Iran J. Insur. Res., 6(4): 221-231, Autumn 2017, Serial #22

Iranian Journal of Insurance Research
(IJIR)
Homepage: https://ijir.irc.ac.ir/?lang=en

Insurance Research Center (IRC)

ORIGINAL RESEARCH PAPER

Physician-induced demand hypothesis in Iran: Impact of the physician density on treatment costs

S. Darzi Ramandi[1], R. Shahnazi[2], M. Abotoraby[3], L. Niakan[4], Z. Kavosi[5]

[1] *Department of Health Economics, Faculty of Medical Information and Management, Shiraz University of Medical Sciences, Fars, Iran*
[2] *Department of Economics, Faculty of Economics, Shiraz University, Fars, Iran*
[3] *Department of Health Economics, Faculty of Medical Information and Management, Kerman University of Medical Sciences, Kerman, Iran*
[4] *Insurance Research Institute, Tehran, Iran*
[5] *Department of Management, Health and Human Resources Management Research Center, Faculty of Medical Information and Management, Shiraz University of Medical Sciences, Fars, Iran*

ARTICLE INFO

Article History
Received: 18 February 2017
Revised: 15 March 2017
Accepted: 11 September 2017

Keywords
Induced Demand; Medical Insurance; Physician-to-Population Ratio; Household Healthcare Expenditure; Panel Data.

ABSTRACT

Selling unnecessary services to patients puts a lot of pressure on insurance companies. This study was conducted with the aim of investigating the effect of the increase in the competition of doctors and, as a result, the increase in induced demand on health expenditures. This study is applied and of a descriptive-analytical type, which was conducted using panel data in an eight-year period (1385-1392). After performing appropriate econometric tests, finally the model was estimated using the Driscoll-Karay test. According to the results, with the increase in the ratio of doctors per capita, health care expenses increased in a third-order equation, and in this case, the induced demand hypothesis that the increase in the supply of doctors affects health expenses in Iran during the years of study is accepted. According to this finding, with a 1% increase in the ratio of doctors to the population, healthcare expenses increase by 0.38%. Considering the existence of a significant relationship between the physician per capita and the population and health costs, as well as the point of change of the concavity of the obtained function, it seems that the decision makers in this field, such as medical insurance, as the buyer of services, should pay more attention to the control of this issue in these insurance policies.

***Corresponding Author:**
Email: *zhr.kavosi@gmail.com*
DOI: 10.22056/ijir.2017.04.01

نشریه علمی پژوهشنامه بیمه

سایت نشریه: https://ijir.irc.ac.ir/?lang=fa

مقاله علمی

فرضیهٔ تقاضای القایی پزشکان در ایران: تأثیر تراکم پزشکان بر هزینهٔ درمان

سجاد درزی رامندی[۱]، روح‌اله شهنازی[۲]، مینا ابوترابی[۳]، لیلی نیاکان[۴]، زهرا کاوسی[۵،*]

[۱] گروه اقتصاد سلامت (اقتصاد بهداشت)، دانشکدهٔ مدیریت و اطلاع‌رسانی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی شیراز، فارس، ایران

[۲] گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه شیراز، فارس، ایران

[۳] گروه اقتصاد سلامت (اقتصاد بهداشت)، دانشکدهٔ مدیریت و اطلاع‌رسانی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی کرمان، کرمان، ایران

[۴] پژوهشکده بیمه، تهران، ایران

[۵] گروه مدیریت، مرکز تحقیقات مدیریت سلامت و منابع انسانی، دانشکدهٔ مدیریت و اطلاع‌رسانی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی شیراز، فارس، ایران

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۳۰ بهمن ۱۳۹۵

تاریخ داوری: ۲۵ اسفند ۱۳۹۵

تاریخ پذیرش: ۲۰ شهریور ۱۳۹۶

کلمات کلیدی

تقاضای القایی

بیمهٔ درمان

نسبت پزشک به جمعیت

هزینهٔ بهداشت و درمان خانوار

داده‌های پانلی

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 دورهٔ 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 سرانهٔ پزشکان، مخارج بهداشت و درمان در یک معادلهٔ درجهٔ سه افزایش یافته و در این صورت، فرضیهٔ تقاضای القایی مبنی بر تأثیرگذاری افزایش عرضهٔ پزشک بر مخارج سلامت در ایران طی سال‌های مطالعه پذیرفته می‌شود. طبق این یافته با افزایش یک‌درصدی نسبت پزشکان به جمعیت، مخارج بهداشت و درمان به میزان ۰/۳۸ درصد افزایش می‌یابد. با توجه به وجود رابطهٔ معنی‌دار بین سرانهٔ پزشک به جمعیت و هزینه‌های سلامت و همچنین نقطهٔ تغییر تقعر تابع به‌دست‌آمده، به نظر می‌رسد، تصمیم‌گیران در این حوزه همچون بیمه‌های درمان، به‌عنوان خریدار خدمات می‌بایست به کنترل این موضوع در این بیمه‌نامه‌ها توجه بیشتری کنند.

***نویسنده مسئول:**

ایمیل: *zhr.kavosi@gmail.com*

DOI: 10.22056/ijir.2017.04.01

مقدمه

نظام سلامت، علی‌رغم همهٔ 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 عرضهٔ 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 بیمهٔ بازرگانی به‌عنوان یکی از نقش‌آفرینان تأمین مالی این هزینه‌ها با هدف اشاعهٔ فرهنگ بیمه در جامعه، پیشرفت امر تجارت و توسعهٔ 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 بیمهٔ درمان، شاید منطقی‌ترین راه برای انجام این رسالت عظیم است، چرا که بیماری از لحاظ اقتصادی، ضربات سهمگینی بر پیکرهٔ 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 روزبه‌روز نیز این هزینه‌ها افزایش می‌یابند لذا برای جبران هزینه‌ها باید اقدام لازم صورت گیرد (Houri, 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 بیمهٔ 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. فرضیهٔ تقاضای القایی خدمات پزشکی متأثر از مقالات ایوانز[1] (۱۹۷۴) است که در ادامه توسط محققانی همچون راسیستر و ویلنسکی[2] (۱۹۸۴) و رایس[3] (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.

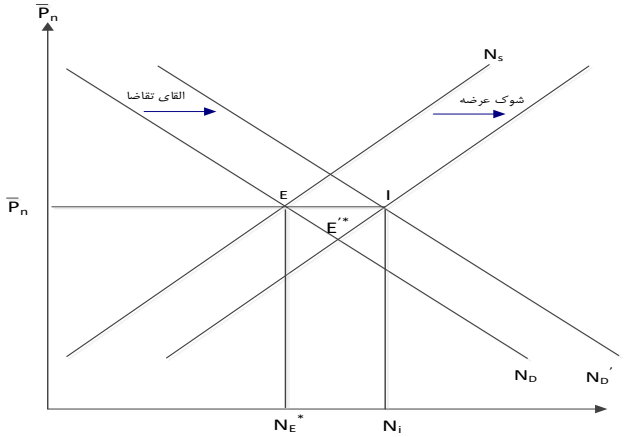
از آنجا که بیمار اطلاعات کافی برای تعیین خدماتی که باید مورد استفاده قرار دهد ندارد، لذا پزشک می‌تواند از اطلاعات اضافی خود استفاده کرده و بیمار را به استفاده از مراقبتهای دارویی و بهداشتی غیرضروری ترغیب کند. در صورتی که پزشکان در مطب خود ارائه‌دهندهٔ خدماتی مثل مشاوره‌های تغذیه باشند یا دارای آزمایشگاه خصوصی باشند یا حتی با برخی داروخانه‌ها ارتباط داشته باشند، انگیزهٔ آنها برای این 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 هزینهٔ 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 Pn در نقطهٔ E و در مقدار *NE تشکیل شده است. با تغییر نسبت پزشک به جمعیت و با فرض ثابت درنظرگرفتن بقیهٔ عوامل تأثیرگذار بر تعادل، منحنی عرضه به سمت راست جابه‌جا می‌شود.

در صورتی که قیمتها انعطاف‌پذیر باشند، تعادل جدید در نقطهٔ *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

[1]. Evans
[2]. Rossiter and Wilensky
[3]. Rice

و در واکنش به این مقاومت تغییر قیمت، شوکی به منحنی تقاضا از ناحیهٔ عرضه وارد می‌شود که به تقاضای القایی معروف است و درنهایت تعادل جدید در نقطهٔ I با قیمت Pn و مقدار Ni تشکیل می‌شود. فاصلهٔ بین Ni و *NE مقدار تقاضای غیرضروری خدمات است (Delattre and Dormont, 2003).



شکل ۱: تغییر در تقاضای خدمات بهداشت و درمان بر اثر شوک عرضهٔ پزشک

به نظر محققانِ این مطالعه و با توجه به فرضیهٔ تقاضای القایی که در مطالعات مختلف ذکر شده است، اثر افزایش پزشک لزوماً اثری منفی نیست و طبق نظریهٔ اقتصادی می‌توان برای تعداد پزشکان نقطهٔ 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 ذخیرهٔ 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 حق‌بیمه، نحوهٔ تأمین مالی و روشهای پرداخت به پزشکان مؤثر باشد.

روش کار

این مطالعه، یک مطالعهٔ کاربردی اقتصادی از نوع توصیفی– تحلیلی است که با استفاده از داده‌های پانلی در یک دورهٔ زمانی هشت‌ساله (۱۳۹۲-۱۳۸۵) در استانهای کشور انجام شد. در این مطالعه تمامی استانهای ایران، جامعهٔ 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 به‌جز 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.

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 ذخیرهٔ 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 نشان‌دهندهٔ قیمت در این وضعیت، شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ بخش بهداشت و درمان است، در مطالعهٔ حاضر برای کنترل قیمت، از متغیرهای درآمد و هزینهٔ بهداشت و درمان بر حسب قیمت حقیقی استفاده شده است. متغیر سن به سه گروه عمدهٔ سنی زیر ۱۵، ۱۵ تا ۶۴ و بالای ۶۵ سال تقسیم شد. برای نشان‌دادن وضعیت تأهل، از فراوانی افراد مجرد و متأهل استفاده شد. همچنین برای نشان‌دادن تسهیلات بهداشت و درمان از متغیر تعداد پزشکان در هر دو بخش خصوصی و دولتی، تعدیل‌شده نسبت به جمعیت، استفاده شد.

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

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

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

بیان می‌شود، که معادلهٔ لگاریتمی آن به صورت

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

است. طبق فرضهای یک معادلهٔ درجهٔ سه که به صورت

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

۲. مرکز تقارن تابع درجهٔ سه، نقطهٔ عطف این تابع نیز است $x_{TP} = \frac{-\beta_2}{3\beta_1}$،

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

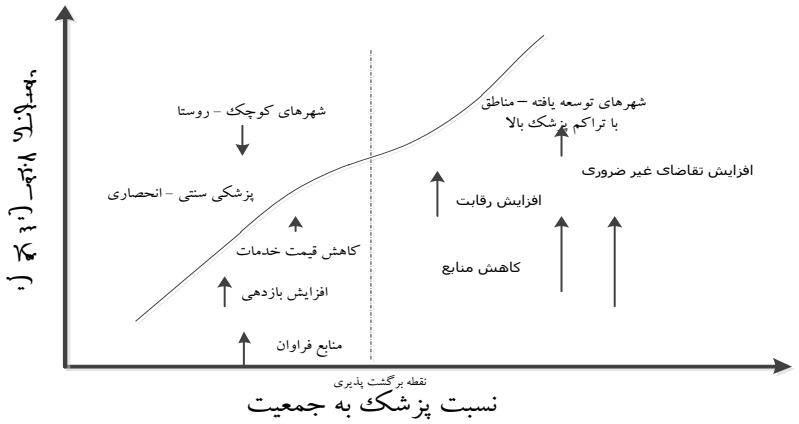
در تابع درجهٔ یک، ضریب به‌دست‌آمده از رابطهٔ بین دسترسی به پزشک و تقاضای خدمات، β_1، شامل سه قسمت زیر است:

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

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

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

در معادلهٔ درجهٔ یک، سه قسمت فوق قابل مشخص‌نمایی نیست ولی با معنی‌داربودن یک تابع درجهٔ سه، این ضرایب قابل تفکیک و معنی‌دارند. با توجه به مسائل گفته‌شده، به نظر می‌رسد برآورد یک تابع درجهٔ سه کامل‌ترین تابع برای برآورد رابطهٔ بین تقاضای خدمات سلامت و دسترسی به پزشک است.



شکل ۲: رابطهٔ درجهٔ سه بین تراکم پزشک و تقاضای خدمات سلامت

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 باقی‌ماندهٔ مدل به‌عنوان شاخص سلامت تعدیل‌شده استفاده شد.

در مطالعهٔ 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 هزینهٔ بهداشت و درمان خانوار و جمعیت افراد زیر ۱۵ سال دارای وابستگی مقطعی هستند. همچنین بر اساس یافته‌های این مطالعه، فرضیهٔ 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 هم‌انباشتگی در مدل تحقیق به نفع فرضیهٔ مقابل با آمارهٔ ۲/۴۲- و پی- مقدار ۰/۰۰۷۷ رد می‌شود. با توجه به نتایج این آزمون، الگو به همراه روند دارای فرایند هم‌انباشتگی است. لذا در بلندمدت بین متغیرها رابطه وجود دارد.

طبق نتایج آزمون لیمر در جدول ۲ پیوست و پی- مقدار به‌دست‌آمده از آن، فرض صفر این آزمون مبنی بر استفاده از داده‌های تلفیقی در مطالعهٔ حاضر به نفع فرضیهٔ 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، فرضیهٔ 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، فرضیهٔ 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، فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس در جملات نوفه رد می‌شود. از این رو اقدامات درمانی مورد نیاز است. بر اساس فرایند اقتصادسنجی به‌کاربرده‌شده در تحقیق و برای انجام یک برازش ناریب و کارا با توجه به وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در جملات نوفه، به‌عنوان اقدام درمانی از آزمون دریسکول - کارای استفاده شد. نتایج این برازش برای مدل درجهٔ یک در جدول ۶ پیوست ارائه شده است.

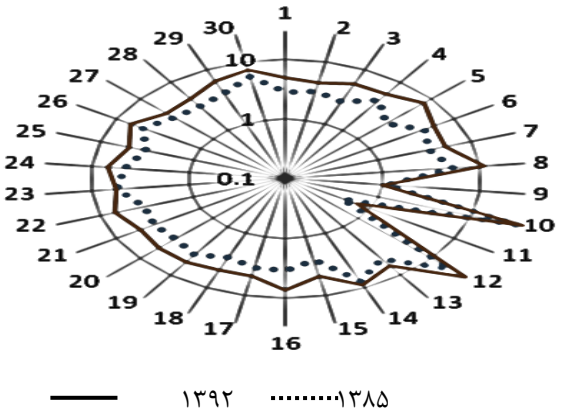
یافته‌ها

در جدول ۱ آماره‌های توصیفی متغیرها ارائه می‌شود. طبق یافته‌های جدول فوق، میانگین مرگ‌ومیر 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
	۶۵ سال به بالا	۱۳۸۶۵۸	۸۳۳۸۴	۱۴۵۴۰۲	۲۴۳۹۷	۸۳۴۱۰۱
وضعیت زناشویی	متأهل	۱۲۸۵۲۳۳	۸۱۰۷۷۹	۱۶۵۲۱۵۶	۱۴۳۰۹۹	۱۱۳۴۷۷۷۲
	مجرد	۷۴۹۷۳۸	۵۱۴۹۳۶	۷۸۵۸۷۱	۱۷۰۹۷۱	۴۴۷۵۱۷۸
	مطلقه یا متارکه	۱۰۷۳۱۱	۶۶۲۸۳	۱۴۰۹۵۶	۱۸۷۰۷	۱۰۳۲۶۱۱
جمعیت بر حسب جنسیت	تعداد زنان	۱۱۹۴۸۹۷	۸۰۹۹۸۳	۱۱۸۹۸۷۴	۲۶۷۲۲۱	۶۷۳۲۰۵۴
	تعداد مردان	۱۲۲۶۶۳۶	۸۱۶۶۶۱	۱۲۳۱۴۱۴	۲۷۸۵۶۶	۷۱۱۱۵۴۶
تسهیلات بهداشت و درمان	نسبت پزشک	۶/۳۷	۴/۷۶	۶/۹۱	۰/۴۶	۱۳۹/۵۶
	نسبت پیراپزشک	۳۷/۶۰	۳۰/۱۷	۳۸/۱۴	۳/۲۶	۲۳۴/۹۹
	نسبت تخت به جمعیت	۲۰/۵۳	۱۴/۹۳	۲۴/۸۸	۱/۳۶	۱۴۲/۴۵
هزینهٔ بهداشت و درمان خانوار	به قیمت اسمی	۷۱۷۱۲۵۶	۵۸۲۸۲۱۱	۴۳۰۵۳۸۳	۱۲۹۲۷۲۶	۲۵۹۱۶۶۷۴
	به قیمت حقیقی	۲۵۳۳۱	۲۳۹۶۱	۷۹۵۲	۸۷۷۷	۵۵۷۱۱
درآمد ماهانه خانوار	به قیمت اسمی	۱۳۲۵۴۸۳۴۶	۱۱۶۳۶۰۷۲۲	۵۹۴۶۵۴۴۴	۷۰۷۶۳۴۵	۴۰۳۰۵۶۷۹۵
	به قیمت حقیقی	۴۸۸۸۸۳	۴۶۹۲۵۸	۱۱۱۸۳۶	۵۳۹۳۵	۱۰۱۳۱۰۴
تحصیلات	سالهای تحصیلی	۶/۹۳	۷/۱۶	۱/۷۳	۱/۵۶	۱۵/۱۱



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

بر اساس نتایج آزمون دریسکول- کارای برای مدل نهایی – ارائه‌شده در جدول ۶ پیوست- ضرایب تأثیر متغیرهای تعداد پزشکان نسبت به جمعیت (P<۰/۰۱۸[1])، تعداد افراد زیر ۱۵ سال (P<۰/۰۲۱)، تعداد افراد ۱۵ تا ۶۴ سال (P<۰/۰۱۷)، تعداد افراد بالای ۶۵ سال (P<۰/۰۰۳)، تعداد زنان (P<۰/۰۰۲)، میانگین تعداد سالهای تحصیلی (P<۰/۰۰۰) و متغیر درآمد (P<۰/۰۰۳) در سطح پنج درصد معنی‌دار هستند. تعداد

[1]. P-value

متأهلین (P<۰/۰۵۶) و تعداد مجردین (P<۰/۰۶۲) در سطح ده درصد معنی‌دار هستند. همچنین ضریب تأثیر متغیر تعداد مردان (P<۰/۲۶۷) معنی‌دار نیست. در این برازش معیار ضریب تعیین R2، برای سنجش میزان خوبی برازش برابر با ۰/۶۳۹۱ است، که نشان از خوبی برازش دارد.

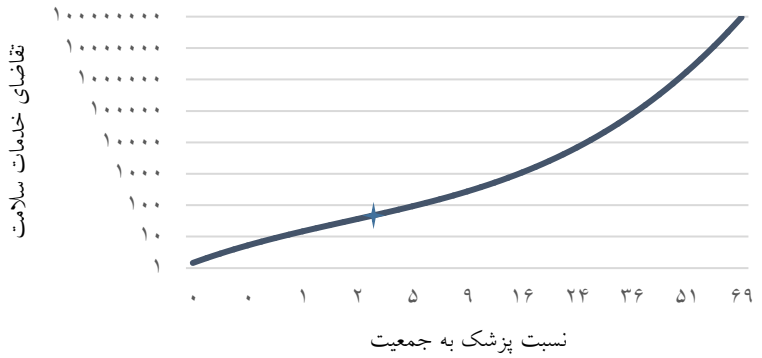
جدول ۲: برآورد تأثیر نسبت پزشک به جمعیت بر مخارج بهداشت و درمان، در مدل درجهٔ سه

متغیر	ضریب تأثیر	انحراف معیار	آمارهٔ t	پی- مقدار	فاصلهٔ 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 تعدیل‌شده	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	-۱/۰۰۶
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 متأهلین	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
آمارهٔ F	۰	ضریب تعیین			۰/۶۷۳۸	
		جذر میانگین توان دوم خطا			۰/۳۰۶۸	

در جدول فوق رابطهٔ بین دسترسی به پزشکان (نسبت پزشک به جمعیت) و هزینهٔ بهداشت و درمان خانوار در یک مدل درجهٔ 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 معنی‌دار هستند. در این مدل رگرسیونی، معیار R2 برای سنجش میزان خوبی برازش برابر با ۰/۶۷۳۸ است که نشان از خوبی برازش دارد. ارزش نقطهٔ 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، همان‌گونه که در شکل ۴ نشان داده شده است، تقاضای القایی ایجاد شده و تابع تغییر جهت می‌دهد.



شکل ۴: نقطهٔ تغییر جهت تابع تقاضای خدمات سلامت بر اثر تغییر نرخ پزشک به جمعیت

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 معنی‌دار 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 می‌تواند به علت دسترسی بیشتر به خدمات بهداشت و درمان در مناطق محروم و یا تقاضای القایی ایجادشده توسط پزشکان در مناطقِ 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 می‌تواند ناشی از سرمایه‌گذاریهای بهداشتی و درمانی در این حوزه باشد. همچنین استفاده از خدمات پیچیده‌تر سلامتی حین برخورداری از خدمات اولیه، یکی از عللی است که باعث افزایش مخارج بهداشت و درمان در افراد سالم‌تر می‌شود. 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 سالم‌تر برای سلامتی خود بیشتر هزینه می‌کنند.

طبق یافته‌های تحقیق، با افزایش یک درصدی تعداد افراد زیر ۱۵ سال، مخارج بهداشت و درمان به میزان ۲/۹۶ درصد افزایش خواهد یافت. این یافته‌ها بر اساس ضریب تأثیر به‌دست‌آمده از مدل برای افراد زیر ۱۵ سال معادل (۲/۹۶) است که در سطح پنج درصد (P<۰/۰۲۱) معنی‌دار است.

همچنین ضریب تأثیر تعداد افراد ۱۵ تا ۶۴ سال معادل ۶/۴- است که در سطح پنج درصد (P<۰/۰۱۷) معنی‌دار است. تفسیر این ضریب به این معناست که با افزایش تعداد افراد این طبقهٔ 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) معنی‌دار است.

طبق یافته‌های مطالعه، ضریب تأثیر متغیر درآمد معادل ۰/۱۳ است که در سطح پنج درصد (P<۰/۰۰۳) معنی‌دار 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.

نتایج و بحث

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 به‌شدت 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، کهکیلویه و بویر احمد، لرستان، مرکزی و هرمزگان نسبت پزشک به جمعیت به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر، کمتر از نسبت به‌دست‌آمده 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 به‌دست‌آمده برای ایجاد تقاضای القایی در هر استان است و در تمامی استان‌های دیگر این نسبت بیش از شاخص به‌دست‌آمده بوده است که نشان از وجود تقاضای القایی در این استان‌هاست.

طبق موارد گفته‌شده 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 ذکرشده حساسیت بیشتری برای کنترل این چالش به کار برند.

منابع و ماخذ

عباسی ا.، محرابیان، آ. غفوری، ح.، (۱۳۹۲). بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی در ایران. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی. دانشکدهٔ امور اقتصادی.

کریمی، م.، (۱۳۸۱). جایگاه بیمهٔ درمان در نظام جامع تأمین اجتماعی. گزارش پژوهشی، پژوهشکدهٔ علوم انسانی و مطالعات فرهنگی.

نیاکان، ل. نورالدینی، ص.، (۱۳۹۵). راهکارهای کنترل خسارت در بیمه‌های درمان. پژوهشکدهٔ بیمه، طرح پژوهشی.

Abdoli, G.; 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.

Cline, R.R.; MOTT, D.A., (2003). Exploring the demand for a voluntary medicare prescription drug benefit. AAPS PharmSci, 5, pp. 110-99.

Delattre, E.; Dormont, B., (2003). Fixed fees and physician-induced demand: A panel data study on French physicians. Health Economics, 12, pp. 754-741.

Evans, R.G., (1974). Supplier-induced demand: some empirical evidence and implications. The economics of health and medical care. Springer.

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.

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.

Rossiter, L.F.; Wilensky, G.R., (1984). Identification of physician-induced demand. Journal of Human resources, 244-231.

Thuan, N.T.B.; Lofgren, C.; Chuc, N.T.K.; Janlert, U.; Lindholm, L., (2006). Household out-of-pocket payments for illness: evidence from Vietnam. BMC Public Health, 6(1), 283.

Wagstaff, A., (2002). Poverty and health sector inequalities. Bulletin of the world health organization, 80,pp. 105-97.

Witter, S.; Ensor, T.; Thompson, R.; 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 تعدیل‌یافته	-۲/۴۲	۰/۰۰۷
فرضیهٔ صفر: عدم وجود هم‌انباشتگی		

جدول ۲: نتایج آزمون لیمربرای انتخاب مدل تحقیق

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

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

آزمون	خی‌دو	پی- مقدار	درجهٔ آزادی	نتیجه
هاسمن	۱۰/۸۸	۰/۲۸۳	۹	پذیرش فرضیهٔ صفر
.فرضیهٔ 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
فرضیهٔ صفر: خودهمبستگی سریالی در متغیرها وجود ندارد.		

جدول ۵: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس جملات نوفه

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

جدول ۶: نتایج آزمون دریسکول - کارای برای مدل درجهٔ یک

متغیر	ضریب تأثیر	انحراف معیار	آماره	پی- مقدار	فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
تعداد پزشکان	۰/۳۸	۰/۱۵	۲/۵۰	۰/۰۱۸	۰/۰۷۰۲	۰/۶۹۶
سلامت تعدیل‌شده	۰/۳۷۴	۰/۱۳۸	۲/۷۲	۰/۰۱۱	۰/۰۹۲	۰/۶۵۷
افراد زیر ۱۵ سال	۲/۹۶۶	۱/۲۱۱	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					
Fآمارهٔ	۰/۰۰۱	ضریب تعیین			۰/۶۳۹	
		جذر میانگین توان دوم خطا			۰/۳۳۲	