Research Paper

Determining the conditions and the effect of factors causing induced demand for Iranian health care markets

Mahmoud Kazemian[1], Aazam Alvandi[2]*

1. Department of Health Economics, Faculty of Medicine, Shahed University, Tehran, Iran
2. Firoozgar Hospital, Tehran, Iran

*** Corresponding author e-mail:** Aazamalvandi91@gmail.com

Citation: Kazemian M, Alvandi A. Determining the conditions and the effect of factors causing induced demand for Iranian health care markets. Daneshvar Medicine 2021; 29(3):78-92.
doi: 10.22070/DANESHMED.2021.13898.1041

Abstract

Objective: In this study, determining the conditions and the effect of factors causing induced demand for Iranian health care markets was discussed.

Materials and Methods: To investigate the situation of induced demand, the equilibrium conditions of demand and supply of health care services in 31 Iranian provinces during 6 year (2009-2014) have been considered. The assessment model was expressed in terms of panel data regression within error correction framework. The estimation of demand and excess demand equation in the urban areas covered by the Iranian health insurance organization showed excess demand in certain forms of induced demand.

Results: Findings show that outpatient and inpatient health care providers, as agents of applicants for this care, determine the conditions of additional demand in accordance with the model of providers of this care.

Conclusion: Using the models and finding of this study, the policies for controlling the induced demand in the health care market could be recognized.

Keywords: Induced Demand, Asymmetry of information, Health care market, Agency for health sector,

Received: 17 Apr 2021
Last revised: 03 July 2021
Accepted: 21 July 2021

مقاله پژوهشی

تعیین شرایط و نحوه تأثیر عوامل ایجادکننده تقاضای القایی برای بازارهای مراقبت‌های سلامت ایران

نویسندگان: محمود کاظمیان[۱]، اعظم الوندی[۲*]

۱. گروه اقتصاد بهداشت، دانشکده پزشکی، دانشگاه شاهد، تهران، ایران
۲. بیمارستان فیروزگر، تهران، ایران

*نویسنده مسئول: اعظم الوندی **Email: Aazamalvandi91@gmail.com**

چکیده

هدف: در این پژوهش، تعیین شرایط و نحوه تأثیر عوامل ایجادکننده تقاضای القایی برای بازارهای مراقبت‌های سلامت ایران مورد بررسی قرار گرفت.

مواد و روش ها: برای ارزیابی وضعیت تقاضای القایی، شرایط تعادلی برای تقاضا و عرضه مراقبت‌های سلامت در مجموع ۳۱ استان کشور و در یک دوره ۶ ساله (سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۳) مورد توجه قرار گرفته است. مدل‌های ارزیابی، براساس مدل رگرسیونی داده‌های پانلی در چارچوب مدل خطا- تصحیح با روش معادلات همزمان توضیح داده شده است. تخمین توابع تقاضا و تقاضای اضافی، در جامعه شهری تحت پوشش سازمان بیمه سلامت ایران، نتیجه ارزیابی برای تقاضای اضافی به صورت تقاضای القایی را نشان داده است.

نتایج: یافته های پژوهش نشان می‌دهد فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت سرپایی و بستری به عنوان کارگزار تقاضاکنندگان برای این مراقبت‌ها، شرایط تقاضای اضافی را مطابق با مدل عرضه‌کنندگان این مراقبت‌ها تعیین می‌نمایند.

نتیجه‌گیری: براساس مدل‌ها و یافته‌های پژوهش می‌توان جهت‌گیری‌های اساسی در سیاست‌گذاری‌ها برای کنترل تقاضای القایی در بازار سلامت کشور را شناسایی نمود.

واژه های کلیدی: تقاضای القایی، عدم تقارن اطلاعات بیماران، بازار مراقبت‌های سلامت، کارگزاری در بخش سلامت

دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۲۸
آخرین اصلاح‌ها: ۱۴۰۰/۰۴/۱۲
پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۳۰

مقدمه

بازار مراقبت‌های سلامت به واسطه بعضی ویژگی‌ها با دیگر بازارها تفاوت دارد و نیازمند بررسی خاص خود می‌باشد. نقض فروض بازار رقابت کامل، کمبود اطلاعات بیماران نسبت به پزشکان، نقش کارگزاری پزشکان به عنوان عرضه‌کننده کالای مراقبت سلامت، نقض حاکمیت مصرف‌کننده در بازار مراقبت‌های سلامت و روش پرداخت بیمه‌های اجتماعی درمان از جمله این ویژگی‌ها می‌باشد؛ بنابراین در صورت وجود تقاضای القایی در بازار مراقبت‌های سلامت، این احتمال وجود دارد که پزشک به منظور افزایش درآمد خود حجم بیشتری از مراقبت‌های سلامت به بیمار توصیه نماید. تقاضای القایی در بازار سلامت به مفهوم ارائه خدمات غیرضروری به بیماران یا دریافت‌کنندگان خدمات مراقبت‌های سلامت از طرف ارائه‌کنندگان خدمات با هدف کسب منفعت و افزایش درآمد می‌باشد (۲،۱).

از میان مطالعات مربوط به بازار مراقبت‌های سلامت، مطالعه رفتار پزشک یا فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت، نقش مهمی دارد. اهمیت مطالعه رفتار فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت از این جهت مهم می‌باشد که به کارگزاری از طرف بیمار، به عنوان تصمیم‌گیرنده نهایی ایفای نقش می‌کند. در مبادلات کالای سلامت، رابطه بین پزشک و بیمار عموماً به صورت رابطه کارگزار-شخص‌اصلی[1] توضیح داده می‌شود. در این رابطه، بیمار به عنوان شخص اصلی پذیرنده توصیه‌های پزشک در تصمیم‌گیری در مورد درمان می‌باشد. در مقابل، یک کارگزار پزشک به عنوان صاحب اصلی اطلاعات، عامل افزایش یا کنترل تقاضا برای بیمار محسوب می‌شود. (۳،۱). از دیدگاه سیاست‌گذاران بخش سلامت، تقاضای القایی معمولاً دو تأثیر عمده در بازار مراقبت سلامت ایجاد می‌کند؛ الف) تقاضای القایی موجب افزایش هزینه‌های بخش سلامت یا فشار بر بودجه عمومی دولت یا بودجه خانوار می‌شود، ب) با توجه به این که منابع ملی به مراقبت‌هایی اختصاص می‌یابد که تعدادی از آن‌ها مزایای قابل‌ملاحظه‌ای برای پزشکان ندارد، ایجاد تقاضای القایی با هدف افزایش درآمد پزشکان موجب انحراف از هزینه‌های سلامت نسبت به هزینه‌ها در وضعیت مطلوب برای مجموع مراقبت‌ها می‌شود (۵،۴). با این حال اختلاف قابل‌توجهی بین محققان مراقبت‌های سلامت در مورد تقاضای القایی وجود دارد. یک موضوع اختلاف، تمرکز بر روی پزشکان است و این‌که آیا آنان به عنوان کارگزار برای بیماران عمل می‌کنند با این که خود به عنوان پزشک معالج، از درمان بیماران درآمد حاصل می‌نمایند و به عنوان عرضه‌کننده مراقبت‌ها، در مقابل بیماران قرار دارند. موضوع دوم این است که بسیاری از بیماران هرگز قادر به تشخیص این موضوع نیستند که اگر مانند پزشکان از اطلاعات کافی برخوردار بودند آیا همچنان همین سطح از مراقبت را تقاضا می‌نمودند یا خیر (۶).

این تصور که عرضه‌کنندگان مراقبت‌های سلامت می‌توانند تقاضا برای خدمات خود ایجاد کنند، به رومر[2] (۱۹۶۱) بازگشت می‌نماید. رومر گفته بود که یک تخت بیمارستانی ایجاد شده همیشه یک تخت اشغال شده است و یک بیمارستان می‌تواند تخت خود را صرف‌نظر از نیاز اساسی بیماران و بدون تقاضای اصولی به اشغال بیماران درآورد (۷).

مطالعات زیادی جهت بررسی تقاضای القایی در بازار مراقبت‌های سلامت انجام شده است. اخوان بهبهانی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود بر روی ارائه‌کنندگان خدمات مراقبت‌های سلامت در ایران، بیشترین علل تقاضای القایی ناشی از عملکرد پزشکان را ناشی از تشویق پزشک به کار بیشتر، آزادی پزشکان در ارائه خدمات مختلف و تجویز بی‌مورد و بیش از حد دارو دانسته‌اند (۸). نتایج پژوهش محبوبی و همکاران (۱۳۸۹) بر روی جانبازان شیمیایی ۲۵ درصد و بالاتر در گیلانغرب نشان داد؛ رایگان بودن خدمات اراده شده در بعضی از افراد به دلیل عدم تقارن اطلاعات این نگرش را ایجاد نموده که هم ارائه‌دهنده خدمات مراقبت‌های سلامت و هم گیرنده خدمات حداکثر استفاده را ببرند (۹). یک مطالعه در نروژ نشان داد پزشکان تولید خود را در پاسخ به افزایش پزشک نسبت به جمعیت، افزایش ندادند. یک مطالعه در استرالیا نشان داد ۱۰ درصد افزایش در تعداد پزشکان عمومی با

1. principle- agent

[1]. Milton I.Romer

افزایش بین ۴/۶ تا ۵/۱ درصد در ارائه مراقبت‌های سلامت همراه بوده است. مطالعات انجام‌شده در ژاپن نتایج مختلفی را نشان دادند. برخی از مطالعات وجود تقاضای القایی غیرضروری از سوی فراهم‌آورنده مراقبت‌های سلامت را در ژاپن نشان دادند، در حالی که در تعدادی دیگر از مطالعات نتیجه گرفته شد که تقاضای القایی وجود ندارد (۱۰).

با توجه به اهمیت مراقبت‌های سلامت و اثرات آن بر شاخص‌های توسعه اقتصادی و توسعه انسانی و نقش آن در رفاه جامعه، بررسی ویژگی‌های خاص بازار مراقبت‌های سلامت از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد. بازار مراقبت‌های سلامت به جهت ویژگی‌های خاص آن با دیگر بازارهای اقتصادی تفاوت‌هایی دارد. نقض فروض بازار رقابت کامل و نقش کارگزاری پزشک، پوشش ساختاری و روش پرداخت بیمه‌های اجتماعی درمان و سودجویی پزشک یا فراهم‌آورنده مراقبت‌های سلامت از جمله این ویژگی‌ها می‌باشد (۱۱،۱۲). با توجه به این تفاوت‌ها و همچنین تنوع بسیار پیچیدگی‌های مراقبت‌های سلامت و آسیبی که نوع غیرضروری این مراقبت‌ها به منابع هزینه‌ای و سلامت جامعه وارد می‌کند، در این پژوهش تلاش می‌شود حجم تقاضای القایی در بازار مراقبت‌های سلامت ایران و عوامل تأثیرگذار بر آن مورد ارزیابی قرار گیرد. در این زمینه سؤال پژوهش این است که: در چه شرایطی پزشک یا فراهم‌آورنده مراقبت‌های سلامت تقاضای بیشتری برای مراقبت‌های سلامت ایجاد می‌کند.

مواد و روش‌ها

برای ارزیابی وضعیت تقاضای القایی، شرایط تعادلی برای تقاضا و عرضه مراقبت‌های سلامت در مجموع ۳۱ استان کشور و در یک دوره ۶ ساله (۱۳۹۳–۱۳۸۸) مورد توجه قرار گرفته است. این مطالعه با استفاده از داده‌های سالانه‌ای[1] سازمان بیمه سلامت ایران (IHIO[2]) در مورد ویزیت‌های سرپایی و پذیرش بیماران بستری و هزینه‌های آن‌ها در ۳۱ استان کشور طی ۶ سال، برای بیمه‌شدگان و ارائه‌دهندگان خدمات مراقبت‌های سلامت، استفاده شده است. در این مطالعه همچنین از داده‌های سالانه آمار اقتصادی مرکز آمار ایران (ISC[3]) که در سالنامه‌های سالانه در پایگاه اینترنتی مرکز آمار ایران صادر می‌شود، در مورد شاخص‌های قیمت خدمات بهداشتی و درمانی برای گروه کالاها و خدمات دیگر و درآمد و هزینه خانوارها در ۳۱ استان در همه مناطق شهری استفاده شده است.

داده‌های مربوط به مراقبت‌های سلامت سرپایی شامل مجموع وزنی ویزیت پزشکان عمومی و متخصص، ویزیت دندانپزشکان، مراجعه به آزمایشگاه‌های پزشکی، مراکز تصویربرداری پزشکی و مراکز توانبخشی در استان‌ها می‌باشد که در گزارش‌های سالی سازمان بیمه سلامت ایران شرح داده شده است. داده‌های مربوط به مراقبت‌های سلامت بستری شامل مجموع وزنی پذیرش در بیمارستان‌ها در استان‌ها و داده‌های مربوط به ظرفیت منابع خدمات بستری شامل مجموع وزنی تخت‌های بیمارستان در هر استان است. همچنین نسبت کل هزینه‌های خدمات سرپایی و بستری با قیمت‌های فعلی به مبالغ مربوطه خدمات، در استان‌ها، به ترتیب میانگین وزنی قیمت یا تمایل به پرداخت هزینه‌های خدمات سرپایی و بستری را تعیین می‌کند. در این مطالعه از روش شاخص قیمت لاسپیرز[4] برای محاسبه شاخص قیمت مراقبت‌های سلامت سرپایی و بستری در ۶ سال (۱۳۹۳–۱۳۸۸) در ۳۱ استان کشور استفاده گردید. شاخص‌های قیمت در گروه کالاها و خدمات دیگر در سالنامه‌های مرکز آمار ایران دارای ویژگی‌های مشابه هستند. این داده‌ها همراه با داده‌های نظرسنجی در مورد درآمد خانوارها در استان‌ها در سالنامه‌های اقتصادی مرکز آمار ایران برای ادامه چارچوب تحلیلی در این مطالعه کافی ارزیابی شده است.

تمامی آمارها از اطلاعات بیمه‌شده‌ها در صندوق‌های کارکنان‌دولت، خویش‌فرمایان و سایر اقشار (شهری) برای مراقبت‌های سلامت سرپایی و بستری به دست آمده است.

[1] با کسب مجوز از دانشکده و مراجعه به کتابخانه سازمان بیمه سلامت ایران

2 Iran Health Insurance Organization

3 Iran Statistical Center

4. laspeyres price index

الگوی استفاده از مراقبت‌های سلامت در مناطق روستایی و بیماران خاص متفاوت از الگوی مراقبت‌های سلامت و هزینه‌های آن با صندوق‌های اشاره شده می‌باشد. در مناطق روستایی و همچنین برای بیماران خاص دولت جهت افزایش دسترسی به مراقبت‌ها با طرح قبلی یک نوع تقاضای القایی ایجاد می‌نماید که سودمند نیز می‌باشد. با توجه به اینکه این مطالعه به دنبال توضیح الگوهای شناسایی تقاضای القایی غیرضروری است، در این پژوهش تنها از اطلاعات مراقبت‌ها و هزینه‌های مربوط به خانوارهای بیمه‌شده در گروه‌هایی استفاده شده است که سازمان بیمه سلامت برای هدف کنترل تقاضای القایی غیرضروری برای آن‌ها هدف‌گذاری می‌نماید.

در این مطالعه ابتدا متغیرهای اصلی تأثیرگذار بر تقاضا و عرضه مراقبت‌های سلامت کشور و همچنین تغییرات در این متغیرها در ۳۱ استان کشور طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۸ توضیح داده شده است. سپس براساس مشاهدات، یک تابع تقاضا برای مصرف‌کننده یا بیمار و یک تابع تقاضای اضافی (عرضه) براساس توصیه‌های ارائه‌دهنده مراقبت‌های سلامت، تعریف شده است. در مرحله ارزیابی، پاسخ به سؤالات پژوهش براساس مدل رگرسیونی داده‌های پانلی در چارچوب مدل خطا- تصحیح با روش معادلات همزمان، محاسبه گردید. در این مطالعه از نرم‌افزارهای Excel و Eviews8 برای تخمین و تحلیل داده‌ها استفاده گردید. در این پژوهش ارزیابی نقش فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت در ایجاد تقاضای القایی براساس تحلیل مدل رگرسیون، شامل دو نوع خدمات مراقبت‌های سلامت سرپایی و بستری می‌باشد. از آنجا که تخمین موردنظر از نوع تخمین داده‌های پانلی[1] هستند، برای تشخیص اینکه کدام یک از دو نوع مدل داده‌های ترکیبی[2] یا مدل با داده‌های پانل مناسب‌تر است، از آزمون F لیمر[3] استفاده گردید. برای این منظور ابتدا داده‌های رگرسیونی در حالت مدل داده‌های ترکیبی، یعنی حالتی که در آن یک عرض از مبدأ مشترک برای همه مقاطع و دوره‌های سالانه وجود دارد، تخمین زده شد. در این حالت فرض می‌شود که همه استان‌ها ساختار یکسان و مشابهی دارند. سپس با استفاده از آزمون F لیمر و آزمون هاسمن[4]، حالت‌های تخمین مدل با داده‌های پانلی با یکی از انواع مدل اثرات ثابت[5] و یا مدل اثرات تصادفی[6]، هر دو در مقایسه با روش تخمین در حالت مدل با داده‌های ترکیبی، آزمون شد. همچنین در این پژوهش نیز به دلیل کم بودن تعداد متغیرها و سال‌های مورد بررسی، آزمون هم‌انباشتگی کائو[7] در نتیجه تخمین انجام شد. این آزمون به منظور تشخیص وجود روند بلندمدت (سالانه) بین متغیرها، معنی‌داری آماری ضرایب را آزمون می‌کند.

در این مدل سؤال پژوهش براساس مدل معادلات همزمان تقاضا و عرضه در بازار مراقبت‌های سلامت سرپایی مورد تحلیل و ارزیابی قرار گرفت. برای حل مدل با استفاده از روش تخمین رگرسیونی پانل دیتا[8] و مدل خطا-تصحیح[9] با روش معادلات هم‌زمان[10]، ضرایب معادلات تقاضا و تقاضای اضافی مدل تخمین زده شد. برای حل مشکل خطای آماری ضرایب نیز از روش متغیر ابزاری[11] استفاده گردید. برای توضیح رابطه مدل معادلات همزمان تقاضا و تقاضای اضافی برای مراقبت‌های سلامت سرپایی، براساس مدل خطا-تصحیح، از رابطه‌های زیر استفاده شد.

1. Panel data
2. Pooled Model
3. F-test Limer
4. Husman Test
5. Fixed effect
6. Random Effect
7. KAO (Engel-Granger Based)
8. Panel data
9. Error-correction models
10. simultaneous equations
11. Instrumental Variable

$$\Delta QOD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta PO_{i,t} + \alpha_2 \Delta PF_{i,t} + \alpha_3 \Delta YF_{i,t} + \alpha_4 * e_{i,t-1}$$ رابطه (۱)

$$\Delta QOS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta PO_{i,t} + \beta_2 \Delta PF_{i,t} + \beta_3 \Delta MO_{i,t} + \beta_4 La_{i,t} + \beta_5 * \varepsilon_{i,t-1}$$ رابطه (۲)

$$QOD_{i,t} = QOS_{i,t} = QO_{i,t}$$

$QOD_{i,t}$	تقاضا برای مراقبت‌های سلامت سرپایی، در هر استان (i) در یک سال (t)
$PO_{i,t}$	شاخص قیمت مراقبت‌های سلامت سرپایی، در هر استان (i) در یک سال (t)
$PF_{i,t}$	شاخص قیمت سایر کالاها و خدمات، در هر استان (i) در یک سال (t)
$YF_{i,t}$	درآمد واقعی خانوارها، در هر استان (i) در یک سال (t)
$MO_{i,t}$	ظرفیت ارائه خدمت فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت سرپایی، در هر استان (i) در یک سال (t)
$La_{i,t}$	حجم نیروی انسانی پزشک برای مراقبت‌های سرپایی، در هر استان (i) در یک سال (t)

در رابطه (۱)، متغیر خطا-تصحیح براساس رابطه زیر توضیح داده می‌شود.

$$e_{i,t-1} = QO_{Di,t-1} - (\delta_0 + \delta_1 PO_{i,t-1} + \delta_2 PF_{i,t-1} + \delta_3 YF_{i,t-1})$$ رابطه (۳)

در این مدل $e_{i,t-1}$ براساس رابطه (۳)، رابطه‌ای برای متغیر خطا-تصحیح و براساس رابطه بلندمدت برای تابع تقاضا تعریف شده است. برای تخمین رابطه (۳) از رابطه‌ای که از نوع مدل کاپ-داگلاس می‌باشد، استفاده گردید.

تابع تقاضای اضافی کوتاه‌مدت از تفاوت حجم واقعی مراقبت‌های سلامت سرپایی و تقاضای تخمین‌زده شده برای مراقبت‌های سلامت سرپایی به دست آمده است. این تقاضای اضافی معادل پسماند[1] از رابطه تقاضای کوتاه‌مدت (۱) می‌باشد. در مرحله دوم با روش تخمین دومرحله‌ای[2] مقدار واقعی تقاضای اضافی براساس پسماندهای تخمین معادله (۱) تعیین شده است. در شرایط وجود تقاضای القایی، تابع تقاضای اضافی به‌صورت یک تابع عرضه در می‌آید که نشان‌دهنده حجم مراقبت‌های سلامت سرپایی اضافی توسط فراهم‌آورندگان این مراقبت‌ها، یا عرضه‌کنندگان، می‌باشد.

تابع تقاضای اضافی، براساس رابطه نشان‌دهنده سطح عرضه مراقبت‌های سلامت سرپایی، به صورت زیر می‌باشد.

$$\Delta (Exod_{i,t}) = \delta_0 + \delta_1 \Delta PO_{i,t} + \delta_2 \Delta PF_{i,t} + \delta_3 \Delta Mo_{i,t} + \delta_4 \Delta La_{i,t} + \delta_5 * \gamma_{i,t}$$ رابطه (۴)

Exod: حجم تقاضای اضافی برای مراقبت‌های سلامت سرپایی

در رابطه (۴)، نیز متغیر خطا-تصحیح براساس رابطه زیر توضیح داده شده است.

$$\gamma_{i,t-1} = Exod_{i,t-1} - (\alpha_0 + \alpha_1 PO_{i,t-1} + \alpha_2 PF_{i,t-1} + \alpha_3 Mo_{i,t-1} + \alpha_4 La_{i,t-1})$$ رابطه (۵)

نتایج تخمین رگرسیونی توابع تقاضا و تقاضای اضافی برای مراقبت‌های سلامت سرپایی، آزمون F، آزمون هاسمن و آزمون کائو در جدول (۱) بیان شده است.

[1]. Residual
[2]. Two-stage

جدول ۱. نتایج تخمین توابع تقاضا و تقاضای اضافی برای مراقبت‌های سلامت سرپایی

نتیجه تخمین تابع تقاضای مراقبت‌های سلامت سرپایی

$$\Delta \text{ Log } QOD_{i,t} = \alpha_1 \Delta \text{ Log } PO_{i,t} + \alpha_2 \Delta \text{ Log } PF_{i,t} + \alpha_3 \Delta \text{ Log } YF_{i,t} + \alpha_{4*} e\ i_{,t-1}$$

روش برآورد	متغیرها	پار امترها	ضرایب	P-value	آماره‌ها
EGLS با وزن دوره، بدون اثرات ثابت، بدون اثرات تصادفی	Δ Log $PO_{i,t}$	α_1	-۰/۵۰۰۱	۰/۰۰۰۱	تعداد مشاهدات: ۳۸۴۴ R^2= ۰/۹۹
	Δ Log $PF_{i,t}$	α_2	۰/۳۷۱۹	۰/۰۰۰۱	دوره: ۱۳۹۳-۱۳۸۸ D-W= ۱/۹۷
	Δ Log $YF_{i,t}$	α_3	۰/۱۲۹۱	۰/۰۰۰۱	آزمون با اثرات ثابت:
	$e\ i_{,t-1}$	α_4	-۰/۲۶۶۲	۰/۰۰۰۱	F test= ۰/۰ p-value= ۱
					آزمون با اثرات تصادفی:
					Cross-section Random=۰/۰ p-value=۱
					آزمون هم انباشتگی کائو (KAO):
					Kao ADF= ۶/۸۸ p-value=۰/۰

نتیجه تخمین تابع تقاضای اضافی برای مراقبت‌های سلامت سرپایی

$$\Delta (Exod_{i,t}) = \delta_0 + \delta_1 \Delta \log PO_{i,t} + \delta_2 \Delta \log PF_{i,t} + \delta_3 \Delta \log Mo_{i,t} + \delta_{4*} \gamma_{i,t-1}$$

روش برآورد	متغیرها	پارام ترها	ضرایب	P-value	آماره‌ها
EGLS با وزن دوره، بدون اثرات ثابت، بدون اثرات تصادفی	Δ Log $P_{O\ i,t}$	δ_1	۰/۵۷۸۰	۰/۰۰۰۱	تعداد مشاهدات: ۱۹۲۲ R^2= ۰/۸۸
	$\Delta \log PF_{i,t}$	δ_2	-۰/۵۵۲۰	۰/۰۰۰۱	
	Δ Log $Mo_{i,}$	δ_3	۰/۵۰۶۰	۰/۰۰۰۱	دوره: ۱۳۹۳-۱۳۸۸ D-W= ۱/۸۷
	$\gamma_{i,t-1}$	δ_4	-۰/۳۲۸۰	۰/۰۰۰۱	

براساس ضرایب تخمین در جدول ۱ ضریب تعیین[1] (R^2) در معادله تقاضا و تقاضای تخمین زده شده به ترتیب حدود ۰/۹۹ و ۰/۸۸ است و نشان می‌دهد که درصد بالایی از تغییرات متغیر وابسته که تقاضا و تقاضای اضافی برای مراقبت‌های سلامت سرپایی ایجاد می‌کند، به وسیله متغیرهای توضیحی، توضیح داده می‌شود. تمام متغیرها در سطح معنی‌داری ۱ درصد قرار دارند. آماره دوربین واتسون[2] در معادله تقاضا و تقاضای اضافی به ترتیب حدود ۱/۹۷ و ۱/۸۷ می‌باشد که عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندهای تخمین را نشان می‌دهد. علامت‌های مثبت و منفی برای همه متغیرها در معادلات تخمین زده شده برای توابع تقاضا و تقاضای اضافی درسطح معنی‌دار۱ درصد مطابق با توابع تقاضا و عرضه به دست آمده است.

نتایج آزمون F و کای- دو، فرضیه مدل اثرات ثابت در مقابل داده‌های ترکیبی را رد می‌کند. از آنجا که p-value به‌دست آمده در هر دو آزمون F و کای-دو بزرگتر از ۵ درصد و برابر یک است، فرضیه H0 مبنی بر تخمین مدل به صورت مدل داده‌های ترکیبی پذیرفته می‌شود؛ بنابراین تخمین مدل به صورت مدل داده‌های ترکیبی صحیح است. همچنین آزمون هاسمن نشان می‌دهد که برای تخمین مدل با داده‌های پانل، بین دو حالت با اثرات ثابت و اثرات

[1]. R- squared
[2]. Durbin–Watson statistic

تصادفی، یا حالاتی که در آن‌ها عرض از مبدأها در بین مقاطع متغیر است اما در طول زمان ثابت است (اثرات ثابت) و حالتی که عرض از مبدأ بین مقاطع ثابت است اما در طول زمان تغییر می‌کند، (اثرات تصادفی)، مدل مناسب چگونه انتخاب می‌شود.

طبق نتایج آزمون و با توجه به آزمون ADF و احتمال مربوط به آن می‌توان وجود هم‌انباشتگی در مدل را پذیرفت؛ به عبارت دیگر فرضیه H0 که بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی است رد می‌شود؛ بنابراین می‌توان گفت که بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل یک رابطه بلندمدت وجود دارد.

ارزیابی نقش پزشک یا فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت بستری در ایجاد تقاضای القایی

ارزیابی بخش دوم سؤال پژوهش براساس مدل معادلات همزمان تقاضا و تقاضای اضافی در بازار مراقبت‌های سلامت بستری مورد تحلیل و ارزیابی قرار گرفت. برای حل مدل با استفاده از روش تخمین رگرسیونی پانل دیتا و مدل خطا-تصحیح با روش معادلات هم‌زمان، ضرایب معادلات تقاضا و تقاضای اضافی تخمین زده شد. برای توضیح رابطه مدل معادلات همزمان تقاضا و تقاضای اضافی براساس مدل خطا-تصحیح، از رابطه‌های زیر استفاده گردید.

رابطه (۶)

$$\Delta QiD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Pi_{i,t} + \alpha_{02} \Delta PF_{i,t} + \alpha_3 \Delta YF_{i,t} + \alpha_4 * e_{i,t-1}$$

رابطه (۷)

$$\Delta QiS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Pi_{i,t} + \beta_2 \Delta PF_{i,t} + \beta_3 \Delta Ba_{i,t} + \beta_4 \Delta La1_{i,t} + \beta_5 * \varepsilon_{i,t-1}$$

$$QiD_{i,t} = QiS_{i,t} = Q_{i,t}$$

تقاضا برای مراقبت‌های سلامت بستری، در هر استان (i) در یک سال (t)	$QiD_{i,t}$
شاخص قیمت مراقبت‌های سلامت بستری، در هر استان (i) در یک سال (t)	$pi_{i,t}$
شاخص قیمت سایر کالاها و خدمات، در هر استان (i) در یک سال (t)	$PF_{I,t}$
درآمد واقعی خانوارها، در هر استان (i) در یک سال (t)	$YF_{i,t}$
ظرفیت تعداد تخت فعال به ازای ۱۰۰۰ خانوار، در هر استان (i) در یک سال (t)	$Ba_{i,t}$
ظرفیت تعداد تخت اسمی به ازای ۱۰۰۰ خانوار، در هر استان (i) در یک سال (t)	$Bn_{i,t}$
حجم نیروی انسانی پزشک متخصص برای مراقبت‌های بستری، در هر استان (i) در یک سال (t)	$La1_{i,t}$

در رابطه (۶)، متغیر خطا-تصحیح براساس رابطه زیر توضیح داده می‌شود.

رابطه (۸)

$$e_{i,t-1} = QiD_{i,t-1} - (\delta_0 + \delta_1 Pi_{i,t-1} + \delta_2 PF_{i,t-1} + \delta_3 YF_{i,t-1})$$

در این مدل ei,t-1 براساس رابطه (۸)، رابطه‌ای برای متغیر خطا-تصحیح و براساس رابطه بلندمدت برای تابع تقاضا تعریف می‌شود. برای تخمین رابطه (۸) از رابطه‌ای که از نوع مدل کاپ-داگلاس می‌باشد، استفاده می‌شود.

تابع تقاضای اضافی کوتاه‌مدت از تفاوت حجم واقعی مراقبت‌های سلامت بستری و تقاضای تخمین‌زده شده برای مراقبت‌های سلامت بستری به دست می‌آید. این تقاضای اضافی معادل پسماند از رابطه تقاضای کوتاه‌مدت (۷) می‌باشد. در مرحله دوم با روش تخمین دومرحله‌ای مقدار واقعی تقاضای اضافی براساس پسماندهای تخمین معادله (۷) تعیین می‌شود. در شرایط وجود تقاضای القایی، تابع تقاضای اضافی به‌صورت یک تابع عرضه در می‌آید که نشان‌دهنده حجم مراقبت‌های سلامت سرپایی اضافی

توسط فراهم‌آورندگان این مراقبت‌ها، یا عرضه‌کنندگان، می‌باشد.

تابع تقاضای اضافی، براساس رابطه نشان‌دهنده سطح عرضه مراقبت‌های سلامت بستری، به صورت زیر می‌باشد.

تخمین رابطه (۹) براساس مدل خطا-تصحیح صورت می‌پذیرد که در آن متغیر نشان‌دهنده خطا از رابطه بلندمدت (۹)، به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\gamma_{i,t-1}=Exid_{i,t-1}-(\alpha+\alpha_1 Pi_{i,t-1}+\alpha_2 PF_{i,t-1}+\alpha_3 Mo_{i,t-1}+\alpha_4 La1_{i,t-1}) \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

حال با این توضیحات، نتایج تخمین روابط رگرسیونی (۷) و (۹) در جدول زیر بیان شده است.

جدول (۲) نتایج تخمین توابع تقاضا و تقاضای اضافی برای مراقبت‌های سلامت بستری

نتیجه تخمین تابع تقاضای مراقبت‌های سلامت بستری

$$\Delta QiD_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1\Delta \text{ Log } Pi_{i,t}+\alpha_2\Delta \text{ Log } PF_{i,t}+\alpha_3\Delta \text{ Log} YF_{i,t}+\alpha_4 e_{i,t-1}$$

آماره‌ها		P-value	ضرایب	پارامترها	متغیرها	روش برآورد
تعداد مشاهدات: ۳۸۴۴	R^2= ۰/۹۹	۰/۰۰۰۱	۰/۳۷۸۰ –	α_1	Δ Log $Pi_{i,t}$	EGLS با وزن دوره، بدون اثرات ثابت، بدون اثرات تصادفی
دوره: ۱۳۹۳-۱۳۸۸	D-W= ۲/۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۳۹۳۹	α_2	Δ Log $PF_{i,t}$	
آزمون با اثرات ثابت:		۰/۰۰۰۱	۰/۱۰۱۳	α_3	Δ Log $YF_{i,t}$	
F test= ۰/۰	p-value= ۱	۰/۰۰۰۱	-۰/۱۷۱۹	α_4	e $i_{,t-1}$	
آزمون با اثرات تصادفی:						
Cross-section Random=۰/۰ p-value=۱						
آزمون هم انباشتگی کائو (KAO):						
Kao ADF=۵/۰۳۹۴	p-value=۰/۰					

نتیجه تخمین تابع تقاضای اضافی برای مراقبت‌های سلامت بستری

$$\Delta (Exid_{i,t})=\delta_0+\delta_1\Delta Pi_{i,t}+\delta_2\Delta PF_{i,t}+\delta_3\Delta Ba_{i,t}+\delta_4\gamma_{i,t}$$

آماره‌ها		P-value	ضرایب	پارامترها	متغیرها	روش برآورد
تعداد مشاهدات: ۱۹۲۲	R^2= ۰/۹۹	۰/۰۰۰۱	۰/۳۱۶۴	δ_1	Δ Log $P_{O\ i,t}$	EGLS با وزن دوره، بدون اثرات ثابت، بدون اثرات تصادفی

طبق نتایج جدول (۲)، ضریب تعیین (R2) در معادلات تقاضا و تقاضای اضافی تخمین زده شده حدود ۰/۹۹ و نزدیک به یک است و نشان می‌دهد که درصد بالایی از تغییرات متغیر وابسته که تقاضا و تقاضای القایی برای مراقبت‌های سلامت بستری ایجاد می‌کنند به وسیله متغیرهای توضیحی، توضیح داده می‌شود. تمام متغیرها در سطح معنی‌داری ۱ درصد قرار دارند. آماره دوربین-واتسون به ترتیب برای تابع تقاضا و تابع تقاضای اضافی حدود ۱/۹۷ و ۲/۱۱ است و عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندهای تخمین را نشان می‌دهد. علامت‌های مثبت و منفی برای همه متغیرها در معادلات تخمین زده شده برای توابع تقاضا و تقاضای اضافی درسطح معنی‌دار ۱ درصد مطابق با توابع تقاضا و عرضه به دست آمده است.

بر اساس آزمون F برای مقایسه مدل با داده‌های ترکیبی و مدل با داده‌های پانل، نتیجه می‌شود که مدل تخمینی با داده‌های ترکیبی صحیح است. براساس آزمون هاسمن، مشاهده می‌شود بین مدل پانل با اثرات ثابت و مدل با اثرات تصادفی، تفاوتی نمی‌باشد. طبق نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو، فرضیه مقابل H0 مبنی بر وجود هم‌انباشتگی در مدل پذیرفته می‌شود؛ بنابراین می‌توان گفت که بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل یک رابطه بلندمدت وجود دارد.

نتایج

در این پژوهش ارزیابی نقش پزشک در ایجاد تقاضای القایی با تخمین روابط رگرسیونی توابع تقاضا و تقاضای اضافی برای مراقبت‌های سلامت در دو گروه مراقبت‌های سلامت سرپایی و بستری بررسی شد. با تخمین این روابط در چارچوب مدل معادلات همزمان و تخمین به دست آوردن ضرایب کشش متغیرها، فرضیه وجود تقاضای القایی در بازار مراقبت‌های سلامت تأیید شد. نتیجه به دست آمده برای تخمین توابع تقاضا و تقاضای اضافی مراقبت‌های سلامت سرپایی و بستری در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۸، به ترتیب در جداول (۳) و (۴) نشان داده شده است.

جدول ۳. نتیجه تخمین ضرایب کشش توابع تقاضا و تقاضای اضافی مراقبت‌های سلامت سرپایی در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۸

متغیرهای توابع تقاضا و تقاضای اضافی	ضرایب کشش در توابع تقاضا و تقاضای اضافی
متغیرهای تابع تقاضا	
-شاخص قیمت مراقبت‌های سلامت سرپایی (Po)	**-۰/۵۰۰۲**
-شاخص قیمت سایر کالاها غیر از کالای سلامت (Pf)	**۰/۳۷۱۹**
-شاخص درآمد واقعی خانوار (Yf)	**۰/۱۲۹۱**
-ضریب متغیر خطا- تصحیح (δ)	**-۰/۲۶۶۲**
متغیرهای تابع تقاضای اضافی مراقبت‌های سلامت سرپایی	
-شاخص قیمت کالای مراقبت‌های سلامت سرپایی (po)	**۰/۵۷۷۶**
-شاخص قیمت سایر کالاها غیر از کالای سلامت (Pf)	**-/۵۵۲۰**
-ظرفیت فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت سرپایی (Mo)	**۰/۵۰۵۸**
-ضریب متغیر خطا- تصحیح (δ)	**-۰/۳۲۷۶**

براساس یافته‌های جدول (۳) برای تابع تقاضای اضافی، نتایجی مطابق با تابع عرضه برای مراقبت‌های سلامت سرپایی به شرح زیر حاصل شده است.

- ضریب کشش شاخص قیمت کالای مراقبت‌های سلامت سرپایی (po) در کوتاه‌مدت مثبت و حدود ۰/۵۸ است.
- ضریب کشش شاخص قیمت سایر کالاها غیر از کالای سلامت (Pf) در کوتاه‌مدت منفی و حدود ۰/۵۵ می‌باشد.
- ظرفیت فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت

سرپایی (Mo) در کوتاه‌مدت مثبت و حدود ۰/۵۱ می‌باشد.

- ضریب متغیر خطا- تصحیح[illegible] نشان می‌دهد حدود ۰/۳۳ خطای تخمین در کوتاه‌مدت با رابطه بلندمدت توضیح داده می‌شود.

با توجه به نتایج نشان داده شده در جدول (۳)، تقاضای اضافی مطابق با تأثیر متغیرها در تابع عرضه مراقبت‌های سلامت سرپایی توضیح داده می‌شود؛ بنابراین وجود فرضیه تقاضای القایی از طرف پزشک یا فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت سرپایی تأیید می‌شود. براساس جدول (۳)، سه عامل مهم در ایجاد تقاضای القایی در بازار مراقبت‌های سلامت سرپایی عبارتند از:

۱. با افزایش متوسط قیمت هر یک از مراقبت‌های سلامت سرپایی، درآمد پزشک به ازای هر واحد تقاضای اضافی افزایش می‌یابد.

۲. با افزایش متوسط قیمت سایر کالاها غیر از کالای سلامت، فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت سرپایی با سنجش صرفه اقتصادی بیشتر از عرضه بیشتر سایر کالاها، عرضه مراقبت‌های سلامت سرپایی را کاهش می‌دهند؛ بنابراین تقاضای اضافی مطابق با صرفه اقتصادی آن برای فراهم‌آورندگان یا عرضه‌کنندگان مراقبت‌های سلامت ایجاد می‌شود.

۳. با افزایش ظرفیت ارائه خدمت توسط فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت سرپایی تقاضای اضافی ایجاد می‌شود. این نحوه ایجاد تقاضای القایی برای سیاست‌گذاران در بخش سلامت و توسعه سطح مراقبت‌ها و شاخص‌های سلامت مناسب تشخیص داده شده است.

همچنین در تابع تقاضای اضافی برای مراقبت‌های سلامت سرپایی، رابطه‌ای از نوع تابع عرضه در بلندمدت می‌تواند بخشی از تقاضای اضافی که در رابطه کوتاه‌مدت بدون پاسخ مانده است، توضیح دهد.

طبق یافته‌های جدول (۳)، می‌توان نتیجه گرفت که تابع تقاضای اضافی در بازار مراقبت‌های سلامت سرپایی با ویژگی تابع عرضه تعیین می‌شود که نشان‌دهنده آن است که تقاضای اضافی در بازار مراقبت‌های سلامت سرپایی با رفتار فراهم‌آورندگان مراقبت‌ها تعیین می‌شود. این موضوع به معنی تأیید وجود تقاضای القایی از سوی فراهم‌آورندگان مراقبت‌ها در بازار مراقبت‌های سلامت سرپایی می‌باشد.

نتیجه به دست آمده برای تخمین توابع تقاضا و تقاضای اضافی مراقبت‌های سلامت بستری در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۸ در جدول زیر نشان داده شده است.

جدول (۴) نتیجه تخمین ضرایب کشش توابع تقاضا و تقاضای اضافی مراقبت‌های سلامت بستری در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۸

متغیرهای توابع تقاضا و تقاضای اضافی	ضرایب کشش در توابع تقاضا و تقاضای اضافی
متغیرهای تابع تقاضا	
-شاخص قیمت مراقبت‌های سلامت بستری (Pi)	**-۰/۳۷۸۰**
-شاخص قیمت سایرکالاها غیر از کالای سلامت (Pf)	**۰/۳۹۳۹**
-شاخص درآمد واقعی خانوار (Yf)	**۰/۱۰۱۳**
-ضریب متغیر خطا- تصحیح (δ)	**-۰/۱۷۱۹**
متغیرهای تابع تقاضای اضافی	
-شاخص قیمت کالای مراقبت‌های سلامت بستری (pi)	**۰/۳۹۷۹**
-شاخص قیمت سایرکالاها غیر از کالای سلامت (Pf)	**-۰/۵۱۵۴**
-ظرفیت فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت بستری (Ba)	**۰/۶۶۲۷**
-ضریب متغیر خطا- تصحیح (δ)	**-۰/۳۲۰۸**

براساس یافته‌های جدول (۴) برای تابع تقاضای اضافی، نتایجی مطابق با تابع عرضه برای مراقبت‌های سلامت سرپایی به شرح زیر حاصل شده است.

- ضریب کشش شاخص قیمت کالای مراقبت‌های سلامت سرپایی (Pi) در کوتاه‌مدت مثبت و حدود ۴۰ درصد است.

– ضریب کشش شاخص قیمت سایر کالاها غیر از کالای سلامت (Pf) در کوتاه‌مدت منفی و حدود ۵۲ درصد می‌باشد.

– ظرفیت تعداد تخت فعال بستری (Ba)، در کوتاه‌مدت مثبت و حدود ۶۶ درصد می‌باشد.

– ضریب متغیر خطا–تصحیح، δ نشان می‌دهد حدود ۳۲ درصد خطای تخمین در کوتاه‌مدت با رابطه بلندمدت توضیح داده می‌شود.

با توجه به نتایج نشان داده شده در جدول (۴)، تقاضای اضافی مطابق با تأثیر متغیرها در تابع عرضه مراقبت‌های سلامت بستری توضیح داده می‌شود؛ بنابراین وجود فرضیه تقاضای القایی از طرف پزشک یا فراهم‌آورنده مراقبت‌های سلامت بستری تأیید می‌شود. براساس جدول (۴)، سه عامل مهم در ایجاد تقاضای القایی در بازار مراقبت‌های سلامت بستری عبارتند از:

۱. با افزایش متوسط قیمت هر یک از مراقبت‌های سلامت بستری، درآمد پزشک به ازای هر واحد تقاضای اضافی افزایش می‌یابد.

۲. با افزایش متوسط قیمت سایر کالاها غیر از کالای سلامت، فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت بستری با سنجش صرفه اقتصادی بیشتر از عرضه بیشتر سایر کالاها، عرضه مراقبت‌های سلامت بستری را کاهش می‌دهد؛ بنابراین تقاضای اضافی مطابق با صرفه اقتصادی آن برای فراهم‌آورندگان یا عرضه‌کنندگان مراقبت‌های سلامت ایجاد می‌شود.

۳. با افزایش ظرفیت تخت فعال بستری تقاضای اضافی ایجاد می‌شود. این نحوه ایجاد تقاضای القایی برای سیاستگذاران بخش سلامت و توسعه سطح مراقبت‌ها و شاخص‌های سلامت مناسب تشخیص داده شده است.

همچنین در تابع تقاضای اضافی برای مراقبت‌های سلامت بستری، رابطه‌ای از نوع تابع عرضه در بلندمدت می‌تواند بخشی از تقاضای اضافی که در رابطه کوتاه‌مدت بدون پاسخ مانده است، توضیح دهد.

بر اساس یافته‌های جدول (۴) می‌توان نتیجه گرفت که تابع تقاضای اضافی در بازار مراقبت‌های سلامت بستری با ویژگی تابع عرضه تعیین می‌شود که نشان‌دهنده آن است که تقاضای اضافی در بازار مراقبت‌های سلامت بستری با رفتار فراهم‌آورندگان این مراقبت‌ها تعیین می‌شود. این موضوع به معنی تأیید وجود تقاضای القایی از سوی فراهم‌آورندگان این مراقبت‌ها در بازار مراقبت‌های سلامت بستری می‌باشد.

بحث

در این مطالعه در پاسخ به سؤال پژوهش، برای ارزیابی نقش فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت در ایجاد تقاضای القایی، در دو بخش سرپایی و بستری در ۳۱ استان کشور طی سال‌های ۱۳۹۳–۱۳۸۸، فرضیه موردنظر این بود که تقاضای اضافی در بازار مراقبت‌های سلامت براساس رفتار فراهم‌آورندگان این مراقبت‌ها تعیین می‌شود. برای تأیید این فرضیه، ابتدا از رابطه توضیح‌دهنده تقاضا براساس متغیرهای توضیحی استاندارد در این رابطه، شامل قیمت بازاری مراقبت‌های سلامت، قیمت سایر کالاها و درآمد واقعی خانوار، سطح تقاضای تخمینی برآورد گردید. سپس براساس رابطه بین متغیر تقاضای اضافی به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای شاخص قیمت کالای مراقبت‌های سلامت، شاخص قیمت سایر کالاها و ظرفیت ارائه خدمات مراقبت‌های سلامت به عنوان متغیرهای توضیحی در تابع تقاضای اضافی، در دو بخش مراقبت‌های سلامت سرپایی و بستری، براساس مدل رگرسیونی خطا–تصحیح (ECM) و با روش معادلات همزمان، رابطه تقاضای اضافی تخمین زده شد. در مدل رگرسیونی خطا–تصحیح، رابطه تأثیر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته به صورت رابطه‌های کوتاه‌مدت و متغیر خطا–تصحیح برای توضیح رابطه بین متغیرها براساس روند بلندمدت از یکدیگر تفکیک گردید. با توجه به این تفکیک بین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت در ادامه از نتیجه تخمین توابع تقاضای اضافی مراقبت‌های سلامت سرپایی و بستری،

ضرایب کشش متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به دست آمد. با تخمین این روابط در چارچوب مدل معادلات همزمان و تخمین به دست آوردن ضرایب کشش متغیرها، فرضیه وجود تقاضای القایی در بازار مراقبت‌های سلامت تأیید شد. همچنین در این پژوهش برای اولین بار مجموعه‌ای از شاخص‌های نشان دهنده تقاضای القایی در بازار مراقبت‌های سلامت ایران، به طور کمی ارائه گردید.

نتایج مطالعه نشان داد، تقاضای القایی در بازار مراقبت‌های سلامت سرپایی و بستری با رفتار فراهم‌آورندگان این مراقبت‌ها و عدم تقارن اطلاعات بیمار نسبت به پزشک تعیین می‌شود. این موضوع به معنی تأیید وجود تقاضای القایی از سوی فراهم‌آورندگان این مراقبت‌ها در بازار مراقبت‌های سلامت سرپایی و بستری می‌باشد. نتایج مطالعات کیوان آرا و همکاران (۲۰۱۳)، سکی موتو[1] و همکاران (۲۰۱۵)، پناهی و همکاران (۲۰۱۵)، بُگ[2] و همکاران (۲۰۱۶)، یودا[3] (۲۰۱۳) و قطعیت وجود تقاضای القایی پزشکان را تأیید و بیان می‌کنند که در صورت وجود اطلاعات نامتقارن، پزشک قادر خواهد بود که ارزیابی بیمار از مراقبت‌های پزشکی را تحت تأثیر قرار دهد (۱۴,۱۳,۱۱,۱۰,۵).

از دیگر یافته‌های این مطالعه، ایجاد تقاضای القایی مطابق با صرفه اقتصادی آن برای فراهم‌آورندگان یا عرضه‌کنندگان مراقبت‌های سلامت سرپایی و بستری می‌باشد که مطابق با دیگر مطالعات انجام شده توسط انصاری و همکاران (۱۳۹۷)، کایزر[4] و همکاران (۲۰۱۳) و شیجی یوکا[5] و همکاران (۲۰۱۴) که در حیطه اقتصادی به نقش پزشکان و تأثیر میزان و نحوه پرداخت به ارائه‌دهندگان خدمت به عنوان عوامل مؤثر بر تقاضای القایی پرداخته و آن را مرتبط دانسته اند (۱۷,۱۶,۱۵).

همچنین طبق یافته‌های این مطالعه افزایش ظرفیت ارائه خدمت توسط فراهم‌آورندگان مراقبت‌های سلامت و افزایش ظرفیت تخت فعال، تقاضای القایی ایجاد می‌کند. نتایج مطالعات محمدشاهی و همکاران (۲۰۱۹)، گلخندان (۲۰۱۷)، میدا[6] و همکاران (۲۰۱۶)، شین[7] و همکاران (۲۰۱۴)، آندراده[8] و همکاران (۲۰۱۱)، ورهرامی (۲۰۱۰) و شِمنز[9] (۲۰۰۷) با افزایش خدمات بیمارستانی و سرپایی، افزایش تعداد سرانه پزشکان و افزایش تعداد تخت‌های بستری فعال به عنوان عوامل مؤثر بر تقاضای القایی معرفی شده‌اند (۱۸،۱۹،۲۰،۲۱،۲۲،۲۳،۲۴).

در مرور منابع داخلی و خارجی مطالعه‌ای با این وسعت و این مدل برای تعیین عوامل تقاضای القایی در بازار مراقبت‌های سلامت یافت نشد که خود نشان دهنده جدید بودن و قابل تعمیم بودن آن در بازار مراقبت‌های نظام سلامت در ایران می‌باشد.

نتیجه‌گیری

با جمع‌بندی یافته‌های مطالعه به این نتیجه می‌رسیم که پزشکان دو نوع خدمت ارائه می‌دهند که یکی از آن‌ها ارائه اطلاعات پزشکی موردنیاز بیماران در هر شرایط بوده و دیگری خدمات بالینی است. به دلیل فقدان دانش کافی بیمار جهت تشخیص یک وضعیت پزشکی و انتخاب دوره درمانی مناسب، پزشکان هم توصیه‌کننده و هم ارائه‌کننده خدمات مراقبت‌های سلامت به‌حساب می‌آیند. مرتبط بودن ارائه خدمات مراقبت‌های سلامت با منافع پزشکان، این امکان را ایجاد می‌نماید که آنان را به سمت ارائه خدمات بیشتر و پرهزینه‌تری سوق دهد که هیچ‌یک از پیامدهای سلامت یا رفاه بیمار را ارتقا نمی‌دهد. همچنین به دلیل گستردگی عوامل مؤثر بر تقاضای القایی در بازار مراقبت‌های سلامت ایران شناسایی و جلوگیری از آن‌ها پیچیدگی خاصی دارد که کمک برنامه ریزان سلامت کشور

1. Miho Sekimoto
2. Lennart Bogg
3. Michio Yuda
4. Boris Kaiser
5. Hitoshi Shigeoka
6. Toshiki Maeda
5. Hyunwoung shin
8 Edson de Oliveira Andrade
9. Catherine Schaumans

را طلب می‌کند. هر چند در سیاست‌های کلی سلامت و برنامه‌های توسعه اقتصادی قوانینی وجود دارد که به کنترل تقاضای القایی کمک می‌کند اما این موارد کامل نیست.

بر اساس نتایج این تحقیق مهمترین راه جلوگیری از تقاضای القایی توسط پزشکان، افزایش اطلاعات بیماران در مورد مراقبت‌های سلامت در جهت کاهش عدم تقارن اطلاعات بین بیمار و پزشک می‌باشد. همچنین نظام پرداخت نیز می‌تواند بر انگیزه و رفتار پزشکان تأثیر داشته باشد؛ بنابراین، برای جلوگیری از افزایش غیرضروری سرانه مخارج سلامت و استفاده مناسب از منابع مالی جهت بهبود وضعیت سلامت، تجدیدنظر در پرداخت حقوق پزشکان می‌تواند راه‌حل مناسبی باشد. هم‌چنین، باید خط‌مشی‌های مناسب برای تغییرات ساختاری با تمرکز بر تغییر اطلاعات و نگرش مردم با استفاده از رسانه‌های همگانی و نهادینه کردن فرهنگ خود مراقبتی و ارتقای سواد سلامت جامعه در تمام سطوح آموزش کشور اعم از مردم، پزشکان، سازمان‌های بیمه‌گر و کلیه ذی‌نفعان در بخش سلامت کشور تصویب و ابلاغ شود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

منابع

1. Getzen TE, editor. Health economics: fundamentals and flow of funds. 2nd ed. New York: Wiley; 2004.
2. Amir Esmaili1 M, Fatahpour A, Barooni M, Rafiee N. Reasons of induced demand in delivering services to the insured by health insurance: a case study in esfahan, 2013. Journal of Knowledge & Health 2017; 12(1): 1-7.
3. Abdoli Gh, Varharami V. The role of asymmetric information in induced demands: a case study of medical services. Journal of Health Administration 2011; 14(43): 37-42.
4. Bickerdyke I, Dolamore R, Monday I, Preston R, editors. Supplier-induced demand for medical services. Canberra: Productivity Commission Staff Working Paper 2002.
5. Keyvanara M, Karimi S, Khorasani E, Jafarian jazi M. Challenges resulting from healthcare induced demand: a qualitative study. Health Information Management Journal 2013; 10(4): 538- 48.
6. Carlsen F, Grytten J. Consumer satisfaction and supplier induced demand. Journal of Health Economics 2000; 19(5): 731-53.
7. Dranove D, Wehner P. Physician-induced demand for childbirths. Journal of Health Economics 1994; 13(1):61-73.
8. Akhavan Behbahani A, Esmaili I. Supplier-induced demand (sid) for medical services by Iranian physicians (policymaking and controlling). Majlis & Rahbord 2019; 25(96): 321-43.
9. Mahbobi M, Ojaghi Sh, Ghiasi M, Afkar A. Supplemental insurances and induced demand in chemical veterans. Iranian Journal of War and Public Health 2010; 2(4): 18-22.
10. Sekimoto M, Ii M. Supplier-induced demand for chronic disease care in Japan: multilevel analysis of the association between physician density and physician-patient encounter frequency. Value in Health Regional Issues 2015; (6): 103-10.
11. Panahi H, Salmani B, Nasibparast S. Inductive Effect of Physicians Number and Hospital Bed on Health

Expenditures in Iran. Applied Theories of Economics 2015; 2(2): 25-42.

12. Keyvanara M, Karimi S, Khorasani E. Perception of Experts Managers and Experts about Concept of "Induced Demand for Healthcare" in Isfahan [dissertation]. Isfahan: Isfahan University 2013.

13. Bogg L, Diwan V, Vora KS, DeCosta A. Impact of Alternative Maternal Demand-Side Financial Support Programs in India on the Caesarean Section Rates: Indications of Supplier-Induced Demand. Maternal and Child Health Journal 2016; 20(1):11-15.

14. Yuda M. Medical fee reforms, changes in medical supply densities, and supplier-induced demand: Empirical evidence from Japan. Hitotsubashi Journal of Economics 2013; 54(1): 79-93.

15. Ansari B, Hoseini M, Bahadori M. Determinats of reduction of induced demand inselected hospitals that affiliated with iums in 2017; a qualitative study on provider's view. Nursing and Midwifery Journal 2018; 16(6): 389-402.

16. Kaiser B, Schmid C, editors. Does Physician Dispensing Increase Drug Expenditures. Switzerland: Universitat Bern 2013.

17. Shigeoka H, Fushimi K. Supplier-induced demand for newborn treatment: evidence from japan. Journal of Health Economics 2014; 35: 162-78.

18. Mohammadshahi M, Yazdani S, Olyaeemanesh A, Akbari Sari A, Yaseri M, Emamgholipour Sefiddashti S. A scoping review of components of physicianinduced demand for designing a conceptual framework. Journal of Preventive Medicine & Public Health 2019; 52(2): 72-81.

19. Golkhandan A, Fatholahi E. Offering and testing a model to explain the physician induced demand in Iran. Journal of Healthcare Management 2017; 7(4): 29-40.

20. Maeda T, Babazono A, Nishi T, Yasui M, HaranoY. Investigation of the existence of supplierinduced demand in use of gastrostomy among older adults: a retrospective cohort study. Medicine (Baltimore) 2016; 95(5): e2519.

21. Shin H, Yoon J, Noh Y, Yeo JY. The Impact of Supplier Induced Demand on Increase in Medical Aid Expenditure. Health Policy and Management 2014; 24(1):13-23.

22. Andrade E, de Andrade EN, Gallo JH. Case study of supply induced demand: the case of provision of imaging scans (computed tomography and magnetic resonance) at unimed-manaus. Revista da Associação Médica Brasilleira 2011; 57(2): 138-43.

23. Varharami V. A Survey of Physician Induced- Demand. Semi- Annuaily Journal of Healtcare Management 2010; 2(1&2): 37-42.

24. Schaumans C. Supplier inducement in the Belgian primary care market. http:// dx.doi.org/10.2139/ssrn.1021957.