یک درصدی درآمد افراد، مخارج بهداشت و درمان آنان معادل ۰/۱۳ افزایش خواهد یافت. با توجه به مزیت تابع لگاریتمی که ضریب تأثیر را به صورت کشش ارائه می‌دهد، در این مطالعه کشش درآمدی معادل ۰/۱۳ است و طبق این یافته، سلامت از نظر افراد جامعه کالایی ضروری است.

۵. نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه بررسی فرضیهٔ تقاضای القایی خدمات سلامت با استفاده از داده‌های پانلی برای سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ در استانهای کشور است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد با افزایش نسبت پزشک به جمعیت، تقاضای خدمات سلامت از جانب خانوارهای ساکن در هر استان افزایش می‌یابد که این افزایش تا تراکم مشخصی از پزشکان، معادل ۳/۴۵ در هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت، به دلیل افزایش دسترسی به خدمات بهداشتی و درمانی در مناطق محروم است و از این نسبت مشخص به بعد، تقاضای القایی ایجادشده و با افزایش در دسترسی و افزایش رقابت هزینه‌های خانوار به شدت افزایش می‌یابد.

یافته‌های شاخص نسبت پزشک به جمعیت برای کشور ایران در سال ۱۳۸۵ معادل ۳/۷۱۸ به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر است. این شاخص در سال ۱۳۹۲ معادل ۵/۵۸۸ به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر بود که در هر دو سال میانگین کشوری بالاتر از نقطه عطف ۳/۴۵ در معادلهٔ برآوردشده است.

بررسیهای استانی در سال ۱۳۸۵ نشان داد که در ۱۶ استان آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی، اردبیل، ایلام، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، سیستان و بلوچستان، قم، فارس، قزوین، کرمان، کهگیلویه و بویر احمد، لرستان، مرکزی و هرمزگان نسبت پزشک به جمعیت به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر، کمتر از نسبت به دست آمده برای ایجاد تقاضای القایی ۳/۴۵ بوده است.

همچنین بررسی نسبت پزشک به جمعیت به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر در سال ۱۳۹۲ نشان داد که تنها در دو استان خراسان جنوبی و خراسان شمالی کمتر از نسبت به دست آمده برای ایجاد تقاضای القایی در هر استان است و در تمامی استانهای دیگر این نسبت بیش از شاخص به دست آمده بوده است که نشان از وجود تقاضای القایی در این استانهاست.

طبق موارد گفته شده در قبل، شرکتهای بیمه باید این موضوع را مدنظر قرار داده و با توجه به موقعیت جغرافیایی مختلف، تراکم پزشک به جمعیت، و سایر موارد ذکر شده حساسیت بیشتری برای کنترل این چالش به کار برند.

منابع

۱. عباسی، ا.، محرابیان، آ. و غفوری، ح.، ۱۳۹۲. بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه درمان تکمیلی در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی. دانشکده امور اقتصادی.
۲. کریمی، م.، ۱۳۸۱. جایگاه بیمه درمان در نظام جامع تأمین اجتماعی. گزارش پژوهشی، پژوهشکده علوم انسانی و مطالعات فرهنگی.
۳. نیاکان، ل. و نورالدینی، ص.، ۱۳۹۵. راهکارهای کنترل خسارت در بیمه‌های درمان. پژوهشکده بیمه، طرح پژوهشی.
4. Abdoli, G. and Varharami, V., 2011. The Role of Asymmetric Information in Induced Demands: A Case Study of Medical Services. *Journal of Health Administration*, 14, pp. 42-37.
5. Cline, R.R. and MOTT, D.A. 2003. Exploring the demand for a voluntary medicare prescription drug benefit. *AAPS PharmSci*, 5, pp. 110-99.
6. Delattre, E. and Dormont, B. 2003. Fixed fees and physician- induced demand: A panel data study on French physicians. *Health Economics*, 12, pp. 754-741.
7. Evans, R.G. 1974. Supplier-induced demand: some empirical evidence and implications. *The economics of health and medical care*. Springer.
8. Murray, C.J. et al., .2003. Assessing the distribution of household financial contributions to the health system: concepts and empirical application. *Health systems performance assessment: debates, methods and empiricism*. Geneva: World Health Organization, 12.
9. Rice, T. 1984. Physician-induced demand for medical care: new evidence from the Medicare program. *Advances in health economics and health services research*, 5, 129.
10. Rossiter, L.F. and Wilensky, G.R., 1984. Identification of physician-induced demand. *Journal of Human resources*, 244-231.
11. Thuan, N.T.B., Lofgren, C., Chuc, N.T.K., Janlert, U. and Lindholm, L. 2006. Household out-of-pocket payments for illness: evidence from Vietnam. *BMC Public Health*, 6(1), 283..

12. Wagstaff, A. 2002. Poverty and health sector inequalities. *Bulletin of the world health organization*, 80, pp. 105-97.
13. Witter, S., Ensor, T., Thompson, R. and Jowett, M. 2000. *Health Economics for Developing Countries. A Practical Guide*, MacMillan Education.

پیوست

جدول ۱. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو برای بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها

آزمون	آماره	پی - مقدار
دیکی فولر تعدیل یافته	-۲/۴۲	۰/۰۰۷
فرضیه صفر: عدم وجود هم‌انباشتگی		

جدول ۲. نتایج آزمون لیمر برای انتخاب مدل تحقیق

آزمون	F(29,200)	پی - مقدار
لیمر	۱۰/۳۴	۰/۰۰۱
فرضیه صفر: استفاده از داده‌های تلفیقی		

جدول ۳. نتایج آزمون هاسمن برای مدل اولیه (عوامل موثر بر احتمال سلامتی کودکان زیر ۵ سال)

آزمون	خی دو	پی - مقدار	درجه آزادی	نتیجه
هاسمن	۱۰/۸۸	۰/۲۸۳	۹	پذیرش فرضیه صفر
فرضیه صفر: تفاوت سیستماتیک بین ضرایب وجود ندارد.				

جدول ۴. نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی در جملات نوفه

آزمون	F(1,29)	پی - مقدار
خودهمبستگی	۸۹/۶۷	۰/۰۰۱
فرضیه صفر: خودهمبستگی سریالی در متغیرها وجود ندارد.		

جدول ۵. نتایج آزمون ناهمسازی واریانس جملات نوفه

آزمون	خی دو	پی - مقدار
ناهمسانی واریانس	۴۷۹۶۵/۱۸	۰/۰۰۱
فرضیه صفر: ناهمسازی واریانس در جملات نوفه وجود ندارد (جملات واریانس همسان هستند).		

جدول ۶. نتایج آزمون دریسکول - کارای برای مدل درجه یک

متغیر	ضریب تأثیر	انحراف معیار	آماره	پی - مقدار	فاصله اطمینان ۹۵ درصد	
تعداد پزشکان	۰/۳۸	۰/۱۵	۲/۵۰	۰/۰۱۸	۰/۰۷۰۲ - ۰/۶۹۶	
سلامت تعدیل شده	۰/۳۷۴	۰/۱۳۸	۲/۷۲	۰/۰۱۱	۰/۰۹۲ - ۰/۶۵۷	
افراد زیر ۱۵ سال	۲/۹۶۶	۱/۳۱۱	۲/۴۵	۰/۰۲۱	۵/۴۴۴ - ۰/۴۸۸	
افراد ۱۵ تا ۶۴ سال	-۶/۴۱۵	۲/۵۳۱	-۲/۵۳	۰/۰۱۷	-۱۱/۵۹ - -۱/۲۳۸	
افراد بالای ۶۵ سال	۰/۶۶۳	۲/۸۰۷	۳/۱۹	۰/۰۰۳	۱/۰۸۹ - ۰/۲۳۸	
درآمد	۰/۱۳۷	۰/۰۴۲	۳/۲۲	۰/۰۰۳	۰/۰۵۱ - ۰/۲۲۵	
تعداد زنان	۰/۸۵۵	۲/۴۶۶	۳/۴۷	۰/۰۰۲	۰/۳۵۱ - ۱/۳۵۹	
تعداد مردان	۱/۶۸۳	۱/۴۸۶	۱/۱۳	۰/۲۶۷	-۱/۳۵۶ - ۴/۷۲۳	
میانگین سالهای تحصیل	۰/۷۹	۰/۱۵	۴/۹۶	۰/۰۰۱	۰/۴۶۵ - ۱/۱۱۶	
تعداد متأهلین	۰/۱۸۲	۰/۰۹۱	۱/۹۹	۰/۰۵۶	-۰/۰۰۴ - ۰/۳۷	
تعداد مجردین	-۰/۳۱	۰/۱۶۳	-۱/۹۴	۰/۰۶۲	-۰/۶۵۱ - ۰/۰۱۶	
عرض از مبدأ	بدون معنی					
آماره F	۰/۰۰۱	ضریب تعیین				۰/۶۳۹
		جزر میانگین توان دوم خطا				۰/۳۳۲

