بررسی عوامل مؤثر بر میزان استفاده بیمه‌شدگان سازمان بیمه خدمات درمانی از خدمات پزشکان عمومی در ایران با استفاده از داده‌های پانلی

سیروس علی‌نیا[1]، علی اکبری‌ساری[1*]، نادر مهرگان[2]، ابوالقاسم پوررضا[1]

۱- گروه مدیریت خدمات بهداشتی و اقتصاد بهداشت، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی تهران ۲- پژوهشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس

* نویسنده مسؤول: تهران، میدان انقلاب، خیابان قدس، دانشگاه علوم پزشکی تهران، دانشکده بهداشت، گروه مدیریت خدمات بهداشتی و اقتصاد بهداشت. کدپستی: ۱۴۱۷۶۱۳۱۵۱، صندوق پستی: ۶۹۵۱- ۱۵۸۷۵. تلفن: ۸۸۹۸۹۱۲۹ نمابر: ۸۸۹۸۹۱۲۹،

پست الکترونیک: akbarisari@sina.tums.ac.ir

دریافت: ۹۰/۵/۴ پذیرش: ۹۱/۹/۱۹

چکیده

مقدمه: *در ایران در حال حاضر حدود ۸۰۰۰۰ پزشک عمومی وظیفه اصلی ویزیت بیماران را به صورت سرپایی به عهده دارند. عوامل متعددی بر میزان استفاده از خدمات آن‌ها تأثیر می‌گذارند. هدف اصلی این مطالعه تعیین میزان تأثیر هر یک از این عوامل بر استفاده از خدمات پزشکان عمومی می‌باشد.*

روش کار: *این مطالعه یک پژوهش توصیفی- تحلیلی با استفاده از داده‌های پانلی می‌باشد. داده‌های مورد نیاز از سازمان بیمه خدمات درمانی، بانک مرکزی و مرکز آمار ایران برای سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸جمع‌آوری گردید و تخمین نتایج با استفاده از نرم‌افزار* Eviews.6 *صورت گرفت.*

یافته‌ها: *کشش قیمتی و درآمدی مربوط به خدمات پزشکان عمومی به ترتیب ۰/۰۳- و ۰/۰۸ به دست آمده است، بدین معنی که به ازای ۱۰٪ افزایش در قیمت ویزیت پزشکان عمومی، بار مراجعه به این افراد در حدود ۰/۳٪ کاهش و با افزایش ۱۰ درصدی درآمد بیمه شدگان، میزان مراجعه تقریباً ۰/۸٪ افزایش نشان داد.*

نتیجه‌گیری: *دسترسی به بیمه خدمات درمانی نسبت به درآمد افراد و میزان هزینه ویزیت پزشک عمومی تأثیر بیشتری بر استفاده از خدمات پزشکان عمومی دارد.*

گل‌واژگان: *بیمه خدمات درمانی، پانل دیتا، کشش قیمتی، کشش درآمدی، بیمه همگانی*

مقدمه

سازمان بیمه خدمات درمانی با عقد قرارداد با بیمارستان‌ها و مراکز بهداشتی درمانی دولتی، برخی بیمارستان‌ها، درمانگاه‌ها، آزمایشگاه‌ها، داروخانه‌ها و پزشکان در بخش خصوصی به ارایه خدمت به بیمه‌شدگان خویش می‌پردازند. به این شکل که بیمه‌شدگان هنگام مراجعه به مراکز طرف قرارداد، فقط بخشی از هزینه خویش را به عنوان فرانشیز پرداخت کرده و بقیه هزینه را مراکز طرف قرارداد از سازمان بیمه خدمات درمانی اخذ می‌کنند (۱). سازمان بیمه خدمات درمانی، بزرگ‌ترین سازمانی است که خدمات بیمه درمان را به جمعیتی حدود ۳۳ میلیون نفر ارایه می‌کند و در قالب پنج صندوق کارکنان دولت، سایر اقشار، خویش فرمایان، بستری شهری و روستانشینان و عشایر عمل می‌کند (۲). در طول چند دهه اخیر، سیاست‌گذاران به طور قابل توجهی بر موضوعات عرضه و تقاضای منابع انسانی، هزینه‌های آنان و همچنین عوامل مؤثر در مدیریت آن‌ها به ویژه در کشورهایی که بخشی از این هزینه‌ها و مخارج توسط بیمه بهداشتی صورت می‌گیرد تمرکز کرده‌اند (۳). با توجه به این که

[Downloaded from hakim.tums.ac.ir on 2026-11-29]

۲۵ –۲۰٪ از منابعی که در بازار سلامت مصرف می‌شوند در اختیار بیمه‌ها قرار دارند، بررسی و مطالعه منابع مادی و انسانی در این حوزه از اهمیت خاصی برخوردار است (۲). به ویژه موضوع پزشکان عمومی در برابر پزشکان متخصص با رویکردهای هزینه و کیفیت خدمت در سال‌های اخیر یکی از مهم‌ترین موضوعات مورد بحث سیاست‌گذاران سلامت بوده است (۴).

پزشکان در ارایه خدمات بهداشتی و بالینی و ارتقای سطح سلامت جامعه از اهمیت خاصی برخوردارند، به طوری که رساندن تعداد پزشکان به ۴ در هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت تا سال ۲۰۱۵ به عنوان یکی از اهداف توسعه هزاره[1] در نظر گرفته شده است (۵). در حال حاضر در ایران به ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت، ۰/۸ پزشک وجود دارد و سالانه ۵ –۴ هزار پزشک عمومی تربیت می‌شود و ۲۵٪ از مراجعات به مراکز درمانی متعلق به پزشکان عمومی بوده است (۶). در بسیاری از کشورهای توسعه یافته، در گروه‌های کم درآمد نسبت به آن چیزی که در الگوهای مصرف متوسط انتظار می‌رود، ویزیت پزشکان عمومی پایین‌تر بوده است (۵). در حالی که حدود ۳۷٪ از بار مراجعات به مراکز درمانی مربوط به پزشکان عمومی و خانواده بوده است، تنها یک چهارم مخارج بهداشتی به این گروه از پزشکان تعلق داشته است (۴).

پزشکان عمومی در کشورهای هلند، پرتقال، اسپانیا و بریتانیا به عنوان یک سد در برابر بیماران در نظام ارجاع عمل می‌کنند و تنها به افرادی که نیازمند مراقبت‌های درمانی ثانویه باشند، اجازه مراجعه به پزشکان متخصص را می‌دهند (۶). در ساختار اصلاحات نظام بهداشتی در ایران نیز در تمامی مراکز و پایگاه‌های بهداشتی شهری برای تقویت نظام ارجاع از پزشکان عمومی تحت عنوان پزشک خانواده بهره گرفته می‌شود (۷). نظام ارجاع و پزشک خانواده در سازمان بیمه خدمات درمانی برای ۲۲ میلیون و ۷۰۰ هزار نفر یعنی شهرهای با جمعیت زیر ۲۰ هزار نفر و روستانشینیان در حال اجرا می‌باشد. تا سال ۱۳۸۸، بیش از ۵۵۰۰ پزشک عمومی و متخصص با این سازمان طرف قرارداد بوده و همکاری داشته‌اند (۲). در سایر کشورها نیز جهت برآورد کشش قیمتی در استفاده از خدمات درمانی مطالعات فلداشتاین[2] (۱۹۷۱)، فاچس و کرامر[3] (۱۹۷۲)، اسکیتوسکی و اشنایدر[4] (۱۹۷۲)، ایشنر[5] (۱۹۹۸) و مطالعه فلپس و نیوهاوس[6] (۱۹۷۴) (۱۲ –۸)، و برای برآورد کشش‌های درآمدی مطالعاتی مانند مطالعه ناسی[7] (۲۰۰۰)، دنیل و چیارا[8] (۲۰۰۴) صورت گرفته است (۱۳ و ۱۴). در ایران نیز چند مطالعه در این زمینه به انجام رسیده است (۱۵ و ۱۶). برای دستیابی به کشش‌های درآمدی و قیمتی مورد نظر ابتدا باید درک مناسبی از مفاهیم مربوط به آن داشته باشیم.

منحنی تقاضا: مکان هندسی، مجموعه نقاطی را نشان می‌دهد که یک فرد برای به دست آوردن کالا یا خدماتی حاضر به پرداخت پول بابت آن است. منفی بودن شیب منحنی تقاضا به این معنی است که هر چقدر قیمت افزایش یابد، مقدار تقاضا کاهش می‌یابد. عوامل زیادی از جمله قیمت کالاها و خدمات جانشین و مکمل، میزان دسترسی و فراهم بودن خدمت یا کالا، و میزان درآمد مصرف کننده بر تقاضای یک کالا مؤثر است (۱۷).

کشش قیمتی تقاضا: مفهوم کشش، اهمیت اساسی در روابط اقتصادی دارد و به معنی ارایه حساسیت یک متغیر در مقابل تغییر عامل دیگر است. کشش تقاضا، معیار سنجش واکنش تقاضا، برای کالایی مشخص، در برابر تغییرات قیمت است؛ به عنوان مثال در مقابل یک درصد تغییر در تعرفه پزشکان چه مقدار تغییر در بار مراجعه به آن‌ها ایجاد می‌گردد (۱۸).

کشش درآمدی تقاضا: مقدار تغییر در تقاضا برای یک کالا نسبت به تغییر در مصرف‌کننده را کشش درآمدی تقاضا می‌گویند. به عنوان مثال با تغییر یک درصد در درآمد افراد، چند درصد بار مراجعه به پزشکان طرف قرارداد بیمه خدمات درمانی تغییر می‌کند (۱۸).

در این پژوهش سعی کرده‌ایم که با بررسی تقاضا برای پزشکان عمومی در بیمه‌شدگان بیمه خدمات درمانی طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ و استخراج کشش‌های قیمتی، درآمدی و جانشینی برای این دسته از پزشکان، به راهکارهایی مؤثر در جهت افزایش دسترسی بیماران بیمه شده به خدمات درمانی ثانویه و ثالثیه دست پیدا کنیم.

روش کار

جمعیت مورد مطالعه در این مطالعه، افراد تحت پوشش سازمان بیمه خدمات درمانی بودند که به تفکیک استان‌های مختلف طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۸۸ مورد مطالعه قرار گرفتند. روش جمع‌آوری

[1] MDGs
[2] Feldstien
[3] Fuchs and Kramer
[4] Scitovsky and Snyder
[5] Eichner
[6] Phelps and Newhouse
[7] Naci
[8] Daniele and Chiara

[Downloaded from hakim.tums.ac.ir on 2026-11-29]

داده‌ها به صورت کتابخانه‌ای و میدانی بود. متغیرهای تعداد پزشکان عمومی، تعداد پزشکان متخصص، بار مراجعه برای دریافت خدمات ثانویه و تعداد افراد تحت پوشش بیمه خدمات درمانی از سازمان بیمه خدمات درمانی و هزینه خانوار از مرکز آمار ایران و همچنین شاخص تعرفه پزشک متخصص و شاخص تعرفه پزشک عمومی از بانک مرکزی جمع‌آوری گردید.

انتخاب متغیرها در مدل: در این گونه مطالعات توصیه شده است که قیمت ویزیت پزشکان، قیمت خدمات مکمل و جانشین، درآمد افراد (۲۱ –۱۹)، و دسترسی افراد به خدمات پزشکان (۲۲) به عنوان متغیرهای مستقل در مدل در نظر گرفته شود. مدل تحلیلی مناسب، مدلی محسوب می‌شود که عمده متغیرهای اصلی (و نه متغیرهای بیش از حد زیاد) را در برگرفته و ضمن این که منطبق با رفتار بیمه‌شدگان باشد دارای ضریب تعیین بالاتری نیز باشد (۲۳).

متوسط مراجعه هر بیمه شده به پزشک عمومی: به منظور از بین بردن اثر رشد جمعیت بیمه شده و به تبع آن افزایش تعداد مراجعه به پزشک عمومی طی سال‌های مطالعه، از متغیر وابسته و تعدیل شده؛ "متوسط مراجعه هر بیمه شده به پزشک عمومی" به عنوان متغیر میزان بهره‌مندی هر فرد استفاده شد که به کمک فرمول زیر محاسبه شد:

تعداد کل ویزیت پزشک عمومی هر استان در سال معین

جمعیت تحت پوشش درمان استان در سال معین

قیمت ویزیت پزشکان عمومی: این متغیر به عنوان متغیر مستقل مهم و تأثیرگذار در مدل، بنا به توصیه مقالات ذکر شده (۲۱–۱۹) آورده شد. برای اندازه‌گیری این متغیر از شاخص قیمت ویزیت پزشکان عمومی که به طور سالانه از جانب سازمان نظام پزشکی و وزارت بهداشت اتخاذ می‌گردد استفاده شد. برای واقعی‌تر کردن پرداخت‌ها توسط افراد تحت پوشش سازمان بیمه خدمات درمانی، سعی شد توسط رابطه زیر هزینه کلی پرداختی هر فرد محاسبه شود (۲۴):

هزینه پرداختی توسط بیمه – کل هزینه = هزینه پرداختی توسط افراد بیمه شده

بیمه‌شدگان این سازمان هم‌اکنون حدود ۴۸٪ از تمامی خدمات پزشکی را به صورت پرداخت از جیب می‌پردازند و ۵۲٪ دیگر در تعهد سازمان است (۲).

قیمت ویزیت پزشکان متخصص: از آنجایی که ویزیت پزشکان متخصص برای ویزیت پزشکان عمومی یک متغیر جانشین محسوب می‌شود، قیمت ویزیت پزشکان متخصص را در مدل وارد کردیم. این متغیر نیز همانند قیمت ویزیت پزشکان عمومی محاسبه و تحت عنوان متغیر جانشین (۲۵) استفاده شد.

تعداد افراد بیمه شده: انتظار بر این است که با افزایش تعداد افراد بیمه شده، مراجعه افراد برای دریافت خدمت پزشکان عمومی افزایش یابد؛ لذا متغیر تعداد افراد بیمه شده در هر سال را نیز در مدل مورد مطالعه وارد کردیم و به مطالعه وجود رابطه و معنادار بودن آن پرداختیم. هر چند که بکارگیری این متغیر در سایر مطالعات به ندرت دیده شده است، می‌توان در مطالعه حاضر از این متغیر به عنوان شاخص دسترسی یاد کرد.

درآمد خانوار: متغیر مهم دیگری که اثر آن بر میزان استفاده از خدمات پزشکان عمومی مورد بررسی قرار گرفته است، درآمد خانوار است که به دلیل واقعی‌تر کردن داده‌های مربوط به درآمد خانوار و افزایش دقت و صحت آن از هزینه خانوار در طول سال‌های مورد مطالعه استفاده شده است (۲۶). هزینه سالانه خانوارها پس از تعدیل بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده بر متوسط تعداد افراد خانوار در هر سال و در هر استان تقسیم شد تا سرانه تعدیل شده هزینه هر فرد خانوار در سال، استخراج شود (۲۷).

(شاخص قیمتی همان سال/ هزینه سالانه خانوار استان در سال معین)

بعد خانوار بیمه شدگان استان در سال معین

لازم به یادآوری است که به دلیل وجود هم خطی شدید میان شاخص قیمت پزشکان عمومی و پزشکان متخصص، قادر به آوردن آن‌ها در یک مدل به صورت هم‌زمان و محاسبه کشش متقاطع برای آن‌ها نبودیم (Correlationpgp, psp=۰/۹۹۷) و مجبور به حذف متغیر پزشکان متخصص از مدل شدیم. دلیل وجود این هم خطی این است که درصد افزایش سالانه قیمت ویزیت پزشکان عمومی و متخصص توسط سازمان نظام پزشکی و وزارت بهداشت به نسبت یکسانی صورت می‌گیرد.

تصریح مدل: این مطالعه یک پژوهش کاربردی توصیفی– تحلیلی است. نوع داده‌ها از نوع Panel Data بود که تمامی افراد بیمه شده بیمه خدمات درمانی به تفکیک استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۸ –۱۳۸۳ را در بر گرفت. این نوع از داده‌ها اطلاعات بیشتر، تنوع یا تغییرپذیری بیشتر، هم خطی کمتر بین متغیرها، درجات آزادی و کارایی بیشتر و تورش بسیار کمتری را فراهم می‌کند (۲۸ و ۲۹). این روش مطالعه در سال

[Downloaded from hakim.tums.ac.ir on 2026-11-29]

۱۹۸۵ توسط دیتون[9] (۳۰) پیشنهاد شد و در همان سال برای اولین بار توسط برانینگ[10] بکار گرفته شد (۳۱). شمای کلی و ساده داده‌های پانلی به صورت ذیل می‌باشد:

$$Y_{it} = \beta_{io} + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + ... + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

و به زبان ماتریس به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$
$$i= 1,..., N \quad t=1,... ,T$$

که در آن i نشانگر بعد مقاطع (استان‌ها) داده‌ها و t نشانگر بعد زمانی داده‌ها می‌باشد.

به منظور تخمین تابع تقاضای پزشکان عمومی طرف قرارداد بیمه خدمات درمانی و به دست آوردن کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای خدمات بهداشتی با توجه به سایر مطالعات صورت گرفته (۱۲ و ۲۴)، از رویکرد اقتصاد سنجی "حداقل مربعات معمولی (OLS[11])" استفاده شد و یک تابع دو طرف لگاریتمی کاب- داگلاس برای تخمین، به وسیله نرم‌افزار اقتصادسنجی Eviews.6 مورد استفاده قرار گرفت. تابع تولید کاب – داگلاس یک تابع غیر خطی می‌باشد، بنابراین ابتدا تابع مورد نظر به یک تابع دو طرف لگاریتمی خطی تبدیل شد و با این تبدیل امکان برآورد آن به روش OLS امکان‌پذیر گشت. از دیگر مزیت‌های تابع دو طرف لگاریتمی خطی این است که ضرایب برآورده شده نشان‌دهنده کشش تولید در رابطه با نهاده‌ها می‌باشد. بنابراین در ابتدا یک مدل معتبر بر مبنای متغیرهای در نظر گرفته شده در مطالعه برای پزشکان عمومی به صورت زیر تعریف شد.

تابع تقاضا برای پزشکان عمومی:

$$\text{Log } vgp_{it} = F(\text{Log } nip_{it}, \text{Log } hs_{it}, \text{Log } pgp_{it}, \text{Log} psp_{it})$$

که فرم تابع دو طرف لگاریتمی کاب- داگلاس معادله مورد استفاده به صورت زیر است:

$$\text{Ln } vgp_{it} = \alpha^0_{it} + \beta_1 \text{Ln } nip_{it} + \beta_2 \text{Ln } hs_{it} + \beta_3 \text{Ln } pgp_{it} + u_{it}$$

که در آن VGP، بار مراجعه به پزشکان عمومی در هر سال در استان‌های مختلف می‌باشد، که به عنوان متغیرهای وابسته و شاخص تقاضا برای خدمات پزشکان عمومی در نظر گرفته شدند. به علاوه، NIP، تعداد افراد بیمه شده در هر سال و در هر استان، HS هزینه خانوار در هر سال و در هر استان، PGP شاخص قیمت پزشکان عمومی در هر سال و در هر استان و در نهایت PSP نشانگر شاخص قیمت پزشکان متخصص در هر سال و در هر استان می‌باشد و μi ویژگی خاص واحدهای انفرادی (استان‌ها) است که در طول زمان ثابت است و v_{it} برای تمامی i ها و t ها مستقل از x_{it} است (۳۲).

با توجه به این که روش حداقل مربعات معمولی (OLS) فرض‌هایی را برای مدل در نظر می‌گیرد، با استفاده از آزمون‌های متعددی به بررسی اعتبار این فرض‌ها در مدل مذبور پرداخته شد.

بررسی اعتبار داده‌های مورد مطالعه: استفاده از تکنیک OLS با فرض ثابت بودن متغیرها امکان‌پذیر است، بنابراین باید از آزمون های ریشه واحد برای آزمون پایایی متغیرهای مدل استفاده شود (۲۸). برای تحلیل های هم‌انباشتگی، در ابتدا مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت. در این بخش مانایی لگاریتم تمامی شاخص‌های مورد آزمون در مدل را مورد آزمون قرار دادیم. مانایی دو حالت دارد: ضعیف و قوی؛ ما معمولاً حالت ضعیف را بررسی می‌کنیم. اگر تمامی گشتاورها در طول زمان ثابت باشد، سری، مانای قوی است؛ ولی اگر گشتاورهای مرتبه اول و دوم ثابت باشد، سری مانای ضعیف است. برای این منظور از آزمون‌های فیشر- دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)[12] و فیشر- فیلیپس-پرون (PP)[13] استفاده شد. نتایج آزمون‌های انجام شده نشان دادند که متغیرهای الگو نامانا و حاوی یک ریشه واحدند، ولی تفاضل مرتبه اول آن‌ها مانا بود.

به علاوه اگر یک نظریه اقتصادی صحیح باشد، مجموعه ویژه‌ای از متغیرها که توسط نظریه مذکور مشخص شده‌اند، با یکدیگر در بلندمدت مرتبط می‌شوند. به علاوه، تئوری اقتصادی تنها روابط را به صورت استاتیک (بلندمدت) تصریح می‌کند و اطلاعاتی در خصوص پویایی‌های کوتاه‌مدت میان متغیرها به دست نمی‌دهد. برای بررسی وجود روابط بلندمدت اقتصادی میان متغیرهای مورد مطالعه و با توجه به تابلویی بودن این داده‌ها از آزمون پدرونی[14] (۱۹۹۹) و فیشر[15] استفاده شد(۳۳)، نتایج به دست آمده هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در کلیه موارد را تأیید کرد.

تعیین روش تخمین مدل: برای تعیین روش تخمین (داده‌های تابلویی یا تلفیقی) باید ملاحظه کرد که آیا ناهمگنی (تفاوت) بین واحدهای انفرادی وجود دارد یا خیر؟ بدین منظور آزمون اثرات ثابت اضافی انجام می‌پذیرد. در صورت وجود ناهمگنی بین واحدهای انفرادی از روش داده‌های تابلویی[16] و در غیر این

[9] Deaton
[10] Browning
[11] Ordinary Least Square

[12] Augmented Dicky Fuller
[13] Phillips–Perron
[14] Pedroni
[15] Fisher
[16] Panel

[Downloaded from hakim.tums.ac.ir on 2026-11-29]

صورت از روش داده‌های تلفیقی[17] استفاده می‌شود؛ چرا که در حالت دوم فقط داده‌ها روی هم انباشته شده‌اند و تفاوت میان آن‌ها نادیده انگاشته شده است (۳۳). رد فرض صفر در این آزمون به معنی قبول روش تخمین داده‌های تابلویی می‌باشد. نتایج این آزمون دلالت بر استفاده از روش پانل داشت. به طوری که آماره F این آزمون با درجه آزادی (۱۵۲ و ۳۰) به میزان ۶۶/۳۲ بود که در سطح خطای ۰/۰۱ معنادار بود. برای تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت‌های واحدهای مقطعی از آزمون هاسمن استفاده شد. آماره این آزمون دارای توزیع کای‌دو با درجه آزادی برابر با تعداد متغیرهای مستقل (K) بود (۲۰).

یک روش متداول در فرمول‌بندی کردن مدل داده‌های تلفیقی، بر این فرض استوار است که اختلافات بین واحدها را می‌توان به صورت تفاوت عرض از مبدأ نشان داد. لازم به ذکر است که می‌توان در روش اثرات ثابت[18]، عرض از مبدأ را طوری برآورد کرد که نه تنها در مقاطع مختلف بلکه در زمان‌های مختلف نیز متفاوت از هم باشند. این مدل همچنین فرض می‌کند که μ_i یک جمله تصادفی برای هر گروه است، اما در هر دوره زمانی از این توزیع تصادفی μ_iها فقط یک رخداد، به طور یکسان در هر دوره در مدل رگرسیونی وارد می‌شود. مدل‌های اثرات ثابت تنها در صورتی منطقی خواهد بود که ما اطمینان داشته باشیم که اختلاف بین مقاطع را می‌توان به صورت انتقال تابع رگرسیون نشان داد. چون ما همیشه از وجود این موضوع مطمئن نیستیم، لذا روش‌های دیگری مورد استفاده قرار می‌گیرند. روش دیگر برآورد روش اثرات تصادفی[19] است که فرض می‌کند جزء ثابت مشخص کننده مقاطع مختلف به صورت تصادفی بین واحدها و مناطق توزیع شده است (۳۴).

نتایج

بار مراجعه بیماران به پزشکان عمومی طرف قرارداد بیمه خدمات درمانی در سال ۱۳۸۳ و ۱۳۸۸ به ترتیب برابر با ۲۸۱۸۷۵۰۳ و ۳۳۱۲۱۳۶۰ بود که رشدی معادل ۱۷٪ را نشان می‌داد. افزایش تعداد پزشکان عمومی، بیمه شدن تعداد بیشتری از افراد، افزایش درآمد خانوار و تغییرات قیمت ویزیت پزشکان، سهم مجزا و مهمی را در این ۱۷٪ رشد داشته‌اند. در طول این شش سال، شاخص قیمت ویزیت پزشکان در حدود ۱۲۲٪ رشد داشت و هزینه خانوارها که معرف درآمد آن‌ها می‌باشد بیشتر از سه برابر شده بود.

با توجه به آزمون‌های انجام شده و نتایج به دست آمده از آن‌ها به مدل زیر دست یافتیم، که باید معادله پژوهش بر مبنای آن نوشته و مورد ارزیابی قرار گیرد:

$$\ln y_{it} = \alpha_i{}^0 + \sum \beta_{ki} \ln x_{kit} + \mu_i + v_{it}$$

با جای‌گذاری متغیرهای مورد مطالعه در این معادله، به رابطه نهایی زیر برای بررسی و تخمین ضرایب تابع تقاضای پزشکان عمومی دست یافتیم:

$$\log vgp_{it} = \alpha_i{}^0 + \beta_1 \log nip_{it} + \beta_2 \log hs_{it} + \beta_3 \log pgp_{it} + \mu_i + v_{it}$$

در تخمین اولیه نتایج نشان از ناهمسانی واریانس[20] و خود همبستگی[21] درجه اول داشتند و به این ترتیب فرض‌های اولیه مربوط به روش حداقل مربعات معمولی که به فرض‌های گوس- مارکوف[22] معروف است، نقض شد. برای رفع این مشکلات به ترتیب از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS)[23]، اضافه کردن جزء خود همبسته[24] و متغیر درآمد خانوار با یک دوره وقفه استفاده کردیم. بعد از تعیین نوع روش مبتنی بر استفاده از داده‌های پانل، برای تعیین نوع اختلاف میان مقاطع (استان‌ها) از آزمون هاسمن بهره گرفتیم که نتایج آن در زیر آمده است: در این آزمون نیز آماره کای‌دو با درجه آزادی ۳ در سطح اطمینان ۹۹٪، ۴۹/۳۶ بود که فرض صفر مبنی بر عدم استفاده از روش اثرات تصادفی را رد کرد. بنابراین برای تخمین مدل مورد نظر در این مطالعه از روش اثرات تصادفی به عنوان کاراترین روش استفاده کردیم.

نتایج حاصل از تخمین مدل اصلاح شده در جدول ۱ آمده است. کشش درآمدی پزشکان عمومی طرف قرارداد بیمه خدمات درمانی برابر ۰/۰۸ بود که این مقدار در سطح اطمینان ۰/۹۹ معنادار بود و همچنین نشان داده شد که میزان تقاضا برای خدمات این پزشکان به میزان درآمد خانوار در سال قبل بستگی داشت؛ بدین معنی که افراد در موقع نیاز به دریافت خدمات پزشکان عمومی، میزان درآمد خود در سال گذشته را در نظر می‌گیرند و درک آن‌ها از درآمد خود، درآمد سال گذشته آن‌ها خواهد بود که یکی از نتایج قابل توجه و جدید در این گونه مطالعات به شمار می‌آید.

کشش تعداد افراد بیمه شده برابر با ۰/۲۸ بود که در سطح اطمینان ۰/۹۹ معنادار بود. کشش قیمتی تقاضا برای پزشکان عمومی ۰/۰۳- به دست آمد که معنادار نبود؛ و می‌توان آن را به

[17] Pooling
[18] Fixed Effect
[19] Random Effect

[20] Heteroskedasticity
[21] Autocorrelation
[22] Gauss–Markov assumptions
[23] Generalized Least Square
[24] Autoregressive

[Downloaded from hakim.tums.ac.ir on 2026-11-29]

عنوان شانسی بودن یافته و یا صفر بودن کشش تفسیر کرد که عدم حساس بودن تقاضا برای خدمات پزشکان عمومی به قیمت این خدمات را نشان می‌دهد و کشش‌ناپذیر بودن این خدمات را به اثبات می‌رساند.

یکی دیگر از نتایج بسیار مهم این مطالعه، وابسته بودن بار مراجعه به پزشکان عمومی به مراجعه افراد و بیماران در سال قبل بود که این مهم در میزان AR(1) خود را نشان داد. نتیجه آن در مدل اصلاحی، در سطح ۰/۰۱ معنادار بود و کشش مربوط به آن برای پزشکان عمومی ۰/۲۸ بود؛ بدین معنی که با ثابت نگه داشتن سایر شرایط، به طور متوسط ۰/۲۸ بار مراجعه به پزشکان عمومی در هر سال به بار مراجعه به این پزشکان در سال قبل وابسته بود. به عبارت ساده‌تر می‌توان گفت که ۲۸٪ از مراجعات به پزشکان عمومی به قیمت، درآمد و وجود بیمه خدمات درمانی بستگی نداشت. در این مدل، شاخص دوربین واتسن برابر با ۲/۵۸ بود که نشان‌دهنده عدم وجود خود همبستگی درجه اول در مدل بود و ضریب تعیین تعدیل شده (R2) نشان داد که متغیرهای توضیحی مدل (هزینه خانوار، تعداد افراد بیمه شده در هر سال و شاخص قیمت پزشکان عمومی) در حدود ۸۹٪ تغییرات در بار مراجعه به پزشکان عمومی را توضیح می‌دهند. آماره F که اعتبار و معنادار بودن مدل را تحقیق می‌کند، در سطح خطای ۰/۰۱ آن را تأیید کرد.

جدول ۱- نتایج تخمین تابع تقاضا برای پزشکان عمومی طرف قرارداد بیمه خدمات درمانی

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	۱۶/۳۰۸۱۹	۰/۶۷۶۵۵۳	۲۴/۱۳۶۹	۰/۰۰۰۱
LOG(HS(-1))	۰/۰۸۶۵۲۱	۰/۰۳۰۱۲۲	۲/۸۷۲۳۲۴	۰/۰۰۵۱
LOG(NIP)	۰/۲۷۸۲۷۵	۰/۰۳۳۶۲۴	۸/۲۷۵۹۹۶	۰/۰۰۰۱
LOG(PGP)	−۰/۰۳۳۲۱۶	۰/۰۳۶۰۶۹	−۰/۹۲۰۸۹۸	۰/۳۵۹
AR(1)	۰/۲۷۸۱۲۶	۰/۰۵۳۹۳۱	۵/۱۵۷۰۸۷	۰/۰۰۰۱
Adjusted R-squared: ۰/۸۹۸۶۶۲		Durbin-Watson stat: ۲/۵۸۵۵۷۱		
F-statistic: ۲۷۰/۸۷۹		Prob(F-statistic): ۰/۰۰۰۱		

در نهایت به تابع تقاضای پزشکان عمومی زیر برای تمامی افراد تحت پوشش بیمه خدمات درمانی می‌رسیم:

$$\text{Log } vgp_{it} = 16.30819 + 0.278275nip_{it} + 0.086521hs_{it} - 0.033216pgp_{it} + \mu_{it}$$

که عرض از مبدأ آن برای هر کدام از مقاطع متفاوت خواهد بود.

برای اطمینان از تأمین فرض‌های گوس- مارکوف (همسانی واریانس- ناهمبستگی جملات اخلال) و BLUE (بهترین تخمین‌زن بدون تورش خطی) بودن نتایج در مدل OLS مورد استفاده در این مطالعه از آزمون‌های زیر بهره گرفته شد:

آزمون واریانس همسانی شرطی خود همبسته[25] جمله اخلال (ARCH): نتایج این آزمون نشان داد که میان واریانس جملات اخلال در طول زمان همسانی واریانس وجود نداشت؛ یعنی آماره F آزمون با درجه آزادی (۱۶۰، ۴) که برابر با ۰/۷۱ و p=۰/۵۸، از نظر آماری معنادار نبود.

آزمون واریانس همسانی جملات پسماند: آماره F این آزمون نیز با درجه آزادی (۱۷۲، ۳) با P-value به میزان ۰/۶۷ برابر با ۰/۵۲ بود و بی معنی شد و فرض همسانی واریانس میان جملات اخلال پذیرفته شد و بدین ترتیب یکی دیگر از فرض‌های مورد نیاز مدل برآورده شد.

آزمون عدم خود همبستگی جملات پسماند: جهت بررسی وجود چنین مشکلی از آزمون Breusch-Godfrey serial correlation LM استفاده شد. نتایج این آزمون نیز عدم خود همبستگی میان جملات اخلال مدل را به اثبات رسانید. P-Value این آزمون ۰/۴۲ و آماره F نیز ۰/۸۶ بود. آماره D.W مدل تخمین زده شده نیز این نتیجه را تأیید کرد.

در نهایت با توجه به نتایج آزمون‌ها و روش پژوهش به جرأت می‌توان بیان کرد که کشش‌های تخمین زده شده معتبر و به واقعیت نزدیک می‌باشند.

بحث

لزوماً در بخش‌های زیر بنایی مانند سلامت که یک کالا چندان کشش‌پذیر نبوده و به عنوان یک کالای ضروری تلقی می‌گردد، مطالعات اقتصادی از رویکرد مناسبات اقتصادی و اجتماعی مهم و حایز اهمیت جلوه می‌کند (۳۵). با استفاده از آزمون‌های اثرات ثابت اضافی و هاسمن، روش اثرات ثابت برای این مطالعه برگزیده شد و از آنجایی که در مطالعات اقتصادسنجی برای داده‌های پانلی که مربوط به کل جامعه می‌باشد، استفاده از اثرات ثابت برای به حساب آوردن تفاوت در واحدهای مقطعی توصیه می‌شود، این نتایج تأیید کننده تئوری‌های مطالعاتی اقتصادسنجی می‌باشند (۲۳).

با تعیین روش مورد استفاده در مطالعه، تخمین ضرایب مدل اصلاح شده صورت گرفت. این نتایج به ما نشان دادند که با دو برابر شدن هزینه برای خانواده‌ها به طور متوسط تعداد ویزیت پزشک عمومی برای آن‌ها ۸٪ بیشتر شد که نشان از ضروری بودن این خدمات دارد. همچنین میزان کشش قیمتی تقاضا برای این گروه از پزشکان نشان داد که با افزایش ۱۰۰ درصدی تعرفه ویزیت پزشکان عمومی (دو برابر کردن قیمت ویزیت این پزشکان)، به طور متوسط میزان مراجعه آن‌ها به پزشکان عمومی تغییر قابل توجهی نخواهد داشت. این مطالعه بی کشش و ضروری بودن خدمات درمانی، به ویژه در میان بیمه‌شدگان را

[25] Autoregressive conditional heteroskedasticity

[Downloaded from hakim.tums.ac.ir on 2026-11-29]

بـه اثبـات رسـانید. بـه طـور کلـی انتظـار بـر ایـن اسـت کـه کشش‌پذیری قیمتی پایین باشد، چون که مصرف کنندگان اغلب تصور می‌کنند که خدمات پزشکان به صورت غیرانتخابی بـوده و قیمت این خدمات را مترادف با کیفیت مـی‌پندارنـد. بـه عـلاوه، بیماران معمولاً بر قضاوت پزشکان متکی‌اند، در حالی کـه آن‌هـا معمولاً درباره محتوا و کمیت خدماتی که از آن متنفع می‌شـوند، ناآگاهند (۲۴).

دلایل پایین بودن کشش درآمدی و قیمتی تقاضا در مدل مورد بررسی، بیمه بودن افـراد مـورد مطالعـه و پـایین آمـدن هزینـه خدمات برای ایـن افـراد، ماهیـت خـدمات و اجبـار افـراد بـرای دریافت این خدمات در موقع بیمـاری مـی‌باشـد. از آنجـایی کـه مقدار کشش قیمتی و درآمدی خدمات درمانی در دیگر مطالعات به ترتیب بین صفر تـا ۰/۶۲- و ۰/۰۷ تـا ۱/۲ بود،کشـش‌هـای قیمتی به دست آمده در این پـژوهش بـا نتـایج سـایر مطالعـات کاملاً هم‌خوانی دارد (۱۴ -۸).

برآورد کشش بیمه‌ای افراد، یکی دیگر از نتایج مهم این مطالعه بود که نشان داد اگر در ناحیه‌ای پوشش بیمه‌ای دو برابر شود، مراجعه به پزشک عمومی به طور متوسط ۲۸٪ افزایش پیدا خواهد کرد. دلایل این امر افزایش دسترسی مالی و فیزیکی آن‌ها به خدمات ثانویه به علت بیمه شدن می‌باشد. علاوه بر این موارد، وابسته بودن بار مراجعه به پزشکان عمومی، به مراجعه افراد و بیماران در سال قبل، یکی از نتایج منحصر به فرد این گونه مطالعات به شمار می‌رود که دلایل آن می‌تواند چک‌آپ سالانه افراد، پیگیری بیماری به ویژه بیماری‌های مزمن توسط افراد در چند سال متوالی، اجبار در مراجعه برای دریافت خدمات، بیمه شدن و پایین آمدن هزینه این خدمات برای بخشی از جامعه باشد.

مهم‌ترین محدودیت این مطالعه در دسترس نبـودن داده‌هـای مربوط به متغیرهای دموگرافیکی جمعیت تحت پوشش سـازمان بیمه خدمات درمانی نظیر توزیع سنی و جنسی، سطح تحصیلات و محل زندگی بود؛ از این رو قادر بـه تفکیـک سیاسـت‌گـذاری مربوطـــه بـــرای افـــراد مختلـــف در ســـطوح متفـــاوت اقتصادی- اجتماعی نبوده و مجبـور بـه اتکـا بـه سیاسـت‌هـای واحدی برای عموم مردم هستیم. دیگر محدودیت درخور توجـه، داشتن مشکل هم خطی کامل میان متغیرهـای شـاخص قیمـت پزشکان عمومی و شاخص قیمت پزشـکان متخصـص بـود کـه امکان برآورد کشش جانشینی بین این دو متغیـر را از مـا گرفتـه است.

نتیجه‌گیری

به طور کلی نتایج این مطالعه اهمیت بیمه همگانی و همکاری بین بخشی بر میزان استفاده از خدمات درمانی و همچنین تـأثیر تغییرات قیمت و درآمد بر روی افراد بیمه شـده را بـه مـا نشـان داده است، و در واقع نظام بیمه‌ای که بر اثر این همکاری متقابل و همه‌جانبه شکل گیرد و به اجرا درآید، بهترین روشی است کـه امنیت اجتماعی را در ابعـاد بهداشـت و درمـان جامعـه تضـمین می‌کند (۳۴). در نهایت می‌توان مهم‌ترین یافته این مطالعه را به این صورت بیان کرد که اگر هدف سیاست‌گذاران عرصه سلامت افزایش دسترسی عمـوم بیمـاران بـه خـدمات ثانویـه، بـه ویـژه خدمات سرپایی به دلیل با کشـش بـودن آن‌هـا باشـد، بهتـرین راهکار، بیمه نمودن جامعه همراه با اندیشیدن راهکارهای کنترل عرضه و تقاضا برای جلوگیری از خطرات اخلاقـی بیمـه‌شـدگان می‌باشد.

References

1- Esmaieli I. Medical Services Insurance Organizatio. Eslah and Tarbiat Journal 2010; 20: 50-9. (in Persian)
2- Abdi Z. Medical services insurance organization in 2010. Weekly of Barnameh 2010; 343: 13-15. (in Persian)
3- Richard J. Time prices and the demand for GP services. Department of Health Economic, University of Limburg, Social Science and Medicine 1992; 34 (7): 723-33.
4- Machlin SR, Carper K. Expenses for office-based physician visits by specialty. A report for Agency of Healthcare Research and Quality, Rockville, MD, Statistical brief 166: USA. 2004.
5- Richard M. Forecasting the global shortages of physicians and Economic and Need-based Approach. University of California, berkely, 140, warren Hall. 2008.
6- Van Doorslaer E, Koolman X, Puffer F. Equity in the use of physician visits in OECD countries: has equal treatment for equal need achieved? In: OECD health conference performance measurement and reporting 2002 Paris, Health Policy Unit. France, Paris. 2002: 225-248.
7- Naghavi M. Utilization of health services in Iran. Tehran: Tandis publication; 2003; 1: 34. (in Persian)
8- Feldstein MS. Hospital cost inflation: A study of nonprofit price dynamics. American Economic Review 1971;60: 853-72.
9- Fuchs VR, Kramer MJ. Determinants of expenditures for physicians' services in the United States–1968, Occasional Paper, National Bureau of Economic Research, New York. 1972; 117.
10- Scitovsky AA, Snyder NM. Effect of coinsurance on use of physician services. Social Security Bulletin 1972; 35(6): 3-19.
11- Eichner MJ. The demand for medical care: What people pay does matter. American Economic Review 1998; 88(2): 117-21.
12- Phelps CE, Newhouse JP. Coinsurance, the price of time, and the demand for medical care services. Review of Economics and Statistics 1974; 56: 334-42.

[Downloaded from hakim.tums.ac.ir on 2026-11-29]

13- Naci M, Takin E, Zax J. The demand for medical care in urban china. NBER 2000; 7673: 1-39.
14- Daniele F, Chiara M. Price elasticity, income and demand for physician visit. Department of Economics, University of Bologna, Italy, 2004. Collection of papers presented at the Health Economics; 1999.
15- Moshiry H. Estimating the demand and Engle function for health care. The collection of presented paper in health economic conference 2001; 1: 415. (in Persian)
16- Moieni M. Estimation of demand function in complementary health insurance: Iran insurance company. Quarterly of Economic Researches 2006; 4, 25-29. (in Persian)
17- Samuelson PA, Nordhaus WD. Economics, 12nd ed. Boston: McGraw-Hill/Irwin; 1998.
18- Lipsey RG, Harbury CD. First principles of economics, 2nd ed. UK: Weidenfeld and Nicolson, 1993.
19- Jeanne SR, Susan DH, Ben AV, Sergej M. The Elasticity of Demand for Health Care; a Review of the Literature and its Application to the Military Health System. Prepared for the Office of the Secretary of Defense. National Defense Research Institute (RAND). 2005.
20- Su Liu, Deborah C. Price and Income Elasticity of the Demand for Health Insurance and Health Care Services: A Critical Review of the Literature. USA: Washington, Mathematica Policy Research, Inc. 2006.
21- Kicinger I, Hanson R. Price Elasticity of Demand in Employer-Provided Self-Insured Health Plans. Washington DC: George Mason University; 2010: 6-7.
22- Pampiemras J, Puttitanun T, Amphantharak K, Thampanishvong K. Impact of universal health care coverage on patient demand for health care services in Thailand. Health policy Journal 2011; 103: 228-35.
23- Ashrafzade MR, Mehregan N. Econometrics of panel data. Tehran University, 1st ed. 2008; 45. (in Persian)
24- David SG. Demand for general practitioner and internist services. Health Services Research 1978; 41: 351-369.
25- Meyerhoyfer CD, Zuvekas SH. New estimates of the demand for physical and mental health treatment. Health Economic Journal 2010; 19: 297-315.
26- Jimenez-Martin S, Labeaga JM, Martinez-Granado M. An empirical analysis of the demand for physician services across the European Union. Eur Journal of Health Economic 2004; 5: 150-65.
27- Allin S, Hurley J. Inequity in publicly funded physician care: What is the role of private prescription drug insurance? England, London, A report for the center for Health Economic and Policy Analysis. 2008.
28- Damodar NG. Principles of Econometrics. Translated by Abrishami H. Tehran: Tehran University Publications. 2nd ed. 1992; 1: 14. (in Persian)
29- Matyas L, Mevestre P. The Econometrics of panel data, 3rd Ed. USA; Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers; 1992: 60-61.
30- Deaton A. Panel data from time series of cross-sections. Journal of Econometrics 1985; 30; 109-126.
31- Browning M, Deaton A, Irish M. A profitable approach to labor supply and commodity demands over the life-cycle. Journal of Econometrica 1985; 53: 503-543.
32- Badi HB, Econometric analysis of panel data. 3rd ed. John Wiley and Sons Ltd; 2005: 8.
33- Jalaie A, Shirafkan M. Impact of monetary policy on unemployment by Analysis of New Keynesian Phillips curve in Iran. Journal of Economic Sciences 1985; 2: 13-36.
34- Rezaieqale H. Insurance culture over time. Monthly universal insurance of medical services, 2000; 10: 20-21.
35- Sokhanvar SH. (dissertation). Analysis of cost-benefit in Infrastructure projects using the theory of public goods.

[Downloaded from hakim.tums.ac.ir on 2026-11-29]

Factors Affecting MSIO Insured Utilization Rate from GPs Services in Iran Using Panel Data

Alinia S[1] (MSc), Akbarisari A[1*] (PhD), Mehregan N[2] (PhD), Pourreza A[1] (PhD)

[1] *Department of Health Management and Economics, School of Public Health, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran*
[2] *Economic Research Institute, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran*

Received: 26 Jul 2011, Accepted: 9 Dec 2012

Abstract

Introduction: Currently in Iran about 80000 GPs are responsible for patient's visit and several factors affect the utilization rate of those services. The main aim of this study is to determine the effect of these factors on the level of GPs services.

Methods: This study is a descriptive analytic study using panel data. Data were collected from Medical Services Insurance Organizations (MSIO), Iran Statistics Center and Central Bank for 2004-2009 years and estimates of results have been performed with Eviews.6 software.

Results: Price and Income elasticity related to GP services were -0.03 and 0.08 respectively meaning that 10% increase in the price of doctor visits is associated with 0.3% reduction in their visits. In addition 10% increase in income of insured people is associated with 0.8% reduction in the GP visits.

Conclusion: The most important factors in the use of GP services are access to medical insurance, price of GP visit and patient income respectively.

Key words: Medical services insurance organization, Panel data, price elasticity, income elasticity, universal insurance.

Please cite this article as follows:

Alinia S, Akbarisari A, Mehregan N, Pourreza A. Factors Affecting MSIO Insured Utilization Rate from GPs Services in Iran Using Panel Data. Hakim Research Journal 2013; 15(4): 300- 308.

*Corresponding Author: Tehran, Enghelab sq, Ghods St, Tehran University of Medical Sciences, School of Public Health, Department of Health Management and Economic. Postal Code: 1417613151, PO: 15875-6951, Fax: 88989129, Tel: +98- 21- 8898129. E-mail: akbarisari@sina.tums.ac.ir

[Downloaded from hakim.tums.ac.ir on 2026-11-29]