

پیش‌بینی عرضه و تقاضای پزشکان شاغل در دانشگاه‌های علوم پزشکی ایران

مهدی شهرکی، سیمین قادری

چکیده

زمینه و هدف: پزشکان به‌عنوان منابع و سرمایه‌های انسانی یکی از اجزای اصلی ارائه خدمات سلامت هستند. عدم تعادل عرضه و تقاضای آن‌ها به‌طور مستقیم بر وضعیت سلامت و اقتصاد جامعه تأثیرگذار است؛ بنابراین هدف این مطالعه، برآورد و پیش‌بینی عرضه و تقاضای پزشکان شاغل در دانشگاه‌های علوم پزشکی ایران است.

روش بررسی: مطالعه‌ی توصیفی-تحلیلی کاربردی حاضر در سطح ملی برای ایران و در سال‌های ۹۶-۱۳۷۰ انجام شد. جامعه آماری، پزشکان شاغل در دانشگاه‌های علوم پزشکی ایران بود. برای برآورد و پیش‌بینی عرضه‌ی پزشک از روش خود رگرسیون میانگین متحرک انباشته و برای تقاضای پزشک از روش اقتصادسنجی تصحیح خطای برداری استفاده شد. داده‌ها از نوع سری زمانی سالانه بودند که از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران و پایگاه داده‌ای بانک جهانی استخراج شدند. برای تخمین مدل‌ها از نرم‌افزار Eviews 10 استفاده شد.

یافته‌ها: نتایج نشان داد که تقاضای پزشک در ایران متأثر از تولید ناخالص داخلی، ساختار سنی و تعداد تخت‌های بیمارستانی است و با توجه به نتایج پیش‌بینی عرضه و تقاضای پزشک در سال‌های ۱۴۱۰-۱۳۹۷ با کمبود پزشک مواجه خواهیم بود.

نتیجه‌گیری: در سال‌های آینده، ایران با کمبود پزشک روبرو خواهد شد. لذا پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های ترکیبی جهت افزایش ظرفیت پذیرش پزشک در دانشگاه‌های علوم پزشکی و افزایش مشوق‌های قوی برای حفظ پزشکان و جلوگیری از مهاجرت آن‌ها اتخاذ شود.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی، عرضه، تقاضا، کمبود پزشک، منابع سلامت، مدل تصحیح خطای برداری

دریافت مقاله: آذر ۱۳۹۸

پذیرش مقاله: شهریور ۱۳۹۹

* نویسنده مسئول:

مهدی شهرکی؛

دانشکده مدیریت و علوم انسانی دانشگاه
دریانوردی و علوم دریایی چابهار

Email :
shahraki@cmu.ac.ir

مقدمه

سرمایه انسانی یکی از اجزای اصلی رشد و توسعه‌ی پایدار است و پزشکان به‌عنوان منابع و سرمایه‌های انسانی حوزه‌ی سلامت یکی از ارکان اصلی تولید سلامت هستند که به‌طور مستقیم با وضعیت سلامتی افراد جامعه در ارتباطند. عدم برابری بین عرضه و تقاضای پزشک از دو حیث کاهش و افزایش تعداد پزشکان قابل بحث است. کاهش تعداد پزشکان، ضمن آثار زیان‌بار اقتصادی و اجتماعی منجر به کاهش دسترسی به خدمات سلامت و کاهش وضعیت سلامتی افراد می‌شود. از طرف دیگر افزایش تعداد پزشکان با توجه به هزینه بالای آموزش پزشکی منجر به عدم تخصیص بهینه منابع و اتلاف سرمایه‌های ملی و انسانی می‌گردد (۱).

تقاضا برای نیروی کار سلامت نشان‌دهنده‌ی تمایل به پرداخت متقاضیان مراقبت‌های بهداشتی (دولت و بخش خصوصی) است. به‌عبارت‌دیگر تقاضا برای نیروی کار سلامت یک تقاضای مشتق از خدمات و مراقبت‌های سلامت است که هرچه تقاضا برای خدمات و مراقبت‌های سلامت بیشتر شود، تقاضا برای نیروی کار سلامت نیز بیشتر می‌شود. از این‌رو تقاضای نیروی کار سلامت تحت تأثیر عواملی از جمله درآمد خانوار (یعنی توانایی مصرف‌کنندگان در خرید خدمات درمانی)، ظرفیت مالی دولت برای حمایت از نظام سلامت و استخدام نیروی کار سلامت، شرایط جمعیتی و اپیدمیولوژیک جمعیت قرار خواهد داشت. در نقطه‌ی مقابل، عرضه‌ی نیروی کار سلامت شامل کل افرادی است که تخصص و مهارت لازم برای اشتغال در بازار کار سلامت دارند (۲). عرضه‌ی نیروی کار سلامت در هر زمان از عوامل مختلفی تأثیر می‌گیرد که می‌توان آن‌ها را در دو دسته کلی ورود به بازار کار (مهاجرت به داخل، فارغ‌التحصیلان، دستمزد) و خروج از بازار کار (بازنشستگی، مهاجرت به خارج، مرگ و میر) تقسیم‌بندی کرد (۳).

در بحث عرضه‌ی پزشک معمولاً دانشکده‌ها و آموزش‌های پزشکی توسط دولت و بخش عمومی تأمین مالی می‌شوند. لذا متأثر از قانون‌گذاری دولت هستند. این قوانین عموماً برای کنترل مخارج دولت و اطمینان از تأمین پزشک موردنیاز جامعه و حمایت از پزشکان فعال بوده است (۴). به‌طوری‌که بعضی از کشورها ظرفیت پذیرش

دانشجوی پزشکی را ثابت کردند (فرانسه، آلمان، بلژیک) و بعضی از کشورها به خاطر محدودیت‌های بودجه‌ای، تعداد برنامه‌های آموزش پزشکی را محدود کردند (استرالیا، آمریکا، انگلستان) (۵)؛ بنابراین لزوم برنامه‌ریزی دقیق در سرمایه انسانی سلامت و به‌طور خاص بررسی دقیق تقاضای پزشک و عرضه‌ی مناسب آن ضرورت دارد. همچنین اطلاع از میزان عرضه و تقاضای نیروی انسانی در برنامه‌ریزی‌های جذب نیرو و همچنین قابلیت اجرای برنامه‌ها از بعد نیروی انسانی از ضرورت زیادی برخوردار است.

برای پیش‌بینی تقاضای پزشک روش‌های مختلفی وجود دارد (۱۱-۶) که در این مطالعه از ترکیب دو روش تقاضا و نیاز استفاده شد. در روش نیاز، تقاضای پزشک بر اساس پیش‌بینی از شیوع بیماری‌ها بین افراد جامعه است (۱۰). در این روش تعداد پزشک به‌گونه‌ای تخمین زده می‌شود که اهداف خدمات سلامت حداکثر شود و یا برای رسیدن به اهداف خاص سلامت، کمترین میزان خدمات سلامت استفاده گردد (۵)؛ به‌عبارت دیگر تعداد خدمات سلامت مورد نیاز همه‌ی افراد جامعه به لحاظ سن و جنس تأمین گردد (۱۳ و ۱۲ و ۹ و ۶). همچنین این روش توسعه فناوری و کارایی در تخصیص منابع را که بر پایه خدمات سلامت مؤثر است نادیده می‌گیرد (۱۳ و ۶). به‌طور کلی این روش سه فرض دارد: ۱- تمام خدمات و مراقبت‌های سلامت موردنیاز باید برطرف شود، ۲- روش اثربخشی هزینه‌ها برای برآورد نیازها باید شناسایی و اجرا شود، ۳- منابع سلامت با توجه به سطوح نسبی نیازها استفاده گردد. یکی از مهم‌ترین محدودیت‌های روش نیاز، عدم دسترسی به اطلاعات موردنیاز است که معمولاً محققان مجبور به استفاده از داده‌های جایگزین هستند (۷)؛ که گاهی این داده‌ها در نقاط مختلف جغرافیایی یا مکان و زمان‌های خاص متفاوت است و یا ممکن است با محدودیت‌های بسیاری مواجه باشد (۱۰). در روش تقاضا - که به روش مصرف هم معروف است - تعداد خدمات و مراقبت‌های سلامت تقاضا شده توسط افراد جامعه بررسی می‌شود، به‌عبارت دیگر تقاضا مربوط به انواع کالا و خدمات سلامت است که افراد یک منطقه در قیمت معین در یک دوره زمانی مشخص حاضر به خرید آن هستند. پزشکان نیز بر اساس این تقاضاها برآورد می‌شوند (۷). روش تقاضا بیشتر بر درآمد افراد استوار است.

دانشگاه‌های علوم پزشکی کشور ایران بود. داده‌های مورد نیاز مطالعه، از نوع سری زمانی برای سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۷۰ بود. داده‌های GDP، جمعیت و نسبت افراد بالای ۶۵ سال به افراد ۶۵-۱۴ سال از بانک جهانی (۱۹) و داده‌های پزشک و تخت بیمارستان از سالنامه‌های آماری سال‌های مختلف مرکز آمار ایران (۲۰) تهیه شدند. در تعریف مرکز آمار ایران، پزشک شامل پزشک عمومی، دندان‌پزشک، داروساز، دکترای علوم آزمایشگاهی، پزشک متخصص و پزشک فوق تخصص است (۲۰)؛ منظور از پزشک در این مطالعه نیز همین تعریف است. برآورد مدل‌های تحقیق و آزمون‌های مورد نیاز در نرم‌افزار Eviews ۱۰ انجام شد.

به‌طور کلی برای داده‌ای سری زمانی چهار روش پیش‌بینی اقتصادی وجود دارد: ۱- مدل‌های رگرسیون تک معادله‌ای، ۲- مدل‌های رگرسیون معادلات هم‌زمان، ۳- مدل‌های ARIMA، ۴- مدل‌های خود رگرسیون برداری (Vector Autoregressive (VAR)) (۲۱). به‌اختصار دو روش مورداستفاده در این مطالعه بیان می‌گردد. روش ARIMA یکی از روش‌های معروف سری زمانی است که تلفیقی از سه روش خود رگرسیون (Auto Regressiv (AR))، میانگین متحرک (Moving Average (MA)) و هم‌جمعی است که به‌صورت کلی $ARIMA(p,d,q)$ بیان می‌شود (۲۱). p بیانگر مرتبه روش AR است که در واقع تعداد وقفه‌هایی است که متغیر مورد نظر را به مقادیر قبلی خود مرتبط می‌سازد. q مرتبه روش MA است و بیان می‌کند که متغیر مورد نظر، q مرتبه با میانگین متحرک اجزای اخلال خود در ارتباط است. d بیانگر درجه‌ی هم‌جمعی متغیر است. مدل $ARIMA(0,1,0)$ به‌صورت زیر است:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (\text{رابطه ۱})$$

ε : جمله‌ی اخلال است. اگر متغیر هم‌جمع از درجه یک باشد در این صورت متغیر y به‌صورت تفاضل مرتبه‌ی اول وارد این معادله می‌شود. برای پیش‌بینی با روش ARIMA چهار مرحله طبق روش Box-Jenkins پیشنهاد شد (۲۱). مرحله‌ی اول: شناسایی، در این مرحله مقادیر مناسب p, d, q تعیین می‌شود که ابزار اصلی نمودارهای همبستگی و همبستگی جزئی است. مرحله‌ی دوم: تخمین

در سطح اقتصاد کلان، بیشتر مطالعات از تولید ناخالص داخلی (Gross Domestic Product (GDP)) و درآمد ناخالص ملی (Gross National Income (GNI)) برای پیش‌بینی تقاضای پزشک استفاده کردند (۱۵ و ۱۴)؛ زیرا دوره‌های آموزش پزشک هزینه‌ی بالایی دارد و فقط کشورهایی می‌توانند در آموزش پزشک سرمایه‌گذاری کنند که رشد اقتصادی مناسبی داشته باشند.

بنابراین با توجه به لزوم برنامه‌ریزی دقیق در سرمایه‌انسانی سلامت به‌خصوص پزشکان که تأثیر مستقیم بر وضعیت سلامتی افراد جامعه دارند و تأثیری که عدم تعادل عرضه‌ی پزشک بر اقتصاد و وضعیت سلامت جامعه دارد و همچنین لزوم اتخاذ سیاست مناسب در خصوص کمبود و یا مازاد پزشک، هدف اصلی این مطالعه برآورد عرضه و تقاضای پزشکان شاغل در دانشگاه‌های علوم پزشکی ایران (۹۶-۱۳۷۰) و پیش‌بینی آن‌ها برای سال‌های ۱۴۱۰-۱۳۹۷ در قالب ترکیبی از روش‌های تقاضا و نیاز است و درصدد پاسخ‌گویی به این سؤالات است که چه عواملی می‌توانند در تقاضای پزشک در ایران مؤثر باشند؟ و اینکه آیا در آینده با کمبود و یا مازاد پزشک روبه‌رو هستیم؟ مطالعات فراوانی در خصوص برآورد نیروی انسانی سلامت با روش‌های مختلف نیاز (۱۰ و ۱۳) و تقاضا (۱۸ و ۱۴) انجام شده است که گروهی از آن‌ها به‌صورت مقطعی و گروه اندک دیگر به‌صورت سری زمانی بوده‌اند. مطالعات انجام شده برای پیش‌بینی تقاضای پزشک در ایران به‌صورت سری زمانی در سطح اقتصاد کلان بسیار محدود است؛ از این رو بررسی موضوع مطالعه با روش ترکیبی در سطح ملی و با داده‌های سری زمانی و همچنین استفاده از روش‌های اقتصادسنجی مناسب مانند تصحیح خطای برداری، وجه تمایز مطالعه‌ی حاضر با سایر مطالعات است.

روش بررسی

مطالعه‌ی توصیفی-تحلیلی حاضر از حیث هدف کاربردی و از حیث روش انجام یک تحقیق همبستگی بود که در سطح ملی با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی خود رگرسیون میانگین متحرک انباشته (Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)) و تصحیح خطای برداری انجام شد. جامعه آماری، پزشکان شاغل در

هم‌جمعی با استفاده از مکانیسم تصحیح خطای برداری قابل تخمین و برآورد است (۲۵ و ۲۴) و بر اساس نتایج آن می‌توان پیش‌بینی متغیرها را انجام داد. در ادامه به‌طور جداگانه مدل‌های عرضه و تقاضا پزشک به‌اختصار بیان می‌گردد.

• مدل عرضه‌ی پزشک

برای پیش‌بینی مدل‌های تک متغیره معمولاً از مدل‌های ARIMA استفاده می‌شود (۲۱). در این مطالعه نیز برای پیش‌بینی عرضه‌ی پزشک، از روش پیش‌بینی تک متغیره‌ی ARIMA استفاده شد که مناسب‌ترین مدل (۴ و ۰) ARIMA تعیین شد. فرم کلی این مدل به شرح زیر است:

$$DPHY_t = C + \rho_1 DPHY_{t-1} + \rho_2 DPHY_{t-2} + \rho_3 DPHY_{t-3} + \rho_4 DPHY_{t-4} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه ۳}$$

$DPHY_t$: تفاضل مرتبه اول تعداد پزشک به ازای ۱۰۰۰ نفر، C

و پارامترهای مدل

• مدل تقاضای پزشک

مدل مورد استفاده در این مطالعه ترکیبی از روش‌های تقاضا و نیاز است. طبق مطالعات پیشین، در سطح اقتصاد کلان متغیر GDP و GNI متغیرهای کلیدی برای برآورد تقاضای پزشک در روش تقاضا (۱۵ و ۱۴ و ۵)، ساختار سنی و تعداد ویزیت‌های پزشکان از مهم‌ترین شاخص‌های تقاضای پزشک در روش نیاز هستند (۱۸ و ۱۴ و ۱۰ و ۷ و ۵). با توجه به اینکه تعداد ویزیت‌های پزشکان برای ایران به‌طور دقیق قابل دستیابی نیست، از متغیر تعداد تخت فعال بیمارستانی استفاده شد. بنابراین مدل تقاضای پزشک تابعی از متغیرهای GDP سرانه، تعداد تخت بیمارستانی، ساختار سنی و مقادیر سال‌های قبل تعداد پزشک است. برای پیش‌بینی تقاضای پزشک در این روش ترکیبی از مدل تصحیح خطای برداری زیر استفاده شد:

رابطه ۴

$$\begin{aligned} DPHY_t &= \theta_1 + \sum_{i=1}^2 \alpha_{1i} DPHY_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_{1i} DBED_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \sigma_{1i} DAGE_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \varphi_{1i} DGDP_{t-i} + ECM_1 + \varepsilon_{1t} \\ DBED_t &= \theta_2 + \sum_{i=1}^2 \alpha_{2i} DPHY_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_{2i} DBED_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \sigma_{2i} DAGE_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \varphi_{2i} DGDP_{t-i} + ECM_2 + \varepsilon_{2t} \\ DAGE_t &= \theta_3 + \sum_{i=1}^2 \alpha_{3i} DPHY_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_{3i} DBED_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \sigma_{3i} DAGE_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \varphi_{3i} DGDP_{t-i} + ECM_3 + \varepsilon_{3t} \\ DGDP_t &= \theta_4 + \sum_{i=1}^2 \alpha_{4i} DPHY_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_{4i} DBED_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \sigma_{4i} DAGE_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \varphi_{4i} DGDP_{t-i} + ECM_4 + \varepsilon_{4t} \end{aligned}$$

در این مرحله مدل موردنظر با توجه به مقادیر مرحله قبل برآورد می‌شود. در برخی موارد روش حداقل مربعات معمولی و در برخی موارد روش‌های تخمین غیر پارامتری مناسب است. مرحله‌ی سوم: تشخیص، در این مرحله باید تمام حالات ممکن دیگر مدل ARIMA برآورد شود و از بین آن‌ها مناسب‌ترین مدل انتخاب شود. معمولاً مدلی که اجزای اخلاص آن نوبه سفید هستند و کمترین میزان معیار آکاییک و یا شوارتز را دارند انتخاب می‌شوند. مرحله‌ی چهارم: پیش‌بینی، در این مرحله از برآورد الگوی مرحله قبل برای پیش‌بینی داخل نمونه و خارج از نمونه استفاده می‌شود.

یکی دیگر از روش‌های پیش‌بینی، روش خود رگرسیون برداری است. در روش ARIMA فقط از سری زمانی یک متغیر استفاده می‌شود ولی در روش خود رگرسیون برداری دو و یا چند متغیر سری زمانی درون‌زا می‌توانند وجود داشته باشند. البته قبل از انجام این آزمون باید از پایایی متغیرها اطمینان حاصل کرد که برای این مهم در صورت نبود شکست ساختاری از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده می‌شود. فرمول کلی مدل‌های خود رگرسیون برداری دو متغیره به‌صورت زیر است:

$$y_t = \theta_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} x_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad \text{رابطه ۲}$$

$$x_t = \theta_2 + \sum_{i=1}^2 \alpha_{2i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} x_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

با تخمین مدل خود رگرسیون برداری، ضرایب هر دو معادله به دست می‌آید که به‌وسیله آن‌ها می‌تواند مقادیر جاری و آتی متغیرهای مدل را محاسبه کرد. البته باید توجه داشت که برای برآورد الگوی خود رگرسیون برداری باید متغیرها پایا باشند و اگر متغیرها هم‌جمع از مرتبه اول باشند باید از تفاضل مرتبه اول آن‌ها استفاده کرد (۲۲). معمولاً در مدل‌های خود رگرسیون برداری برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها از روش Johansen (۲۳) استفاده می‌شود. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌های بهینه مدل بر اساس آزمون‌های مرتبط مانند آکاییک، شوارتز، حنان‌کویین و خطای پیش‌بینی نهایی انتخاب شود، ثانیاً عرض از مبدأ و روند زمانی مدل بر اساس مقید تا غیرمقیدترین الگوهای روش Johansen تعیین و ثالثاً تعداد بردارهای هم‌جمع بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر تعیین شود. پس از انجام مراحل بالا مدل تحقیق و بردار

یافته‌های توصیفی نشان داد که متوسط تعداد پزشک به ازای ۱۰۰۰ نفر جمعیت طی دوره ۹۶-۱۳۷۰ برابر با $0/093 \pm 0/3941$ نفر بود (جدول ۱). این متغیر یکروند صعودی همراه با نوسان داشت که متوسط نرخ رشد آن طی دوره برابر با ۲/۹۵ درصد بود؛ اگرچه از سال ۱۳۸۹ یکروند صعودی تند با نرخ رشد ۵/۶۰ درصد داشته است.

D در ابتدای هر متغیر بیانگر تفاضل مرتبه اول است، PHY: تعداد پزشک به ازای ۱۰۰۰ نفر، GDP: تولید ناخالص داخلی سرانه (PPP)، BED: تعداد تخت بیمارستان به ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت، AGE: نسبت افراد بالای ۶۵ سال به افراد ۶۵-۱۴ سال، اندیس t-i بیانگر وقفه‌ی λ م هر متغیر.

یافته‌ها

جدول ۱: آمار توصیفی و علایم اختصاری متغیرهای مدل

متغیرها	علامت اختصاری	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
پزشک (به ازای ۱۰۰۰ نفر جمعیت)	PHY	۰/۳۹۴	۰/۰۹۳	۰/۲۸۲	۰/۵۹۹
تولید ناخالص داخلی سرانه (PPP)	GDP	۱۵۱۶۳/۳۴۲	۲۳۷۸/۱۸۶	۱۲۱۵۸/۳۶۰	۱۹۰۹۷/۹۷۰
ساختار سنی (نسبت افراد بالای ۶۵ سال به افراد ۶۵-۱۴ سال)	AGE	۷/۲۶۱	۰/۵۲۳	۶/۵۸۰	۸/۶۶۲
تخت بیمارستان (به ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت)	BED	۱/۶۵۶	۰/۱۴۱	۱/۳۸۴	۱/۹۹۸

مآخذ: یافته‌های تحقیق

باید از ایستایی متغیرها اطمینان حاصل کرد تا از انجام رگرسیون کاذب جلوگیری شود. به این منظور برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده کرد و نتایج در جدول (۲) گزارش شد.

آمار توصیفی متغیرهای مدل در جدول ۱ ارائه شد. متوسط متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه و ساختار سنی طی دوره به ترتیب برابر با ۱۵۱۶۳/۳۴۲ دلار بر اساس قدرت خرید و ۷/۲۶۱ بود. پیش از تخمین مدل

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

نتیجه	احتمال	مقدار بحرانی (۵٪)	مقدار آماره دیکی فولر	علامت اختصاری متغیر
ناپایا	۰/۹۹	۳/۰۱	۲/۵۸	PHY
پایا	۰/۰۰۹	-۲/۹۸	-۳/۷۳	DPHY
ناپایا	۰/۹۳	-۲/۹۳	-۰/۰۱۲	GDP
پایا	۰/۰۰۹	-۲/۹۸	-۴/۷۳	DGDP
ناپایا	۰/۸۹	-۳/۰۲	-۲/۶۲	AGE
پایا	۰/۰۱۶	-۳/۰۲	-۳/۵۶	DAGE
ناپایا	۰/۹۶	-۲/۹۸	۰/۱۸۸	BED
پایا	۰/۰۰	-۲/۹۸	-۸/۷۷	DBED

D: بیانگر تفاضل مرتبه اول هر متغیر است.

مآخذ: یافته‌های تحقیق

• نتایج پیش‌بینی و برآورد مدل عرضه‌ی پزشک

برای پیش‌بینی عرضه‌ی پزشک از روش ARIMA طبق متدولوژی Box-Jenkins استفاده شد. در مرحله شناسایی برای تعیین درجه هم‌جمعی (d) متغیر پزشک، از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شد. نتایج این آزمون در جدول ۲ نشان داد که متغیر پزشک در سطح ناپایا و با یکبار تفاضل‌گیری پایا شد؛ بنابراین هم‌جمع از مرتبه

طبق نتایج جدول (۲) با توجه به اینکه در سطح همه‌ی متغیرها، مقدار آماره‌ی محاسبه‌شده از مقدار بحرانی در سطح ۰/۰۵ کمتر بود، فرضیه ناپایایی متغیرها رد نشد اما در تفاضل مرتبه اول، مقدار آماره‌ی محاسبه‌شده از مقدار بحرانی در سطح ۰/۰۵ بزرگ‌تر بود و فرضیه صفر مبنی بر ناپایایی متغیرها رد شد؛ بنابراین همه متغیرهای مورد بررسی در سطح ناپایا بودند که با یکبار تفاضل‌گیری پایا شدند یعنی هم‌جمع از مرتبه اول بودند.

یک $I(1)$ بود. برای تشخیص مقادیر p و q از توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی استفاده شد. با توجه به اینکه متغیر عرضه‌ی پزشک هم‌جمع از درجه یک بود برای بررسی توابع خودهمبستگی از تفاضل مرتبه‌ی اول متغیر پزشک استفاده شد. نتایج توابع خودهمبستگی نشان داد که احتمال $AR(\varepsilon)$ و $MA(\varepsilon)$ وجود دارد؛ بنابراین در این مرحله مدل $ARIMA(0, 1, 0)$ برای برآورد تعیین شد. در مرحله‌ی دوم، مدل مرحله

قبل برآورد گردید. در مرحله‌ی تشخیص با توجه به روش Box-Jenkins مدل‌های مختلف دیگر نیز برآورد شدند که مدل $ARIMA(0, 1, 0)$ با توجه به کمتر بودن معیارهای آکاییک و شوارتز و اینکه اجزای اخلال این مدل نیز نوفه سفید بودند، به‌عنوان بهترین مدل انتخاب شد که فرم کلی آن در مدل ۳ و نتایج برآورد مدل در جدول (۳) ارائه شد.

جدول ۳: برآورد مدل‌های عرضه و تقاضای پزشک

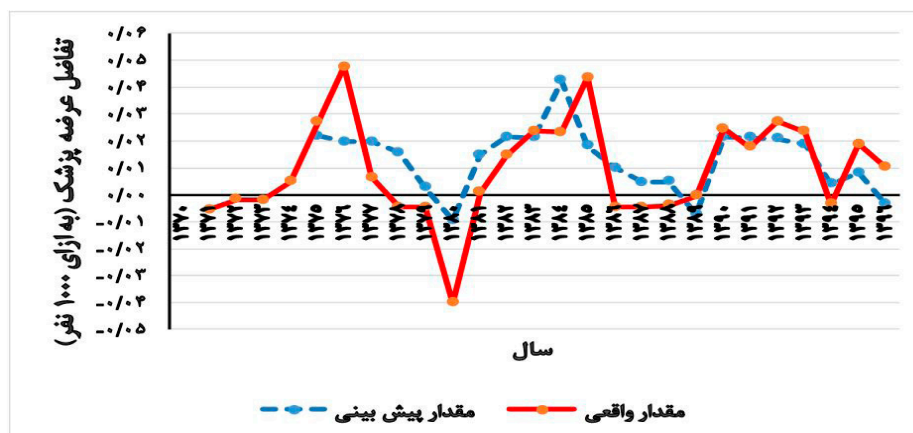
متغیر مستقل	مدل عرضه		مدل تقاضا	
	ضرایب	انحراف معیار	ضرایب	انحراف معیار
C	۰/۰۱۱***	۰/۰۰۲	۰/۵۴۰**	۰/۲۲۰
PHY(- ε)	۰/۵۹۱***	۰/۱۸۰		
GDP			۳/۷۹×۶-۱۰***	۴/۹×۶-۱۰
AGE			۰/۲۶۲**	۰/۰۴۵
BED			۰/۳۱۱***	۰/۰۲۰
	AIC=-۴/۹۶۰	R ² =۰/۶۴۰	AIC=۳/۴۴۰	R ² =۰/۶۸۷
	DW=۱/۷۸۱	SC=-۴/۸۱۱	DW=۱/۷۹۰	SC=۵/۸۹۰

برای مدل تقاضای پزشک رابطه بلندمدت ارائه شده است

* معنی‌داری در سطح ۱۰٪، ** معنی‌داری در سطح ۵٪، *** معنی‌داری در سطح ۱٪.
مأخذ: یافته‌های تحقیق

بحرانی (۳/۷۲-) است بنابراین فرضیه ریشه واحد یا ناپایایی اجزای اخلال رد شد و اجزای اخلال پایا بودند؛ بنابراین نتایج مدل قابل‌اطمینان بود. با توجه به اینکه مدل برآوردشده بهترین و مناسب‌ترین مدل بود، این مدل برای پیش‌بینی انتخاب شد. جهت بررسی صحت پیش‌بینی، مدل $ARIMA$ برای پیش‌بینی درون نمونه (۹۶-۱۳۷۰) استفاده شد و مقایسه‌ی مقادیر پیش‌بینی و واقعی عرضه‌ی پزشک در نمودار (۱) ارائه گردید.

طبق نتایج جدول (۳) ضریب متغیر پزشک به ازای ۱۰۰۰ نفر در وقته‌ی چهارم به لحاظ آماری معنی‌دار و برابر با ۰/۵۹۱ بود. همچنین برای اطمینان از صحت برآورد مدل، آزمون‌های تشخیصی انجام شد. آماره جاک-برا برابر با ۲/۸۵ بود که با احتمال ۰/۲۴ بیانگر نرمال بودن اجزای اخلال است؛ همچنین کشیدگی و چولگی اجزای اخلال نرمال بودند. آزمون ریشه‌ی واحد اجزای اخلال نیز نشان داد که مقدار آماره‌ی دیکی فولر تعمیم‌یافته ۴/۲۱- است که در سطح یک درصد بیشتر از مقدار



نمودار ۱: مقدار واقعی و پیش‌بینی عرضه‌ی پزشک (تفاضل مرتبه اول)

نمودار (۱) نشان داد که مقادیر پیش‌بینی به مقادیر واقعی عرضه‌ی پزشک بسیار نزدیک است؛ بنابراین از این مدل برای پیش‌بینی خارج نمونه (۱۴۱۰-۱۳۹۷) استفاده و نتایج برای سال‌های موردنظر در جدول (۴) ارائه شد.

جدول ۴: پیش‌بینی عرضه، تقاضا و کمبود پزشک

سال	پیش‌بینی عرضه‌ی پزشک	پیش‌بینی تقاضای پزشک	کمبود پزشک
۱۳۹۷	۰/۶۰۹۹۲	۰/۸۹۰۳۰	۰/۲۸۰۳۸
۱۳۹۸	۰/۶۲۱۳۰	۰/۹۵۳۸۳	۰/۳۳۲۵۲
۱۳۹۹	۰/۶۳۲۵۲	۱/۰۲۳۰۶	۰/۳۹۰۵۴
۱۴۰۰	۰/۶۴۵۳۶	۱/۰۹۸۳۱	۰/۴۵۲۹۵
۱۴۰۱	۰/۶۵۶۹۰	۱/۱۸۰۲۶	۰/۵۲۳۳۶
۱۴۰۲	۰/۶۶۸۶۹	۱/۲۶۹۷۴	۰/۶۰۱۰۴
۱۴۰۳	۰/۶۸۰۵۰	۱/۳۳۷۶۸	۰/۶۸۷۱۸
۱۴۰۴	۰/۶۹۱۰۸	۱/۴۷۴۹۷	۰/۷۸۳۹۰
۱۴۰۵	۰/۷۰۲۷۹	۱/۵۹۲۴۳	۰/۸۸۹۶۵
۱۴۰۶	۰/۷۱۴۲۴	۱/۷۲۰۸۶	۱/۰۰۶۶۲
۱۴۰۷	۰/۷۲۵۰۶	۱/۸۶۱۱۲	۱/۱۳۶۰۶
۱۴۰۸	۰/۷۳۷۲۴	۲/۰۱۴۲۸	۱/۲۷۷۰۴
۱۴۰۹	۰/۷۴۸۷۹	۲/۱۸۱۵۴	۱/۴۳۲۷۵
۱۴۱۰	۰/۷۵۹۶۹	۲/۳۶۴۳۳	۱/۶۰۴۶۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۴) علاوه بر پیش‌بینی عرضه‌ی پزشک، پیش‌بینی تقاضا و کمبود پزشک نیز ارائه گردید. نتایج پیش‌بینی عرضه‌ی پزشک نشان داد که در سال ۱۳۹۷ تعداد ۰/۶۰۹۹ پزشک و در سال ۱۴۱۰ تعداد ۰/۷۵۹۶۹ پزشک به ازای ۱۰۰۰ نفر جمعیت در دانشگاه‌های علوم پزشکی کشور وجود خواهد داشت.

• نتایج پیش‌بینی و برآورد مدل تقاضای پزشک

قبل از برآورد مدل تقاضای پزشک، بررسی پایایی متغیرها الزامی است که برای این مهم از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته استفاده و نتایج در جدول (۲) ارائه شد. با توجه به نتایج آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته، هر چهار

متغیر مدل (PHY, GDP, AGE, BED) در سطح ناپایا و در تفاضل مرتبه اول پایا شدند؛ به عبارت دیگر هر چهار متغیر مدل هم‌جمع از درجه یک بودند؛ بنابراین احتمال وجود بردار هم‌جمع بین آن‌ها وجود داشت که جهت جلوگیری از رگرسیون کاذب از روش هم‌جمع Johansen (۲۳) استفاده شد (۲۴ و ۲۵). در این روش ابتدا تعداد وقفه بهینه مدل، تعداد بردارهای هم‌جمع، عرض از مبدأ و روند زمانی مشخص شود و سپس مدل موردنظر با استفاده از این اطلاعات برآورد گردد. برای تعیین وقفه بهینه مدل از معیارهای شوارتز، آکاییک، حنان‌کویین و خطای پیش‌بینی نهایی استفاده شد که نتایج در جدول (۵) بیان شد.

جدول ۵: تعیین وقفه بهینه مدل تقاضای پزشک

حنان‌کویین	شوارتز	آکاییک	خطای پیش‌بینی نهایی	تعداد وقفه
۶/۲۵	۶/۸۲	۶/۰۴	۰/۰۰۵	۱
۴/۶۳*	۵/۵۵*	۳/۹۹*	۰/۰۰۶*	۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق * وقفه بهینه

طبق نتایج جدول (۵) هر چهار معیار در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ و حداکثر مقادیر ویژه استفاده شد. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۶) ارائه شد. نشان دادند که وقفه‌ی دوم، بهینه‌ترین وقفه است بنابراین وقفه‌ی دوم برای مدل انتخاب شد. برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمع از آزمون‌های اثر

جدول ۴: تعیین تعداد بردار هم‌جمعی مدل تقاضای پزشک

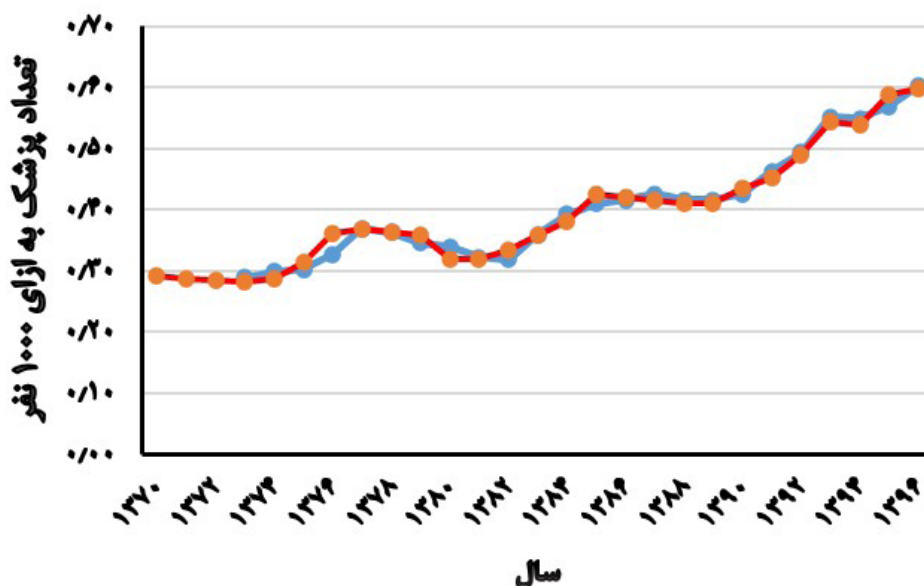
آزمون اثر	آزمون اثر		آزمون حداکثر مقادیر ویژه			
	مقدار آماره	مقدار بحرانی (٪۵)	احتمال	مقدار آماره	مقدار بحرانی (٪۵)	احتمال
فرضیه صفر						
حداقل یک بردار	۲۹/۳۱	۲۰/۱۶	۰/۰۰۲	۲۲/۸۲	۱۵/۸۹	۰/۰۰۳
حداقل دو بردار	۶/۴۹	۹/۱۶	۰/۱۵	۶/۴۹	۹/۱۵	۰/۱۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پزشک داشتند. جهت پایداری ضرایب مدل، ریشه‌های مدل برآورد شد که همه کمتر از یک و داخل دایره واحد بودند. اجزای اختلال معادله جهت پایایی با آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته برآورد شدند. مقدار آماره $-۴/۹۱$ بود که از مقدار بحرانی $-۳/۰۱$ در سطح پنج درصد بزرگ‌تر بود؛ بنابراین اجزای اختلال پایا بودند. آزمون نرمالیتی اجزای اختلال با استفاده از آزمون‌های کشیدگی، چولگی و جارک-برانجام شد که نتایج حاکی از نرمال بودن اجزای اختلال مدل بود. آزمون LM برای خودهمبستگی بیانگر نبود خودهمبستگی اجزای اختلال بود؛ همچنین آزمون ناهمسانی واریانس با آماره کای دو $۲۱۱/۲۰$ و احتمال $۰/۲۷$ بیانگر همسانی واریانس اجزای اختلال بود. از این رو نتایج مدل برآورد شده قابل اطمینان بودند بنابراین از این مدل برای پیش‌بینی تعداد پزشک موردنیاز استفاده شد. جهت بررسی صحت پیش‌بینی مدل، پیش‌بینی درون نمونه صورت گرفت و نتایج در نمودار (۲) ارائه شد.

نتایج جدول (۶) نشان داد که با توجه به بیشتر بودن مقدار آماره آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه از مقدار بحرانی در سطح $۰/۰۵$ ، فرضیه حداقل یک بردار هم‌جمعی بین متغیرهای مدل رد شد، اما فرضیه حداقل دو بردار هم‌جمعی رد نشد؛ بنابراین حداقل دو بردار هم‌جمعی بین متغیرهای مدل وجود داشت. برای تعیین عرض از مبدأ و روند طبق روش Johansen (۲۶)، پنج حالت ممکن از مقیدترین تا نامقیدترین حالات بررسی شد و الگوی دوم با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی انتخاب شد؛ بنابراین مدل (۴) با دو بردار هم‌جمعی، دو وقفه، با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی طبق روش تصحیح خطای برداری برآورد و نتایج بلندمدت مدل در جدول (۳) ارائه شد.

نتایج جدول (۳) نشان داد که ضرایب متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، ساختار سنی و تعداد تخت بیمارستان به ترتیب $۳/۷۹ \times 10^{-6}$ ، $۰/۲۶۲۸$ و $۰/۳۱$ بودند که هر سه متغیر، تأثیر مثبت و مستقیم بر تقاضای



نمودار ۲: مقدار واقعی و پیش‌بینی شده تقاضای پزشک

مدل برآورد شده برای پیش‌بینی خارج نمونه نیز مناسب بود از این رو مدل برای پیش‌بینی خارج نمونه و برای سال‌های $۱۳۹۷-۱۴۱۰$ استفاده و نتایج

نمودار (۲) نشان داد که مقادیر پیش‌بینی با مقادیر واقعی تعداد پزشک در سال‌های درون نمونه بسیار به یکدیگر نزدیک بودند؛ در نتیجه

بحث

و همکاران (۱۴)، Chojnicki و Moullan (۵)، Faulkner (۸)، Roberfroid و همکاران (۷) و Birch و همکاران (۹) نیز از متغیر ساختار سنی به‌عنوان یک عامل مهم برای برآورد تقاضای پزشک استفاده کردند. در برخی مطالعات از متغیر تعداد ویزیت‌های پزشکان برای تقاضای پزشک استفاده شده است (۱۴ و ۹ و ۵) اما با توجه به اینکه این متغیر برای ایران به‌طور دقیق قابل‌دستیابی نبود از متغیر تعداد تخت بیمارستانی به ازای هر ۱۰۰۰ نفر استفاده شد. با توجه به نتایج رابطه بلندمدت، افزایش تعداد تخت بیمارستان و ساختار سنی در ایران با افزایش تقاضای پزشک ارتباط مستقیم و معنی‌داری داشت. به‌عبارت دیگر، تصمیم‌گیری برای احداث بیمارستان و افزایش تخت‌های بیمارستانی منجر به تصمیم‌گیری مناسب برای افزایش تقاضای پزشک شده است؛ اما این نتیجه به معنی مناسب بودن تعداد پزشک به ازای هر تخت بیمارستانی نیست. همچنین Liu و همکاران (۲) کشش تقاضای پزشک نسبت به ساختار سنی را برای کل کشورهای دنیا ۰/۵ درصد و Scheffler و Arnold (۲۷) برای کشورهای OECD ۲/۴ درصد برآورد کردند. همچنین مشاهده شد که میزان تقاضای پزشک کشورهای توسعه‌یافته بر اثر کهولت سن (ساختار سنی) بیشتر است و به این دلیل است که آن‌ها بیشتر به چالش پیری مواجه بودند و پیش‌بینی‌های لازم برای مواجهه با آن را در نظر گرفتند.

مقادیر پیش‌بینی‌شده برای عرضه و تقاضای پزشک در دوره نمونه تا سال ۱۳۹۶ اختلاف زیادی با مقادیر واقعی نداشتند (نمودار ۱ و ۲) بنابراین مدل‌های عرضه و تقاضای پزشک به‌خوبی برآورد شده بودند و توان پیش‌بینی داشتند. در سال‌های پیش‌بینی ۱۴۱۰-۱۳۹۷ مشاهده شد که همواره مقدار پیش‌بینی تقاضای پزشک، بیشتر از مقدار پیش‌بینی عرضه‌ی پزشک بود؛ یعنی کمبود پزشک وجود داشت.

Scheffler و همکاران (۱۴) با بررسی روند پیش‌بینی مدل‌های تقاضای پزشک نشان دادند که تعداد پزشک برآوردشده در کل دنیا در روش تقاضا بیشتر از روش نیاز است و در هر دو روش نسبت به مدل عرضه‌ی پزشک، کمبود پزشک وجود دارد. Sargen و همکاران (۱۸) برای آمریکا تا سال ۲۰۲۵ نشان دادند که با ۲۰ درصد کمبود پزشک مواجه خواهند بود که احتمالاً در نتیجه‌ی ثابت نگه‌داشتن ظرفیت آموزش پزشکی است. Ansah و همکاران (۱۷) نیز برای کشور سنگاپور تا ۲۰۴۰ نشان

نتایج مدل تقاضای پزشک نشان داد که متغیر GDP سرانه و وقفه‌های آن بر تقاضای پزشک در ایران مؤثر است. این نتیجه با مطالعات Scheffler و همکاران (۱۴)، Chojnicki و Moullan (۵)، Cooper و همکاران (۱۵)، Sargen و همکاران (۱۸) همخوان است. با توجه به طولانی بودن و هزینه‌ی بالای دوره‌های آموزش پزشکی و همچنین فناوری و تخصص موردنیاز، کشورهای با درآمد بالاتر به لحاظ تأمین مالی دوره‌ها راحت‌تر می‌توانند ظرفیت پذیرش پزشک را در دانشگاه‌های پزشکی افزایش دهند؛ بنابراین افزایش GDP سرانه در ایران که کشوری با درآمد متوسط به بالاست می‌تواند منجر به افزایش ظرفیت پذیرش پزشک شود اما باید در نظر داشت که افزایش پزشک همواره تحت سیاست‌های دولت بوده است. مانند: سیاست افزایش سطح سلامت و کاهش وابستگی به پزشکان خارجی (۱)، که اگر این افزایش بر اساس میزان تقاضا نباشد منجر به اتلاف منابع ملی و پدیده فرار مغزها خواهد شد. همچنین باید در نظر داشت که حتی کشورهای با درآمد بالا و توسعه‌یافته نیز تحت سیاست‌های خاص بودجه‌ای و یا متوازن کردن عرضه‌ی پزشک، ظرفیت پذیرش پزشک را برای سال‌های متمادی ثابت در نظر گرفته‌اند؛ مانند کشورهای فرانسه، آلمان، بلژیک، استرالیا، آمریکا، انگلستان (۵)، Chojnicki و Moullan (۵) برای کشورهای (OECD) (Organisation for Economic Co-operation and Development) بیان کردند در صورتی که GDP سرانه یک درصد رشد یابد، میزان تقاضای پزشک ۰/۳۲ درصد رشد می‌کند، Scheffler و همکاران (۱۴) این ضریب را برای کل جهان ۰/۲۳ درصد و Sargen و همکاران (۱۸) برای آمریکا ۰/۵ درصد برآورد کردند. این ضریب در ایران در دوره بلندمدت ۰/۱۱ درصد برآورد شد (ضریب GDP در مدل تقاضای پزشک به‌صورت کشش بیان شد) که بیانگر تأثیر کمتر GDP سرانه بر تقاضای پزشک در ایران نسبت به کشورهای توسعه‌یافته است.

همچنین نتایج نشان داد که متغیر ساختار سنی و تعداد تخت‌های بیمارستانی عامل مهمی در تعیین تعداد پزشک هستند. Scheffler



دادند که کمبود چشم‌پزشک وجود دارد. همچنین در سال ۲۰۳۰ کمبود پزشک به میزان ۱۵ میلیون نفر در کل جهان خواهد رسید (۲). رشد تقاضای پزشک برای کشورهای با درآمد متوسط به بالا به خاطر افزایش GDP و کهن‌سالی بیشتر است که منجر به رقابت جهانی برای نیروی کار سلامت متخصص خواهد شد (۲). کشورهای OECD نیز با ۸٪ کمبود پزشک در سال ۲۰۳۰ مواجه هستند. از بین ۳۲ کشور OECD فقط هشت کشور آلمان، مکزیک، اسپانیا و انگلستان تا سال ۲۰۳۰ دارای مازاد پزشک هستند ولی بقیه کشورها کمبود پزشک دارند؛ اگرچه تعداد زیادی از پزشکان ایالات متحده و کشورهای OECD در سایر کشورها آموزش دیده‌اند و به این کشورها مهاجرت کرده‌اند (به ترتیب ۲۵٪ و ۱۷/۳٪) اما همچنان در سال ۲۰۳۰ با کمبود پزشک مواجه هستند (۲۷). آمریکا و فرانسه در بین کشورهای OECD بیشترین کمبود پزشک را دارند که این نتیجه به خاطر نرخ بسیار پایین فارغ‌التحصیلان پزشکی و ثابت نگه داشتن ظرفیت آموزش پزشکی است (۲۷ و ۱۸ و ۵).

به‌طور کلی بر طبق نتایج، ایران با کمبود پزشک در سال‌های آتی مواجه است معمولاً راهکارهای متفاوتی برای مواجهه با این کمبود وجود دارد: ۱- افزایش تعداد دانشجویان پزشکی، ۲- استخدام پزشکانی که در خارج از کشور آموزش دیده‌اند، ۳- افزایش مشوق‌هایی برای جلوگیری از مهاجرت پزشکان به خارج از کشور (۵). هرکدام از این روش‌ها مزایا و معایبی دارند. راهکار اول یک روش طولانی‌مدت است که تقریباً در کشورهای مختلف ۷ تا ۱۰ سال طول می‌کشد. راهکار دوم که شامل استخدام اتباع خارجی و مهاجرت به داخل کشور است، سریع‌ترین راهکار است. این راهکار معمولاً تبعاتی برای کشور مبدأ دارد. خروج پزشکان از کشور که به‌عنوان پدیده فرار مغزهای پزشکی مطرح است منجر به عدم استفاده‌ی کشور مبدأ از تخصص و تجربه‌ی پزشکی آن‌ها می‌شود. کشورهایی که با کمبود پزشک مواجه هستند، برای اتخاذ این راهکار می‌توانند از روش‌های تمدید و صدور ویزای اقامتی برای پزشکان، فراهم کردن امکان اقامت پزشکان و توافق‌های دوگانه بین کشورها استفاده کنند (۵) این مهاجرت برای ایران تبعات اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی نامطلوبی داشته است (۱). راهکار سوم هم نیاز به مشوق‌های بسیار قوی دارد که مانع از مهاجرت پزشکان به خارج از کشور شود. در کشورهای شمال آفریقا به خاطر مزایای

بهتری که پزشکان در مهاجرت به دست می‌آورند، بیشترین میزان مهاجرت پزشکان وجود دارد (۱۹) اگرچه پیشنهاد می‌شود که دولت‌ها سیاست‌های افزایش تأمین مالی پزشکان را وضع کنند که بتوانند از مهاجرت پزشکان جلوگیری کنند (۱۴) اما طی سال‌های گذشته در ایران علیرغم کمبود پزشک و تأمین مالی نسبی، شاهد مهاجرت پزشکان به خارج از کشور بوده‌ایم. Scheffler و همکاران (۱۴) پیشنهاد کردند که کشورهایی که با کمبود پزشک در روش تقاضا مواجه هستند می‌توانند از سیاست‌های افزایش ظرفیت آموزش پزشک استفاده کنند و کشورهایی که با کمبود پزشک در روش نیاز مواجه هستند با توجه به نگرانی از مهاجرت پزشکان بهتر است از سیاست حفظ پزشکان و جلوگیری از مهاجرت آن‌ها استفاده کنند و کشورهایی که با کمبود پزشک در هر دو روش مواجه هستند، می‌توانند ترکیبی از هر دو سیاست را اتخاذ کنند. این مطالعه با محدودیت‌هایی مواجه بود. از آنجایی که روش‌های متفاوتی برای برآورد تقاضای پزشک وجود دارد و در هر روش نیز عناصر اصلی تأثیرگذار، متفاوت هستند، بنابراین برآورد دقیق تقاضای پزشک مقدور نیست؛ اگرچه در برآورد تقاضای پزشک در این مطالعه بهترین و بهینه‌ترین مدل اقتصادسنجی تبیین و برآورد شده است. با توجه به اینکه مرکز آمار ایران تعداد پزشکان را برای بعضی از سال‌ها بدون در نظر گرفتن پزشکان بعضی از دانشگاه‌های پزشکی ارائه کرده است و برای بعضی سال‌ها هم آمار متفاوتی ارائه شده است بنابراین ممکن است پیش‌بینی بر اساس این آمار کمی از واقعیت انحراف داشته باشد و در نهایت بعضی از متغیرها بر تقاضای پزشک تأثیرگذار بودند که به علت فقدان داده و یا بی‌معنی بودن از مدل حذف شدند.

نتیجه‌گیری

به‌طور کلی نتایج نشان داد که افزایش GDP در ایران که کشوری با درآمد متوسط به بالا است، منجر به افزایش ظرفیت پذیرش پزشک شده است، اما تأثیر آن کمتر از کشورهای با درآمد بالاست. ساختار سنی و تعداد تخت‌های بیمارستانی عامل مهم در تقاضای پزشک هستند همچنین در سال‌های آینده با کمبود پزشک مواجه هستیم. اگرچه کمبود پزشک ممکن است به‌شدت تحت تأثیر اختراعات و تغییرات فناوری پزشکی

سیاست مناسبی باشد.

تشکر و قدردانی

این مقاله در ارتباط مستقیم با انسان نبوده ولی تمام ملاحظات اخلاقی از جمله صداقت، امانت و عدم سرقت ادبی رعایت شده است. نویسندگان بدین وسیله از تمامی کسانی که در انجام و بهبود این پژوهش همکاری داشته‌اند به خصوص همکاران و داوران محترم مجله سپاسگزاری می‌نمایند و بیان می‌کنند هیچ‌گونه تضاد منافی با سازمان و یا اشخاص دیگر وجود ندارد.

اعم از ابزار و روش‌های جدید، بهره‌وری و کارایی پزشک، سیاست‌ها و سرمایه‌گذاری‌های دولت در بخش سلامت تغییر کند اما پیش‌بینی مازاد یا کمبود پزشک می‌تواند افق بلند مدتی را برای سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی سلامت ترسیم کند. از این رو با توجه به کمبود پزشک در سال‌های آینده در ایران، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های ترکیبی جهت افزایش ظرفیت پذیرش پزشک در دانشگاه‌های پزشکی و افزایش مشوق‌های قوی برای حفظ پزشکان و جلوگیری از مهاجرت آن‌ها وضع شود؛ همچنین در این راستا ترکیب مناسبی از پذیرش مرد و زن در دانشکده‌های پزشکی می‌تواند

منابع

- Hadian M & Naderi M. Factors affecting the demand for general practitioners and forecasting it by 2001. Journal of the Economic Research 2007; 7(3): 113-25[Article in Persian].
- Liu JX, Goryakin Y, Maeda A, Bruckner T & Scheffler R. Global health workforce labor market projections for 2030. Human Resources for Health 2017; 15(11): 1-12.
- Joyce CM, McNeil JJ & Stoelwinder JU. More doctors, but not enough: Australian medical workforce supply 2001-2012. The Medical Journal of Australia 2006; 184(9): 441-6.
- Pauly MV, McGuire T & Barros P. Handbook of health economics, Volume 2. North Holland: Elsevier; 2011: 873-925.
- Chojnicki X & Moullan Y. Is there a 'pig cycle' in the labour supply of doctors? How training and immigration policies respond to physician shortages. Social Science & Medicine 2018; 200(1): 227-37.
- Fakhri A, Seyedin H & Daviaud E. A combined approach for estimating health staff requirements. Iran Journal Public Health 2014; 43(1): 107-15.
- Roberfroid D, Leonard C & Stordeur S. Physician supply forecast: Better than peering in a crystal ball? Human Resources for Health 2009; 7(1): 1-13.
- Faulkner LR. Implications of a needs-based approach to estimating psychiatric workforce requirements. Academic Psychiatry 2003; 27(4): 241-6.
- Birch S, Kephart G, Murphy GT, O'Brien-Pallas L, Alder R & MacKenzie A. Health human resources planning and the production of health: Development of an extended analytical framework for needs-based health human resources planning. Journal of Public Health Management and Practice 2009; 15(6): 56-61.
- Bärnighausen T & Bloom DE. The global health workforce. UK: The Oxford Handbook of Health Economics; 2011: 486-529.
- Vujicic M, Shengelia B, Alfano M & Thu HB. Physician shortages in rural Vietnam: Using a labor market approach to inform policy. Social Science & Medicine 2011; 73(7): 970-7.
- Tomblin Murphy G, Birch S, MacKenzie A, Bradish S & Elliott Rose A. A synthesis of recent analyses of human resources for health requirements and labour market dynamics in high-income OECD countries. Human Resources for Health 2016; 14(59): 1-16.
- Dreesch N, Dolea C, Dal Poz MR, Goubarev A, Adams O, Aregawi M, et al. An approach to estimating human resource requirements to achieve the Millennium Development Goals. Health Policy and Planning 2005; 20(5): 267-76.
- Scheffler RM, Liu JX, Kinfu Y & Dal Poz MR. Forecasting the global shortage of physicians: An economic- and needs-based approach. Bulletin of the World Health Organization 2008; 86(7): 516-23.



15. Cooper RA, Getzen TE & Laud P. Economic expansion is a major determinant of physician supply and utilization. *Health Services Research* 2003; 38(2): 675-96.
16. Farzadi F, Mohammad K, Maftoun F, Labaf Ghasemi R & Tabibzadeh Dezfouli R. General practitioner supply: Family physician program and medical workforce. *Payesh* 2009; 8(4): 415-21[Article in Persian].
17. Ansah J, Koh V, de Korne D, Bayer S, Pan C, Jayabaskar T, et al. Comparing health workforce forecasting approaches for healthcare planning: The case for ophthalmologists. *International Journal of Healthcare* 2017; 3(1): 84-96.
18. Sargen M, Hooker RS & Cooper RA. Gaps in the supply of physicians, advance practice nurses, and physician assistants. *Journal of the American College of Surgeons* 2011; 212(6): 991-9.
19. The World Bank. World Bank open data. Available at: <https://data.worldbank.org/>. 2019.
20. Statistical Center of Iran. Statistical yearbooks. Available at: https://nnt.sci.org.ir/sites/Apps/yearbook/Lists/year_book_req/Item/newifs.aspx. 2019.
21. Gujarati D. *Econometrics by example*. 2nd ed. London: Palgrave Macmillan; 2017: 262-75.
22. Shahraki M & Ghaderi S. The relationship between education and health: Vector error correction model(VECM). *Journal of Health* 2019; 10(4): 445-56[Article in Persian].
23. Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 1988; 12(2-3): 231-54.
24. Shahraki M. Public and private health expenditure and life expectancy in Iran. *Journal of the Iranian Institute for Health Sciences Research* 2019; 18(3): 221-30[Article in Persian].
25. Shahraki M & Ghaderi S. Investigating the causal relationship between public health expenditure and health status; Panel vector auto-regression model. *Health Research Journal* 2019; 4(4): 220-6[Article in Persian].
26. Johansen S. Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 1992; 54(3): 383-97.
27. Scheffler RM & Arnold DR. Projecting shortages and surpluses of doctors and nurses in the OECD: What looms ahead. *Health Economics, Policy and Law* 2018; 14(2): 274-90.

Forecasting of Physicians Supply and Demand in Medical Sciences Universities of Iran

Mahdi Shahraki (Ph.D.) - Simin Ghaderi (Ph.D.)

Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Human Sciences, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran

Abstract

Received: Nov 2019

Accepted: Aug 2020

Background and Aim: Physicians as human capital and resources are one of the main components of health production. The imbalance of physician supply and demand affects the health and economics. Therefore, this study aimed to estimate and forecast the supply and demand of physicians working in Iranian Medical Universities.

Materials and Methods: This was a descriptive-analytical study and was conducted at national level for Iran during 1991-2017. The statistical population was physicians working in Iranian Medical Universities. ARIMA method was used to estimate and forecast physician supply and Vector Error Correction Models was used for physician demand. The data was annual time series extracted from the statistical yearbooks of the Statistical Center of Iran and the World Bank database. Eviews 10 software was used to estimate the models.

Results: The results showed that physician demand in Iran was affected by Gross Domestic Product, age structure and hospital beds, and according to the forecast of supply and demand of physicians, we will face physician shortage in the years 2018-2030.

Conclusion: In the coming years, Iran is facing physician shortage. Therefore, it is recommended to adopt policies to increase physician capacity in Medical Universities and to increase strong incentives to retain physicians and prevent their migration.

Keywords: Forecasting, Supply, Demand, Physician Shortage, Health Resources, Vector Error Correction Model

* Corresponding Author:

Shahraki M

Email :

shahraki@cmu.ac.ir