

تاثیر منابع سلامت بر وضعیت سلامت در ایران

مهدی شهرکی^{۱*}، سیمین قادری^۱^۱استادیار اقتصاد، دانشکده مدیریت و علوم انسانی، دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران.

*نویسنده مسئول: چابهار، بلوار شهید ریگی، دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، دانشکده مدیریت و علوم انسانی، گروه اقتصاد، تلفن: ۰۵۴ ۳۱۲۷۲۳۴۱، پست الکترونیک: shahraki@cmu.ac.ir

دریافت: ۹۸/۱۰/۴ پذیرش: ۹۹/۲/۲۰

چکیده

مقدمه: حفظ و ارتقای ظرفیت منابع سلامت، یکی از عوامل اساسی برای کاهش بحران‌های سلامت، رشد و توسعه پایدار است. با توجه به اهمیت تاثیر منابع سلامت بر وضعیت سلامت و همچنین، توزیع نابرابر منابع سلامت، که منجر به نتایج متفاوت بر وضعیت سلامت شده، هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی تاثیر منابع سلامت بر وضعیت سلامت در ایران است.

روش کار: مطالعه‌ی کاربردی حاضر از نوع توصیفی-تحلیلی و از حیث انجام، از نوع همبستگی است که با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری در سطح ملی، برای ایران انجام شد. داده‌های مطالعه از نوع سری زمانی سالانه و متعلق به سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۰ بود که از پایگاه داده‌ای بانک جهانی و سال‌نامه‌های آماری مرکز آمار ایران استخراج گردید. برآورد مدل تحقیق و آزمون‌های موردنیاز، در نرم‌افزار *Eviews 10* صورت گرفت.

یافته‌ها: نتایج نشان داد که اگر عرضه‌ی پزشک در سال گذشته یک درصد افزایش یابد، نرخ امید زندگی ۰/۱۱ درصد رشد می‌کند. همچنین، با افزایش یک درصدی متغیرهای درآمد ناخالص ملی، مخارج سلامت و متوسط سال‌های تحصیل، امید زندگی به ترتیب ۰/۰۰۵، ۰/۰۰۱ و ۰/۰۰۴ درصد افزایش می‌یابد.

نتیجه‌گیری: عرضه‌ی پزشک، درآمد ناخالص ملی، مخارج سلامت و متوسط سال‌های تحصیل، تاثیر مثبتی بر امید زندگی در ایران دارند؛ بنابراین، اتخاذ سیاست‌های افزایش بهینه‌ی عرضه‌ی پزشک که منجر به تقاضای القایی نگردد و همچنین، تصویب و اجرای قوانین جهت جلوگیری از تقاضای القایی، می‌تواند منجر به بهبود وضعیت سلامت در ایران گردد.

کلیدواژه‌گان: منابع سلامت، امید زندگی، سلامت

مقدمه

بهتر، مداخلات هزینه-اثربخش را انتخاب کرده و یا منابع سلامت را مجدداً تخصیص نمایند [۵]. بنابراین، جهت دستیابی به رشد و توسعه‌ی اقتصادی، افزایش سطح سلامت از طریق شناسایی عوامل تاثیرگذار بر آن بسیار مهم و ضروری است. مهم‌ترین عوامل تاثیرگذار بر سلامت، همانا درآمد، آموزش، تورم، مخارج سلامت و عوامل زیست‌محیطی است [۶،۷].

یکی دیگر از مهم‌ترین عوامل موثر بر وضعیت سلامت، منابع خدمات سلامت است [۸،۹]. منابع خدمات سلامت، اعم از انسانی (تعداد پزشک و...) و فیزیکی (تعداد تخت بیمارستانی)، از شروط ضروری برای ارائه‌ی خدمات بهداشتی-درمانی هستند، به طوری که اکثر خدمات سلامت نیازمند خدمات پزشکان، پرستاران و سایر کارمندان مرتبط و همچنین وسایل و تجهیزات

هدف اصلی سیاست‌های پزشکی در کشورها، حفظ و ارتقای وضعیت سلامت است. سلامت در کنار سایر عوامل، مانند آموزش و درآمد، از عوامل موثر بر رشد و توسعه‌ی اقتصادی کشورهاست [۱،۲]. وضعیت سلامت جامعه نیز تحت تاثیر مکانیسم‌های تامین مالی، مخارج سلامت، عوامل اقتصادی و اجتماعی و منابع خدمات سلامت است [۳-۱]. از این رو، عوامل موثر بر وضعیت سلامت جامعه بر رشد اقتصادی کشور موثراند.

با توجه به رشد صنایع مرتبط با وضعیت سلامت و افزایش هزینه‌های بیمه و خدمات پزشکی، تعیین عوامل موثر بر وضعیت سلامت برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اهمیت بیشتری یافته، زیرا اطلاع از وضعیت سلامت و عوامل موثر بر آن به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان حوزه‌ی سلامت کمک می‌کند که برای ارائه‌ی خدمات

بنابراین، با توجه به اهمیت تاثیر منابع سلامت بر وضعیت سلامت و همچنین، توزیع نابرابر منابع سلامت در کشورهای مختلف، که منجر به نتایج متفاوت بر وضعیت سلامت شده، هدف اصلی مطالعه‌ی حاضر بررسی تاثیر منابع سلامت بر وضعیت سلامت در ایران و نیز پاسخگویی به این پرسش‌هاست: تعداد پزشک و تخت بیمارستان چه ارتباطی با امید زندگی، به‌عنوان شاخصی از وضعیت سلامت، دارند؟ آیا در بلندمدت نیز ارتباطی میان منابع سلامت و امید زندگی وجود دارد؟ همچنین، چه عوامل دیگری بر امید زندگی در ایران موثر است؟ موضوع پژوهش حاضر در مطالعات داخلی یافت نشد؛ در مطالعات خارجی نیز این موضوع تنها در برخی کشورها بررسی شده و منحصرآ مطالعه‌ای پیرامون ایران به‌دست نیامد. بداعت موضوع و همچنین استفاده از روش تصحیح خطای برداری، که با توجه به ماهیت متغیرهای مدل، روش مناسب‌تری است، وجه تمایز مطالعه‌ی حاضر با سایر مطالعات است.

روش کار

مطالعه کاربردی، توصیفی-تحلیلی حاضر با استفاده از روش اقتصادسنجی مدل تصحیح خطای برداری^۶ در سطح ملی، برای ایران انجام شد. داده‌های مطالعه از نوع سری زمانی سالانه و متعلق به سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۰ بود که از پایگاه داده‌ای بانک جهانی و سال‌نامه‌های آماری مرکز آمار ایران استخراج گردید^۷ [۱۹]. برآورد مدل تحقیق و آزمون‌های موردنیاز در نرم‌افزار ایویوز^۸ صورت گرفت. با توجه به این‌که متغیرهای سری زمانی معمولاً در سطح ناپایا هستند، چنان‌چه بدون در نظر گرفتن پایایی متغیرها، اقدام به برآورد مدل تحقیق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی^۹ (OLS) شود، احتمال ضرایب رگرسیون کاذب وجود دارد. بنابراین، برای اجتناب از ضرایب رگرسیون کاذب و برآورد ضرایب کارا، ابتدا باید پایایی متغیرها بررسی و سپس روش مناسب تعیین شود. اگر متغیرها پایا باشند، حداقل مربعات معمولی روشی مناسب برای برآورد موضوع مطالعه است. ولی اگر متغیرها در سطح ناپایا باشند و با یک‌بار تفاضل گیری، پایا شوند- یعنی هم‌جمع از مرتبه‌ی یک باشند- در این صورت استفاده از روش تصحیح خطای برداری مناسب است. با توجه به ناپایابودن متغیرهای تحقیق، معمولاً برای بررسی هم‌جمعی میان متغیرها و انتخاب روش مناسب، از آزمون هم‌جمعی جوهانسن^۹ استفاده می‌شود [۲۰، ۲۶]. برای این آزمون، ابتدا باید تعداد وقفه‌های بهینه‌ی مدل

موردنیاز هستند [۸، ۹]. ارایه‌ی خدمات سلامت مناسب در کنار سایر عوامل، از جمله عوامل اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی، از مولفه‌های تعیین‌کننده‌ی وضعیت سلامت جامعه است [۹]. همچنین، پزشکان مراقبت‌های پیش از تولد، هنگام تولد و تجویز دارو را انجام می‌دهند و می‌توانند با تشویق رفتارهای مربوط به سلامتی و رعایت استانداردهای بهداشتی، بر رفتار بیماران تاثیر بگذارند [۱۰]. بنابراین، منابع سلامت می‌توانند به‌طور مستقیم بر وضعیت سلامت جامعه تاثیرگذار باشند.

بررسی منابع سلامت در کشورهای مختلف نشان داد که اختلاف اساسی در توزیع آن میان کشورها وجود دارد [۸، ۱۱]. کشورهای با درآمد بالا نسبت به کشورهای با درآمد پایین، از منابع سلامت بیشتری برخوردارند و همچنین، نسبت منابع سلامت در کشورها متفاوت است [۸، ۱۲]. بنابراین، توزیع نابرابر منابع، منجر به وضعیت سلامت متفاوت در کشورها شده‌است. همچنین، حفظ و ارتقای ظرفیت منابع سلامت، یکی از عوامل اساسی کاهش بحران‌های سلامت در کشورهای در حال توسعه و عامل اساسی توسعه‌ی پایدار سلامت در کشورهای توسعه‌یافته است [۱۳].

مطالعات پیشین نیز نشان دادند که تاثیر منابع سلامت بر وضعیت سلامت در کشورهای مختلف، متفاوت است. گروهی از مطالعات گزارش دادند که کشورهای با منابع سلامت بیشتر، وضعیت سلامت بهتری داشتند [۱۶-۱۲، ۱۰، ۹، ۱۳]. در این مطالعات، برای وضعیت سلامت، از شاخص‌های امید زندگی و نرخ مرگ‌ومیر کودکان و نوزادان استفاده شده‌است. به‌طور نمونه، حسینی و همکاران در مطالعه‌ای پیرامون کشورهای OECD^۱ نشان دادند که تعداد پزشک، تاثیر مستقیمی بر امید زندگی و تعداد تخت بیمارستان، تاثیرات منفی بر امید زندگی و مثبت بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان دارد [۱]. همچنین، نتایج مطالعه‌ی اور^۲ و همکاران پیرامون کشورهای OECD نشان داد که تعداد پزشک تاثیر مستقیمی بر امید زندگی دارد [۳]. آنانند و بورنیگوزن^۳، لیبرت و مودر^۴ و پاندو^۵ از متغیر مرگ‌ومیر کودکان به‌عنوان شاخص وضعیت سلامت استفاده کرده و بیان کردند که افزایش پزشک، میزان مرگ‌ومیر کودکان را کاهش می‌دهد [۱۶، ۱۰، ۹]. همچنین، مطالعات دیگر نیز نشان دادند که نرخ مرگ‌ومیر مادران، نوزادان و کودکان زیر پنج سال در کشورهایی که منابع انسانی سلامت بیشتری دارند، کمتر است؛ اما گروهی از مطالعات نیز چنین بیان کردند که منابع انسانی سلامت، تاثیری بر نرخ مرگ‌ومیر نداشته و یا تاثیر ناچیزی دارند [۱۸، ۱۷، ۱۵، ۹، ۱۳].

¹ Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)

² Or

³ Anand & Bärnighausen

⁴ Liebert & Mäder

⁵ Pando

⁶ Vector Error Correction Model (VECM)

⁷ Eviews

⁸ Ordinary Least Squares (OLS)

⁹ Johansen

امید زندگی و نرخ مرگومیر کودکان استفاده می‌شود و در مطالعه‌ی حاضر نیز از متغیر امید زندگی به‌عنوان شاخصی از وضعیت سلامت جامعه، که متغیری وابسته مدل است، استفاده شد. همچنین، طبق مطالعات پیشین، متغیرهای درآمد ناخالص ملی سرانه، مخارج سلامت سرانه و متوسط سال‌های تحصیل نیز به‌عنوان متغیرهای مستقل مدل در نظر گرفته شد [۳۶، ۹، ۱۵]. یکی دیگر از عوامل تأثیرگذار بر سلامت، منابع سلامت است که متغیرهای مختلفی برای آن وجود دارد؛ اما عموماً از تعداد پزشک و تخت بیمارستانی استفاده می‌شود که در مطالعه‌ی حاضر نیز از دو متغیر تعداد پزشک (به ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت) و تخت بیمارستانی (به ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت) استفاده شد و اطلاعات مربوط آن از سال‌نامه‌های آماری سال‌های مختلف استخراج گردید [۱، ۳، ۸، ۹، ۱۵، ۱۶]. بنابراین، تابع سلامت مطالعه‌ی حاضر به شرح زیر بود:

$$LIFE = f(PHY, BED, GNI, HE, E)$$

متغیرهای مدل و علایم اختصاری آن‌ها در جدول ۱ آورده شده است.

با توجه به این که ممکن است وضعیت سلامت تحت تأثیر تعداد پزشک و تخت‌های بیمارستان سال‌های پیش قرار گیرد، تأثیر باوقفه‌ی این متغیرها بر وضعیت سلامت نیز در نظر گرفته شد. تابع سلامت مطالعه‌ی حاضر با توجه به مدل تصحیح خطا که در بالا بیان شد به شرح زیر بود:

$$\Delta LIFE_t = \theta + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta LIFE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta PHY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta BED_{t-i} + \lambda_1 ECT_{t-i} + \delta_1 GNI + \varphi_1 HE + \gamma_1 E + \vartheta_t$$

ولی از سال ۲۰۱۰ به بعد، رشدی بالا معادل ۵/۶ درصد را تجربه کرده است. به‌طور متوسط، تعداد پزشک به ازای هر ۱۰۰۰ نفر طی دوره‌ی مورد بررسی ۰/۳۹±۰/۰۹ بود. متغیر تعداد تخت بیمارستان به ازای هر ۱۰۰۰ نفر روندی صعودی و ملایم داشته که میانگین آن طی ۲۰۱۷-۱۹۹۰ برابر ۱/۶۴±۰/۱۳ بوده است. این متغیر از سال ۲۰۱۳ به بعد رشد بالایی داشته است.

برای انتخاب روشی مناسب جهت برآورد، ابتدا پایایی متغیرها بررسی گردید. با توجه به این که هیچ‌یک از متغیرها دارای شکست ساختاری نبود، برای پایایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شد. در این آزمون، فرض صفر، ناپایایی (وجود ریشه‌ی واحد) متغیر است. نتایج جدول ۱ نشان داد که همه‌ی متغیرها در سطح ناپایا بودند و با یک باز تفاضل‌گیری، پایا شدند؛ بنابراین، همه‌ی متغیرها هم‌جمع از مرتبه‌ی یک بوده، احتمال هم‌جمعی میان آن‌ها وجود داشت.

براساس آزمون‌های مرتبط، مانند آکاییک^{۱۰}، شوارتز^{۱۱}، حنان کویین^{۱۲} و خطای پیش‌بینی نهایی^{۱۳}، انتخاب شود. سپس، عرض از مبدا و روند زمانی مدل براساس مقید تا غیرمقیدترین الگوهای روش جوهانسن تعیین و در انتها، تعداد بردارهای هم‌جمعی براساس آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر تعیین شود. پس از انجام مراحل بالا، مدل تحقیق با استفاده از روش تصحیح خطای برداری قابل تخمین و برآورد است [۲، ۶].

در مطالعه‌ی حاضر، با توجه به هم‌جمع بودن متغیرها، از روش تصحیح خطای برداری استفاده شد. در این روش، تغییرات متغیر وابسته، تابعی از تغییرات باوقفه‌ی خود متغیر، انحراف از رابطه‌ی تعادلی بلندمدت (که با جزء تصحیح خطا بیان می‌شود) و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. فرم کلی این تابع به‌صورت زیر است:

$$\Delta Y_t = \theta + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta X_{t-i} + \lambda \varepsilon_{t-i} + \vartheta_t$$

Y: متغیر وابسته، X: متغیر مستقل، ε_{t-i} : عبارت تصحیح خطا، $\alpha_i, \beta_i, \lambda$: ضرایب مدل، Δ : تفاضل مرتبه‌ی اول و $t-i$: وقفه نام متغیرهاست. در مطالعات تجربی، برای تعیین عوامل موثر بر سلامت، از تابع سلامت گروسمن^{۱۴} (۱۹۶۲) استفاده می‌شود که با بسط آن در سطح کلان کشورها، می‌توان تابع سلامت را تابعی از متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی تعریف کرد [۱، ۲۶، ۲۷]. برای بررسی وضعیت سلامت جامعه، معمولاً از متغیرهای

Δ : تفاضل مرتبه‌ی اول و $t-i$: وقفه‌ی نام متغیرهاست. توضیح علایم اختصاری متغیرها در جدول ۱ آورده شد.

یافته‌ها

متغیر امید زندگی طی دوره‌ی بررسی همواره روندی صعودی و شیب رشدی یکسانی داشته، به‌طوری که متوسط امید زندگی در این دوره برابر با ۷۱/۳۴±۳/۴ سال بوده و به‌طور متوسط، نرخ رشد ۰/۶ درصدی داشته است. بررسی روند متغیر تعداد پزشک به ازای هر ۱۰۰۰ نفر نشان داد که این متغیر نیز روندی صعودی داشته، به‌طوری که تا سال ۲۰۰۶ رشدی ملایم و سینوسی و طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۶ رشد ناچیزی داشته است؛

¹⁰ Akaike Information Criterion (AIC)

¹¹ Schwartz Information Criterion (SC)

¹² Hannan-Quinn Information Criterion (HQC)

¹³ Final Prediction Error

¹⁴ Grossman

جدول ۱: علایم اختصاری متغیرها و نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

نتیجه	P-value	مقدار بحرانی (%)	مقدار آماره‌ی ADF	علامت اختصاری متغیر	متغیر
ناپایا	۰/۹۶	-۲/۹۹	۰/۲۲	LIFE	امید زندگی
پایا	۰/۰۰۰۲	-۲/۹۹	-۵/۳۳	DLIFE	
ناپایا	۰/۹۹	-۲/۹۷	۱/۲۷	PHY	پزشک (به ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت)
پایا	۰/۰۰۹	-۲/۹۸	-۳/۷۳	DPHY	
ناپایا	۰/۹۸	-۲/۹۷	۰/۶۵	BED	تخت بیمارستان (به ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت)
پایا	۰/۰۰۰۳	-۲/۹۸	-۵/۱۴	DBED	
ناپایا	۰/۸۸	-۲/۹۷	-۰/۴۷	GNI	درآمد ناخالص ملی سرانه (PPP)
پایا	۰/۰۰۰۴	-۲/۹۸	-۵/۰۵	DGNI	
ناپایا	۰/۹۸	-۲/۹۷	۰/۶۶	HE	مخارج سلامت سرانه
پایا	۰/۰۰۸	-۳/۵۹	-۴/۴۱	DHE	
ناپایا	۰/۹۱	-۳/۶۰	-۱/۰۵	E	متوسط سال‌های تحصیل
پایا	۰/۰۹	-۳/۶۰	-۳/۲۴	DE	

D: تفاضل مرتبه‌ی اول هر متغیر

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شد. در مرحله‌ی آخر، تعداد بردارهای هم‌جمعی میان متغیرها مشخص گردید و برای این منظور از آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه استفاده شد؛ نتایج در جدول ۳ ارائه شده است. در هر دو آزمون، برای فرض یک بردار هم‌جمعی، مقدار آماره‌ی آزمون بیشتر از مقدار بحرانی بود؛ بنابراین، در سطح پنج درصد، یک بردار هم‌جمعی (فرض صفر) پذیرفته نشد، ولی فرضیه‌ی صفر دو بردار هم‌جمعی در هر دو آزمون پذیرفته شد؛ بنابراین، حداکثر دو بردار هم‌جمعی میان متغیرها وجود داشت.

برای بررسی وجود هم‌جمعی میان متغیرها، از آزمون هم‌جمعی جوهانسن [۲۰] استفاده شد. بدین ترتیب، ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه‌ی مدل انتخاب گردید. سپس وقفه‌ی دوم با توجه به آزمون‌های حنان کویین، شوارتز، آکاییک، خطای پیش‌بینی نهایی و حداکثر راست‌نمایی انتخاب شد. برای انتخاب وقفه‌ی بهینه، وقفه‌ای که کم‌ترین میزان در این آزمون‌ها را داشت، انتخاب گردید. براساس مقید تا غیرمقیدترین الگوهای روش جوهانسن، الگوی چهارم با عرض از مبدا و روند زمانی خطی انتخاب

جدول ۲: تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل

تعداد وقفه	LR	خطای پیش‌بینی نهایی	معیار آکاییک	معیار شوارتز	معیار حنان کویین
۱	۱۱۶/۵۸	۰۰/۰۰	-۱۰/۲۱۷	-۹/۳۳۴	-۹/۳۷۸
۲	۵۶/۹۷*	۰۰/۰۰*	-۱۳/۲۶*	-۱۱/۹۴*	-۱۲/۹۱*

*: وقفه‌ی بهینه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳: تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی مدل

نتیجه	P-value	مقدار بحرانی	مقدار آماره	تعداد بردار	آزمون اثر
رد شد	<۰/۰۰۱	۲۵/۸۷	۳۸/۵۴	۱	آزمون اثر
رد نشد	۰/۹۷	۱۲/۵۱	۱/۹۳	۲	
رد شد	<۰/۰۰۱	۱۹/۳۸	۳۶/۶۲	۱	آزمون حداکثر مقدار ویژه
رد نشد	۰/۹۷	۱۲/۵۱	۱/۹۳	۲	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۰/۰۸ بود؛ در واقع، اگر تعداد پزشکی که در سال گذشته به جمعیت پزشک کشور افزوده شده، یک درصد افزایش یابد، نرخ امید زندگی ۰/۱۱ درصد رشد می‌کند؛ بنابراین، متغیر تعداد پزشک در هر دو وقفه‌ی اول و دوم در سطح معنی‌داری پنج درصد، تاثیر مثبتی بر امید زندگی داشت. این نتیجه بیان‌گر این واقعیت است که تاثیر افزایش تعداد پزشک بر امید زندگی و وضعیت سلامت جامعه، دست‌کم در یک و یا دو سال آینده نمود می‌یابد.

با توجه به وجود دو بردار هم‌جمعی میان متغیرها برای برآورد ضرایب مدل، از مدل تصحیح خطای برداری با دو وقفه و دو بردار هم‌جمعی استفاده شد که نتایج در جدول ۴ ارائه شده است. نتایج نشان داد که وقفه‌ی اول و دوم متغیر امید زندگی با ضرایب ۰/۶ و ۰/۶۵، تاثیر مثبتی بر امید زندگی دارد؛ یعنی امید زندگی در سال جاری تحت تاثیر میزان امید زندگی در یک و دو سال گذشته است. ضرایب تعداد پزشک در وقفه‌ی اول ۰/۱۱ و در وقفه‌ی دوم

امید زندگی در سال‌های آتی دارد. ضریب متغیر درآمد ملی سرانه در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد تأثیر مثبتی بر امید زندگی داشت. ضرایب مخارج سلامت و متوسط سال‌های تحصیل در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد برابر با ۰/۰۰۰۰۱ و ۰/۰۴ بود؛ بنابراین، یک درصد افزایش در مخارج سلامت و متوسط سال‌های تحصیل، امید زندگی را به ترتیب ۰/۰۰۱ و ۰/۰۴ درصد افزایش می‌دهد.

ضرایب متغیر تخت بیمارستان در وقفه‌ی اول در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد برابر با ۰/۲۳- و در وقفه‌ی دوم، در سطح معنی‌داری پنج درصد برابر با ۰/۲۲- بود که براساس آن، اگر میزان افزایش تخت بیمارستان در سال گذشته یک درصد رشد یابد، میزان افزایش امید زندگی ۰/۲۳- رشد می‌کند؛ بنابراین، می‌توان بیان کرد که افزایش تعداد تخت بیمارستان، تأثیر منفی بر

جدول ۴: نتایج آزمون مدل

متغیر وابسته: DLIFE	
متغیر مستقل	ضریب
ECM ^۱	-۰/۰۶***
DLIFE(-۱)	۰/۶۰۴***
DLIFE(-۲)	۰/۶۵۱***
DPHY(-۱)	۰/۱۱۶**
DPHY(-۲)	۰/۰۸۸**
DBED(-۱)	-۰/۲۳۸*
DBED(-۲)	-۰/۲۲۶**
GNI	۰/۰۰۰۰۰۵*
HE	۰/۰۰۰۰۱*
E	۰/۰۴*

• ECM: ضریب تصحیح خطا، D: تفاضل مرتبه‌ی اول هر متغیر، (-۱) و (-۲) به ترتیب متغیر با یک و دو وقفه‌ی قبل

• * معنی‌داری در سطح ۱۰٪، ** معنی‌داری در سطح ۵٪، *** معنی‌داری در سطح ۱٪

• مأخذ: یافته‌های تحقیق

بحث

بورنیگوزن چنین بیان کردند که منابع انسانی سلامت (تعداد پزشک و پرستار) منجر به کاهش نرخ مرگومیر مادران، نوزادان و کودکان شده و میزان کاهش نرخ مرگومیر مادران بیشتر از کودکان بوده است. زیرا نیروی کار سلامت ماهر می‌تواند مادران را نسبت به کودکان از مواجهه با خطرات سلامت مصون کند. لیبرت و مودر نشان دادند که افزایش یک پزشک به ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت می‌تواند نرخ مرگومیر کودکان و نوزادان را به ترتیب ۲۳ و ۱۶ درصد کاهش دهد [۱۰]. درحالی‌که پاندو چنین بیان کرد که افزایش تعداد پزشک می‌تواند اختلاف ۴۶٪ در نرخ مرگومیر کودکان را توضیح دهد [۱۶]. همچنین، بعضی مطالعات نشان دادند که تأثیر تعداد پزشک بر کاهش میزان مرگومیر بیشتر از تأثیر سایر منابع سلامت، همچون پرستاران و ماماهاست [۳،۹].

باید در نظر داشت اگرچه افزایش عرضه‌ی پزشک منجر به بهبود وضعیت سلامت در ایران، جهان و مناطق مختلفی از جهان شده، اما این مساله خطر تقاضای القایی (افزایش مخارج درمانی) و قراردادن بیماران در معرض خدمات غیر ضروری سلامت را نیز به دنبال دارد؛ به گونه‌ای که مطالعات بسیاری، حتی در ایران، وجود تقاضای القایی توسط پزشک را تایید کرده‌اند [۲۲، ۲۳].

نتایج نشان داد که حداقل یک بردار هم‌جمعی میان متغیرهای امید زندگی، تعداد پزشک و تخت بیمارستان در ایران وجود دارد که نشان از وجود رابطه‌ای بلندمدت میان منابع سلامت و وضعیت سلامت است؛ یعنی تعداد پزشک و تخت بیمارستان در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر امید زندگی موثرند. در این مدل، تأثیر حداقل مقادیر دو سال گذشته‌ی تعداد پزشک و تخت بیمارستان بر امید زندگی فعلی معنی‌دار بود و این نتیجه، با توجه به تأخیر در بازدهی افزایش تعداد پزشک و تخت بیمارستان بر وضعیت سلامت، قابل توجیه است. همچنین، در بلندمدت متغیر امید زندگی نیز از مقادیر با وقفه‌ی خود متأثر بود.

نتایج نشان داد که متغیر تعداد پزشک، تأثیر مثبتی بر امید زندگی دارد؛ یعنی افزایش تعداد پزشک، منجر به افزایش امید زندگی در جامعه می‌شود. به عبارت دیگر، افزایش منابع سلامت انسانی، منجر به افزایش امید زندگی و بهبود وضعیت سلامت در جامعه می‌شود. مطالعات پیشین نیز وجود چنین ارتباطی را گزارش کردند [۹، ۱۰، ۱۲، ۱۵]. حسینی و همکاران و اور و همکاران در مطالعاتی پیرامون کشورهای OECD نشان دادند که تعداد پزشک، تأثیر مستقیمی بر امید زندگی دارد [۱۴]. آنانند و

همکاران نشان دادند که متوسط سال‌های تحصیل و آناند و بورنیگوزن بیان کردند که نرخ باسوادی زنان منجر به کاهش نرخ مرگومیر کودکان می‌شود [۱۵]. تعداد سال‌های تحصیل و آموزش نیروی انسانی می‌تواند از طریق افزایش مهارت و تخصص نیروی کار، بهره‌وری بالاتر و افزایش سواد سلامت و درآمد، بر سلامت تاثیرگذار باشد [۲].

نتیجه‌گیری

به‌طور کلی هدف مطالعه‌ی حاضر بررسی تاثیر منابع سلامت (انسانی و فیزیکی) بر وضعیت سلامت بود و نتایج نشان داد که تعداد پزشک تاثیر مثبت و تعداد تخت بیمارستان، تاثیر منفی بر امید زندگی به‌عنوان شاخص سلامت دارد. بنابراین، سرمایه‌گذاری در منابع انسانی سلامت (عرضه‌ی پزشک) باید به‌طور مشخص به‌عنوان بخشی از استراتژی بهبود وضعیت سلامت و دستیابی به اهداف توسعه‌ی هزاره در نظر گرفته شود؛ زیرا نادیده گرفتن منابع سلامت، نه تنها دستیابی به اهداف توسعه‌ی هزاره را ناممکن می‌کند، بلکه به‌عنوان یکی از عوامل مهم تعیین‌کننده‌ی سلامت، وضعیت سلامت جامعه را تحت تاثیر قرار می‌دهد. با توجه به تاثیر مستقیم عرضه‌ی پزشک بر بهبود وضعیت سلامت و همچنین، ایجاد تقاضای القایی توسط پزشک، جهت بهبود وضعیت سلامت، سیاست‌های افزایش عرضه‌ی پزشک برای جبران کمبود تقاضای پزشک باید به‌گونه‌ای باشد که ضمن متعادل کردن عرضه و تقاضا، منجر به تقاضای القایی نگردد. در این راستا، عرضه‌ی پزشک متناسب با تقاضای آن و نه به‌صورت سیاسی و همچنین، تصویب و اجرای قوانین جهت نظارت بر عملکرد پزشکان جهت جلوگیری از تقاضای القایی می‌تواند راه‌گشا باشد.

مطالعه‌ی حاضر با محدودیت‌هایی نیز مواجه بود. بعضی از متغیرها که به لحاظ مبانی نظری بر وضعیت سلامت تاثیرگذارند، مانند نسبت شهرنشینی و تولید دی‌اکسیدکربن، از آن‌جا که به لحاظ آماری معنی‌دار نبودند، از مدل حذف شدند و فقط متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شدند که منجر به تصریح بهترین مدل شد. همچنین، برای بررسی تاثیر منابع سلامت بر وضعیت سلامت، نابرابری در توزیع منابع سلامت در نظر گرفته نشد. با تفکیک منابع سلامت در مناطق روستایی و شهری، به‌عنوان متغیر مستقل، می‌توان تاثیر نابرابری منابع سلامت را بر امید زندگی برآورد کرد؛ اما با توجه به محدودیت اطلاعات منابع سلامت در مناطق شهری و روستایی، این میزان قابل برآورد نبود، اگرچه این محدودیت به‌طور کلی تاثیری بر ارتباط میان منابع سلامت و وضعیت سلامت نداشت.

راهکارهایی برای جلوگیری از تقاضای القایی در ایران در سه سطح ساختاری، اقتصادی و عملکردی ارائه شده که به ترتیب اصلاح نظام ارجاع و حاکمیت بالینی، اصلاح ارتباط مستقیم مالی پزشک و بیمار و رعایت اخلاق حرفه‌ای جزئی از آن‌هاست، اما به‌هرروی، افزایش پزشک خارج از حد تعادل منجر به تقاضای القایی می‌شود [۲۲]. متغیر تعداد تخت بیمارستان که به‌عنوان منابع فیزیکی سلامت در نظر گرفته شد، تاثیر منفی بر امید زندگی در ایران داشت؛ اگرچه با توجه به تاثیری که تخت‌های بیمارستانی، به‌خصوص تخت‌های ویژه، بر افزایش احتمال بهبود و سلامتی بیماران دارند، چنین انتظار می‌رفت که این متغیر نیز مانند تعداد پزشک، تاثیر مثبتی بر امید زندگی داشته باشد. این نتیجه هم‌سو با مطالعه‌ی حسینی و همکاران پیرامون کشورهای OECD است [۱]. ایشان نشان دادند که تعداد تخت بیمارستان و بستری شدن تاثیرات منفی بر امید زندگی و مثبت بر نرخ مرگومیر کودکان دارد. در این خصوص می‌توان چنین بیان کرد که معمولاً بیماران با وضعیت سلامت وخیم بستری می‌شوند؛ بنابراین، افزایش تخت بیمارستان ممکن است ناشی از احتمال مرگومیر بیشتر و کاهش امید زندگی باشد. همچنین، با افزایش تخت بیمارستان، هیچ تقاضای القایی در ایران مشاهده نشده؛ یعنی تخت‌های بیمارستان برای تقاضاهای غیرضروری اشغال نشده است که می‌تواند گواه دیگری بر بستری بیماران بدحال باشد [۲۳]. شاید این دلیل بتواند رابطه‌ی منفی بالا را توجیه کند، اما همچنان اندکی قابل تامل است؛ زیرا دلیل این رابطه‌ی منفی، در جهت علیت از افزایش مرگومیر و کاهش امید زندگی در افزایش تعداد تخت بیمارستانی بیان شده و نه عکس آن؛ بنابراین، هیچ دلیلی بر جهت علیت از تعداد تخت بیمارستانی بر وضعیت امید زندگی وجود ندارد. با توجه به نتایج مطالعه‌ی حاضر و سایر مطالعات هم‌راستا و همچنین قلت مطالعات انجام شده در این خصوص، ضرورت بررسی رابطه و جهت علیت میان تخت‌های بیمارستانی و وضعیت سلامت، شامل امید زندگی و نرخ‌های مرگومیر، احساس می‌شود تا ابهام موجود در نتایج مرتفع گردد.

درآمد ناخالص ملی سرانه، ارتباط مثبتی با امید زندگی داشت. درآمد سرانه‌ی بالاتر، موجب ارتقای سلامت از طریق بهبود وضعیت زندگی، شامل دسترسی به آب آشامیدنی، تغذیه مناسب و... می‌شود. همچنین، درآمد سرانه‌ی بالاتر، قدرت خرید بیشتر و سطح آموزش بالاتر را ایجاد می‌کند که می‌تواند به‌طور مستقیم وضعیت سلامت را بهبود بخشد [۲۴، ۶]. تعداد سال‌های تحصیل نیز ارتباط مثبتی با امید زندگی داشت که هم‌خوان با مطالعات بسیاری است [۲، ۳]. فراهانی و

پزشک امری مهم است تا عرضه‌ی بیش از حد، منجر به تقاضای القایی نگردد.

ملاحظات اخلاقی

مطالعه‌ی حاضر به صورت پرسش‌نامه‌ای و در ارتباط مستقیم با انسان نبود و به همین سبب نیازمند کد اخلاق نمی‌باشد، با این وجود تمامی ملاحظات اخلاقی، از جمله شرط امانت و صداقت، رعایت گردید. همچنین، نویسندگان اظهار داشتند که تضاد منافی وجود ندارد.

تشکر و قدردانی

بدین وسیله از تمامی کسانی که در به انجام رسیدن این پژوهش همکاری نمودند، تشکر و قدردانی می‌گردد.

References

- Hosseini Jebeli SS, Hadian M, Souresrafi A. Study of health resource and health outcomes: Organization of economic corporation and development panel data analysis. *Journal of education and health promotion*. 2019;8:70.
- 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 (in Persian).
- Or Z, Wang J, Jamison D. International differences in the impact of doctors on health: a multilevel analysis of OECD countries. *Journal of health economics*. 2005;24(3):531-60.
- Shahraki M, Ghaderi S. The Impact of medical Insurances on out-of-pocket payments among urban households in Iran: A Double-Sample selection Model. *Journal of Health Administration*. 2019;22(2):42-54 (in Persian).
- Halicioglu F. Modeling life expectancy in Turkey. *Economic Modelling*. 2011;28:2075-82.
- 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 (in Persian).
- Shahraki M, Ghaderi S. Investigating the effect of socioeconomic factors on household health expenditures: Hackman two-step method. *Payavard Salamat*. 2019;13(2):160-71 (in Persian).
- Qin X, Hsieh C-R. Economic growth and the geographic maldistribution of health care resources: Evidence from China, 1949-2010. *China Economic Review*. 2014;31:228-46.
- Anand S, Barnighausen T. Human resources and health outcomes: cross-country econometric study. *Lancet (London, England)*. 2004;364(9445):1603-9.
- Liebert H, Mäder B. Marginal effects of physician coverage on infant and disease mortality. *Health, Econometrics and Data Group (HEDG)*. 2016;16/17:1-37.
- Baeten S, Van Oort T, van Doorslaer E. Rising inequalities in income and health in China: who is left behind? *Journal of health economics*. 2013;32(6):1214-29.
- Shetty A, Shetty S. The Impact of Doctors per Capita on the Mortality Rate In Asia. *International Journal of Medical and Pharmaceutical Sciences*. 2014;4:10-5.
- Chen L, Evans T, Anand S, Boufford JI, Brown H, Chowdhury M, et al. Human resources for health: overcoming the crisis. *Lancet (London, England)*. 2004;364(9449):1984-90.
- Aakvik A, Holmas TH. Access to primary health care and health outcomes: the relationships between GP characteristics and mortality rates. *Journal of health economics*. 2006;25(6):1139-53.
- Farahani M, Subramanian SV, Canning D. The effect of changes in health sector resources on infant mortality in the short-run and the long-run: A longitudinal econometric analysis. *Social Science & Medicine*. 2009;68(11):1918-25.
- Pando C. The Influence of Number of Physicians on Infant Mortality Across Nations. *Lehigh Review*. 2016;24:61-71.
- Watson DE, McGrail KM. More doctors or better care? *Healthcare quarterly (Toronto, Ont)*. 2009;12(4):101-4.
- Vogel RL, Ackermann RJ. Is primary care physician supply correlated with health outcomes? *International journal of health services : planning, administration, evaluation*. 1998;28(1):183-96.
- World Bank. World Bank open data. [cited 2019 Mar 8]. Available at: <https://data.worldbank.org/>. 2019.
- Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 1988;12(2-3):231-54.
- Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*. 1972;80(2):223-55.
- Akhavan Behbahani A, Esmaili I. Supplier-Induced Demand (SID) for Medical Services by Iranian Physicians (Policymaking and Controlling). *Majlis & Rahbord*. 2019;25(96):321-41 (in Persian).
- Panahi H, Salmani B, Nasibparast S. Inductive Effect of Physicians Number and Hospital Bed on Health Expenditures in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*. 2015;2(2):25-42 (in Persian).
- Asgari H, Badpa B. The effects of public and private health care expenditure on health status in Iran. *journal of ilam university of medical sciences*. 2015;23(5):36-46 (in Persian).

Effect of Health Resources on Health Status in Iran

Mahdi Shahraki^{1*}, Simin Ghaderi¹

1- Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Human Science, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran.

Abstract

Introduction: Maintaining and enhancing the capacity of health resources are key factors in reducing health crises and making sustainable growth and development. Given the important role of health resources and their unequal distribution on health status, this study aimed to investigate the effect of health resources on health status in Iran.

Methods: This study is a descriptive-analytical, applied, and correlational study that used a vector error correction model for Iran at the national level. The annual time series data were extracted from the World Bank database and statistical yearbooks of the Iranian Statistical Center for the years 1990–2017. The estimates of the research model and required tests were performed in Eviews 10 software.

Results: The results showed that if the physician supply increased by one percent in the previous year, life expectancy would increase by 0.11 percent. Also, with each one percent increase in the gross national income, health expenditures, and average years of schooling, life expectancy increases by 0.0005, 0.001, and 0.04 percent, respectively.

Conclusion: Physician supply, gross national income, health spending, and mean years of education had positive impacts on life expectancy in Iran. Thus, adopting policies to optimize physician supply if does not lead to induced demand, as well as enacting and enforcing laws to prevent induced demand, can improve the health status in Iran.

Keywords: Health Resources, Life Expectancy, Health

Please cite this article as follows:

Shahraki M, Ghaderi S. Effect of health resources on health status in Iran. *Hakim Health Sys Res.* 2020; 23(1): 122-129.

*Corresponding Author: Department of Economics, Faculty of Management and Human Science, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran. Tel: (+98)5431272241. E-mail: shahraki@cmu.ac.ir