مقاله پژوهشی

ارتباط شاخص‌های کلان اقتصادی با کارایی خدمات سلامت در ایران در رژیم‌های تنش و عادی: رویکرد مارکوف سوئیچینگ

صدیقه خلیفه [۱]، بهار حافظی [۲*]، شهرام توقیفی [۳]، حامد دهنوی [۴]

[۱] دانشجوی دکتری اقتصاد سلامت، گروه علوم اقتصادی، واحد خمینی‌شهر، دانشگاه آزاد اسلامی، خمینی‌شهر، ایران
[۲] استادیار، گروه علوم اقتصادی، واحد خوراسگان، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران
[۳] دانشیار، گروه خدمات بهداشتی و اقتصاد، دانشگاه علوم پزشکی بقیه‌الله، تهران، ایران
[۴] استادیار، دانشکده بهداشت و ایمنی، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، تهران، ایران

* **نویسنده مسؤول:** بهار حافظی
hafezi@iau.ac.ir

ارجاع: خلیفه صدیقه، حافظی بهار، توفیقی شهرام، دهنوی حامد. ارتباط شاخص‌های کلان اقتصادی با کارایی خدمات سلامت در ایران در رژیم‌های تنش و عادی: رویکرد مارکوف سوئیچینگ. راهبردهای مدیریت در نظام سلامت ۱۴۰۵؛ ۱۱(۱): ۹۴-۸۰.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱۱/۰۱
تاریخ اصلاح نهایی: ۱۴۰۵/۰۳/۲۷
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۳/۳۰

زمینه و هدف: کارایی خدمات سلامت شاخصی بنیادین در ارزیابی عملکرد نظام بهداشت و درمان است و متغیرهای کلان اقتصادی از مسیر بودجه عمومی، هزینه واردات دارو و تجهیزات و توان مالی خانوارها با آن در ارتباط‌اند. پژوهش حاضر با هدف بررسی ارتباط تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و تورم با کارایی خدمات سلامت ایران در رژیم‌های متمایز طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۴۰۲ انجام شد.

روش پژوهش: این پژوهش کاربردی و از نوع تحلیلی-تبیینی با طرح سری زمانی است. داده‌های سالانه ۱۳۷۹ تا ۱۴۰۲ به روش کتابخانه‌ای از بانک جهانی و بانک مرکزی گردآوری شد. کارایی فنی نظام سلامت با تحلیل پوششی داده‌های خروجی‌محور (BCC) با پنج نهاده و ستانده معکوس نرخ مرگ‌ومیر محاسبه شد و ارتباط مؤلفه‌های سیکلی تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و تورم با کارایی، با رگرسیون مارکوف سوئیچینگ دورژیمی و با کنترل همه‌گیری کووید-۱۹ در محیط پایتون برآورد شد.

یافته‌ها: میانگین کارایی فنی ۰/۹۶۹ بود و ۱۱ سال از ۲۴ سال بر مرز کارایی قرار داشتند؛ کمترین کارایی به سال ۱۴۰۰ (۰/۷۳۹) تعلق داشت. مدل دورژیمی بر مدل خطی برتری داشت (مقدار احتمال خودراه‌اندازی ۰/۰۰۵). در رژیم تنش (۱۳۸۲، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰ و ۱۴۰۰ تا ۱۴۰۲)، انحراف نرخ ارز از روند ارتباط منفی و معنی‌دار با کارایی داشت (مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۰۱) و معنی‌داری این ارتباط در همه تصریح‌های تحلیل حساسیت حفظ شد، اما جهت آن به شیوه سنجش نوسان ارزی حساس بود؛ به‌طوری‌که در تصریح نرخ رشد، ضریب نرخ ارز در رژیم تنش مثبت شد (۰/۰۱۷)؛ اما ارتباط تولید ناخالص داخلی و تورم پایدار نبود. در رژیم عادی هیچ‌یک از سه شاخص معنی‌دار نبود. مدت انتظار رژیم تنش ۲/۵۰ و رژیم عادی ۶/۰۰ سال بود.

نتیجه‌گیری: ارتباط شاخص‌های کلان اقتصادی با کارایی خدمات سلامت ایران در همه دوره‌ها یکسان نیست و در دوره‌های تنش اقتصادی، ارتباط معنی‌دار نوسان ارزی با کارایی در همه تصریح‌ها پایدار بود، اما جهت آن به شیوه سنجش حساس است (منفی برای انحراف از روند و مثبت برای نرخ رشد)؛ بنابراین فقط معنی‌داری ارتباط پایدار است، نه جهت آن. بر این پایه، پایش مستمر کارایی و پیش‌بینی سازوکارهای حمایتی برای تأمین نهاده‌های وارداتی سلامت در دوره‌های تنش ارزی توصیه می‌شود. این یافته‌ها بیانگر ارتباط و نه علیت‌اند.

واژه‌های کلیدی: کارایی سازمانی، ارائه خدمات سلامت، زنجیره‌های مارکوف، تورم اقتصادی، رکود اقتصادی، ایران

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]

مقدمه

کارایی خدمات سلامت به‌عنوان یکی از شاخص‌های بنیادین ارزیابی عملکرد نظام‌های بهداشتی، نقش تعیین‌کننده‌ای در بهینه‌سازی تخصیص منابع، کاهش هزینه‌های غیرضروری و افزایش دسترسی جمعیت به خدمات باکیفیت ایفا می‌کند (۱). این مفهوم که در پژوهش حاضر به کارایی فنی محدود شده است، با متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و نرخ تورم در ارتباط است؛ زیرا این شاخص‌ها از مسیر تغییر در بودجه‌های دولتی، هزینه واردات تجهیزات و دارو و توان مالی خانوارها برای پرداخت هزینه‌های درمان، شرایط فعالیت نظام سلامت را دگرگون می‌کنند (۲). در کشورهای درحال‌توسعه، نوسان این متغیرها به دلیل وابستگی به درآمدهای ناپایدار و محدودیت‌های ساختاری، پیامدهای شدیدتری برای عملکرد نظام سلامت دارد (۳). شواهد موجود درباره جهت این ارتباط یکدست نیست. افزایش درآمد ملی می‌تواند منابع بیشتری را به بخش سلامت اختصاص دهد، اما افزایش منابع به‌خودی‌خود کارایی را بهبود نمی‌بخشد؛ گشایش منابع ممکن است به انباشت نهاده بدون بهبود متناسب در ستانده و در نتیجه کاهش کارایی فنی بینجامد، درحالی‌که محدودیت منابع گاه نظام را به صرفه‌جویی وامی‌دارد (۴، ۵). در اقتصاد ایران که با تحریم‌های بین‌المللی، جهش‌های ارزی و وابستگی به درآمدهای نفتی روبه‌روست، این روابط پیچیده‌تر است و تحلیل دقیق‌تری می‌طلبد (۶).

اهمیت پرداختن به کارایی خدمات سلامت در ایران از چند جنبه برجسته است. نخست، هزینه‌های درمانی با شتابی بیش از شاخص کل هزینه‌ها رشد کرده و بار مالی سنگینی بر خانوارها وارد ساخته است (۷). دوم، سهم بالای پرداخت مستقیم از جیب و ضعف ساختارهای بیمه‌ای، حفاظت مالی جمعیت را تضعیف و دسترسی عادلانه به خدمات را محدود کرده است (۴). سوم، نوسان نرخ ارز هزینه واردات دارو و تجهیزات پزشکی را به‌شدت افزایش داده و همراه با کسری بودجه، با پیامدهای سلامت مانند مرگ‌ومیر پیوند یافته است (۵). در چنین شرایطی، حفظ و ارتقای کارایی خدمات سلامت افزون بر کاهش هزینه‌های غیرضروری، مبنایی برای دستیابی به اهداف توسعه پایدار و کاهش نابرابری‌های بهداشتی فراهم می‌کند (۸)؛ ازاین‌رو شناخت چگونگی ارتباط شاخص‌های کلان اقتصادی با کارایی برای سیاست‌گذاران حوزه سلامت و اقتصاد ضروری است (۹).

باوجود اهمیت موضوع، ادبیات موجود عمدتاً روابط خطی میان شاخص‌های کلان اقتصادی و کارایی خدمات سلامت را بررسی کرده است. مدل‌های رگرسیون معمولی یا توبیت که در بسیاری از مطالعات پیشین به کار رفته‌اند، امکان شناسایی تغییر رفتار این روابط در دوره‌های متمایز اقتصادی را فراهم نمی‌کنند (۱۰). در ادبیات داخلی نیز اگرچه پژوهش‌هایی با تحلیل پوششی داده‌ها کارایی نظام سلامت ایران را سنجیده‌اند (۱۱)، ترکیب این روش با مدل‌های مارکوف سوئیچینگ برای تحلیل ارتباط رژیم‌محور شاخص‌های کلان اقتصادی با کارایی بسیار محدود بوده است. این شکاف سبب شده است درک روشنی از ارتباط متفاوت تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و تورم با کارایی در شرایط اقتصادی گوناگون به دست نیاید و سیاست‌های یکسان و غیرمنعطفی برای همه دوره‌ها پیشنهاد شود (۱۲).

نوآوری این پژوهش در ترکیب تحلیل پوششی داده‌های خروجی‌محور با بازده متغیر نسبت به مقیاس برای سنجش کارایی فنی خدمات سلامت، با رگرسیون مارکوف سوئیچینگ برای شناسایی درون‌زای رژیم‌ها و برآورد ارتباط رژیم‌محور شاخص‌های کلان اقتصادی با کارایی است. هدف اصلی پژوهش، بررسی ارتباط تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و نرخ تورم با کارایی خدمات سلامت ایران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۴۰۲ است. اهداف فرعی عبارت‌اند از محاسبه امتیاز کارایی فنی هر سال و تعیین ارتباط شاخص‌های کلان اقتصادی با کارایی در هر یک از رژیم‌هایی که مدل به‌صورت درون‌زا شناسایی می‌کند. متناظر با این اهداف، سه فرضیه آزمون شد: تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و نرخ تورم در هر رژیم با کارایی خدمات سلامت ارتباط معنی‌دار دارند.

روش پژوهش

این پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نظر روش، تحلیلی-تبیینی با رویکرد کمی و طرح سری زمانی است. جامعه آماری، داده‌های سالانه نظام سلامت و اقتصاد کلان ایران است و به‌دلیل دسترسی به سری یکدست از منابع رسمی، کل دوره ۱۳۷۹ تا ۱۴۰۲ (۲۴ سال) به روش سرشماری بررسی شد؛

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]

داده‌های پس از ۱۴۰۲ در زمان انجام پژوهش به‌طور کامل منتشر نشده بود. ابزار گردآوری داده‌ها فرم استخراج داده بود و داده‌ها به روش کتابخانه‌ای گردآوری شد: شاخص‌های نیروی انسانی، تخت، هزینه‌های سلامت و نرخ مرگ‌ومیر از پایگاه شاخص‌های توسعه جهانی بانک جهانی و تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و نرخ تورم از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شد. سال‌های میلادی منابع بین‌المللی با سال آماری متناظر شمسی تطبیق داده شد (برای نمونه، ۲۰۰۰ با ۱۳۷۹). در دوره بررسی هیچ مشاهده مفقودی وجود نداشت و داده‌های خام همه متغیرها برای ۲۴ سال به‌صورت پیوست تکمیلی ارائه شده است.

متغیرهای پژوهش در دو گروه قرار دارند. نهاده‌های مدل تحلیل پوششی داده‌ها عبارت‌اند از تعداد پزشکان (PD)، تعداد پرستاران (NR) و تعداد تخت‌های بیمارستانی (HB) به ازای هر هزار نفر جمعیت، هزینه سرانه سلامت (AHEpc) برحسب دلار آمریکا و هزینه بهداشت عمومی دولت (GHE) برحسب درصد تولید ناخالص داخلی. ستانده مدل، معکوس نرخ مرگ‌ومیر خام سالانه به ازای هر هزار نفر جمعیت (AMDR/۱) است. نرخ مرگ‌ومیر ستانده‌ای نامطلوب است و معکوس‌سازی آن سبب می‌شود مقدار بزرگ‌تر ستانده بیانگر عملکرد بهتر باشد؛ این شیوه برای ورود پیامدهای نامطلوب در مطالعات کارایی نظام سلامت به کار می‌رود (۱۳). نرخ مرگ‌ومیر در دوره بررسی از ۴/۶۹ تا ۶/۴۴ در هزار متغیر بوده و از صفر فاصله زیادی دارد؛ در این دامنه، تغییر نسبی معکوس نرخ مرگ‌ومیر با تغییر نسبی خود نرخ هم‌اندازه است و معکوس‌سازی، تفاوت‌های کوچک را بزرگ‌نمایی نمی‌کند. سری خام به‌جای سری استانداردشده سنی به کار رفت، زیرا تنها سری خام برای کل دوره به‌صورت یکدست در دسترس بود؛ بنابراین تغییر ساختار سنی جمعیت در ستانده کنترل نشده است. متغیرهای کلان اقتصادی عبارت‌اند از تولید ناخالص داخلی (GDP) به قیمت جاری و برحسب میلیارد دلار آمریکا، نرخ ارز (EXR) که نرخ بازار آزاد دلار آمریکا برحسب تومان است و نرخ تورم (INF) برحسب درصد تغییر سالانه شاخص قیمت مصرف‌کننده.

برای سنجش کارایی فنی از مدل تحلیل پوششی داده‌های خروجی‌محور با بازده متغیر نسبت به مقیاس (BCC) استفاده شد (۱۴). هر سال یک واحد تصمیم‌گیرنده است و جهت‌گیری خروجی‌محور به این دلیل برگزیده شد که هدف سیاستی، کاهش مرگ‌ومیر با منابع موجود است و نه کاهش منابع. برای هر سال o، ضریب گسترش ستانده ϕ_o^* از مسئله برنامه‌ریزی خطی زیر به دست می‌آید:

رابطه ۱:

$$\max_{\phi_o,\lambda} \phi_o \quad \text{s.t.} \quad \sum_{j=1}^{n} \lambda_j x_{ij} \leq x_{io} \ \ (i = 1, \dots, 5), \quad \sum_{j=1}^{n} \lambda_j y_j \geq \phi_o y_o, \quad \sum_{j=1}^{n} \lambda_j = 1, \quad \lambda_j \geq 0$$

که در آن x_{ij} مقدار نهاده iام در سال j، y_j ستانده سال j، λ_j وزن سال j در ساخت واحد مرجع مجازی و $n = 24$ تعداد سال‌هاست. قید برابری مجموع وزن‌ها با یک، قید تحدب مدل BCC است که فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس را اعمال می‌کند. امتیاز کارایی فنی به‌صورت $\theta_o = 1/\phi_o^*$ در بازه صفر تا یک تعریف می‌شود و مقدار یک بیانگر قرارگرفتن بر مرز کارایی است. شکاف کارایی، یعنی درصد افزایش لازم در ستانده برای رسیدن به مرز، برابر $100 \times (\phi_o^* - 1)$ است. ازآنجاکه ستانده معکوس نرخ مرگ‌ومیر است، این شکاف معادل آن است که با همان نهاده‌ها، نرخ مرگ‌ومیر به میزان $100 \times (1 - \theta_o)$ درصد کمتر باشد.

پس از تعیین ϕ_o^*، در مرحله دوم مجموع مازاد نهاده‌ها با ثابت نگه داشتن ϕ_o^* بیشینه شد تا مازاد باقی‌مانده هر نهاده (s_i^-)، یعنی مقداری از نهاده که پس از گسترش شعاعی ستانده همچنان قابل کاهش است، مستقیماً از جواب مسئله استخراج شود. امتیاز کارایی مدل شعاعی BCC به واحد اندازه‌گیری نهاده‌ها و ستانده وابسته نیست و مازادها به واحد اصلی هر نهاده گزارش می‌شوند. با پنج نهاده و یک ستانده، حداقل تعداد واحد لازم بر پایه قاعده تجربی، یعنی بیشینه حاصل‌ضرب تعداد نهاده‌ها در ستانده‌ها و سه برابر مجموع آن‌ها، برابر ۱۸ است و ۲۴ سال دوره بررسی از آن بیشتر است (۱۳). به‌کارگیری سال‌ها به‌عنوان واحد تصمیم‌گیرنده مستلزم فرض همگنی فناوری در کل دوره است که در بخش محدودیت‌ها به آن پرداخته شده است.

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]

در گام دوم، ارتباط شاخص‌های کلان اقتصادی با کارایی در رژیم‌های متمایز بررسی شد. رژیم‌ها از پیش تعیین نشده‌اند و مدل آن‌ها را به‌صورت درون‌زا، از طریق یک متغیر حالت پنهان مارکوفی و ماتریس احتمال انتقال، شناسایی می‌کند (۱۵). برای جلوگیری از رابطه کاذب میان کارایی مانا و متغیرهای کلان نامانا، مؤلفه سیکلی هر شاخص کلان، یعنی انحراف آن از روند بلندمدت، با فیلتر هودریک-پرسکات استخراج و وارد مدل شد (۱۶). این فیلتر برای لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم نرخ ارز و نرخ تورم، با پارامتر هموارسازی ۱۰۰ برای داده‌های سالانه و از طریق کمینه‌سازی زیر اعمال شد:

رابطه ۲:

$$\min_{\tau_t} \sum_{t=1}^{T} (X_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2$$

که در آن X_t سری مورد نظر، τ_t مؤلفه روند، $\lambda = 100$ پارامتر هموارسازی و $T = 24$ تعداد مشاهدات است. مؤلفه سیکلی $c_t = X_t - \tau_t$ برای لگاریتم تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز به‌صورت انحراف لگاریتمی (تقریباً درصدی) از روند و برای تورم به‌صورت واحد درصد انحراف از روند تفسیر می‌شود. فیلتر هودریک-پرسکات تنها برای ساخت متغیرهای توضیحی به کار رفت و در تعیین رژیم‌ها نقشی ندارد؛ بنابراین دور منطقی در شناسایی رژیم‌ها رخ نمی‌دهد.

با توجه به ۲۴ مشاهده سالانه، به‌جای مدل خودرگرسیون برداری چهارمتغیره که حدود ۶۲ پارامتر دارد، رگرسیون مارکوف سوئیچینگ تک‌معادله‌ای و کم‌پارامتر به کار رفت. در این مدل کارایی متغیر وابسته است، عرض از مبدأ و ضرایب سه شاخص کلان میان دو رژیم تغییر می‌کنند، واریانس خطا میان رژیم‌ها مشترک است و اثر همه‌گیری کووید-۱۹ با یک متغیر مجازی غیرسوئیچ‌کننده برای سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ کنترل می‌شود (۱۵). مدل به‌صورت زیر است:

رابطه ۳:

$$EFF_t = \alpha_{s_t} + \beta_{1,s_t} GDP_t^c + \beta_{2,s_t} EXR_t^c + \beta_{3,s_t} INF_t^c + \delta\, COVID_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad s_t \in \{1,2\}$$

که در آن EFF_t امتیاز کارایی فنی سال t، s_t متغیر حالت پنهان، α_{s_t} عرض از مبدأ وابسته به رژیم، β_{k,s_t} ضرایب وابسته به رژیم، GDP_t^c، EXR_t^c و INF_t^c مؤلفه‌های سیکلی استانداردشده (با میانگین صفر و انحراف معیار یک)، $COVID_t$ متغیر مجازی همه‌گیری و ε_t جمله خطا با توزیع نرمال است. به‌دلیل استانداردسازی، هر ضریب β بیانگر تغییر امتیاز کارایی به ازای یک انحراف معیار افزایش در مؤلفه سیکلی متناظر است. مدل ۱۲ پارامتر دارد. فرایند تغییر رژیم با ماتریس انتقال و مدت انتظار زیر توصیف می‌شود:

رابطه ۴:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1-p_{11} \\ 1-p_{22} & p_{22} \end{bmatrix}, \quad p_{ij} = \Pr(s_t = j \mid s_{t-1} = i), \quad E[D_i] = \frac{1}{1-p_{ii}}$$

که در آن p_{ij} احتمال انتقال از رژیم i به رژیم j است و مدت انتظار ماندن در هر رژیم از بخش دوم رابطه به دست می‌آید. برچسب رژیم‌ها پس از برآورد و بر پایه عرض از مبدأ تعیین شد: رژیمی که سطح کارایی پایین‌تری دارد «رژیم تنش» و رژیم دیگر «رژیم عادی» نامیده شد. تعداد رژیم‌ها با آزمون نسبت درست‌نمایی مدل دورژیمی در برابر مدل خطی تعیین شد؛ چون توزیع این آماره تحت فرضیه صفر استاندارد نیست، مقدار احتمال آن با خودراه‌اندازی پارامتری و ۱۹۹ تکرار محاسبه شد. معیارهای اطلاعاتی آکائیک، شوارتز-بیزی و حنان-کوئین تنها برای مقایسه نسبی مدل‌های رقیب به کار رفتند و نه برای تعیین تعداد رژیم. مانایی متغیرها با آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته و آزمون KPSS بررسی شد و باقیمانده‌های مدل با آزمون‌های جارک-برا (نرمال‌بودن)، لیونگ-باکس (خودهمبستگی)، LM-ARCH و بروش-پاگان (ناهمسانی واریانس) و آماره دوربین-واتسون ارزیابی شدند. ازآنجاکه مدل وقفه درون‌زا ندارد، شرط پایداری پویای مدل‌های خودرگرسیون برداری در آن موضوعیت ندارد. برای تحلیل حساسیت، مدل یک بار با حذف سال‌های همه‌گیری (۱۳۹۹ و ۱۴۰۰) و یک بار با جایگزینی مؤلفه‌های سیکلی با نرخ رشد سالانه تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز و سطح تورم برآورد شد.

برنامه‌های خطی مدل تحلیل پوششی داده‌ها با حل‌کننده تخصصی برنامه‌ریزی خطی HiGHS در کتابخانه SciPy

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]

CC BY-NC 4.0

نسخه ۱/۱۷ و مدل مارکوف سوئیچینگ با کتابخانه statsmodels نسخه ۰/۱۵ در محیط پایتون نسخه ۳/۱۱ برآورد شد. مدل مارکوف به روش حداکثر درست‌نمایی و با الگوریتم انتظار-بیشینه‌سازی مبتنی بر فیلتر همیلتون و هموارساز کیم برآورد شد؛ برای پرهیز از بیشینه محلی ۳۰۰ مقدار اولیه تصادفی آزموده شد، معیار همگرایی تغییر کمتر از 10^{-10} در لگاریتم درست‌نمایی بود و احتمال‌های اولیه رژیم از توزیع ارگودیک به دست آمد. خطاهای استاندارد از ماتریس هسین عددی استخراج شد. سطح معنی‌داری در همه آزمون‌ها ۵ درصد در نظر گرفته شد. وضعیت بهینگی همه مسائل برنامه‌ریزی خطی کنترل شد و برای بازتولیدپذیری، کد و داده‌ها نزد نویسندگان موجود است.

یافته‌ها

یافته‌ها در چهار بخش گزارش می‌شود: آمار توصیفی، آزمون مانایی، کارایی فنی سال‌ها و برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ.

آمار توصیفی

جدول ۱ آمار توصیفی متغیرها را نشان می‌دهد. نوسان‌پذیری شاخص‌های کلان اقتصادی، به‌ویژه نرخ ارز، بسیار زیاد است: ضریب تغییرات نرخ ارز ۱/۶۳ است، یعنی انحراف معیار آن (۱۲۷۷۱/۸ تومان) از میانگینش (۷۸۳۷/۹ تومان) بیشتر است، و نرخ ارز در دوره بررسی حدود ۶۱ برابر شده است. ضریب تغییرات تولید ناخالص داخلی ۰/۴۳ و نرخ تورم ۰/۵۶ است. این نوسان شدید و جهش‌های ناگهانی، به‌ویژه در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲، یکی از دلایل انتخاب مدلی است که اجازه می‌دهد ارتباط متغیرها در دوره‌های متفاوت تغییر کند. در مقابل، شاخص‌های منابع سلامت روندی تدریجی داشته‌اند و نرخ مرگ‌ومیر خام جز در سال‌های همه‌گیری (۱۳۹۹ و ۱۴۰۰) در دامنه‌ای محدود نوسان کرده است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش (۱۳۷۹ تا ۱۴۰۲، ۲۴ مشاهده)

متغیر	نماد	واحد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
تعداد پزشکان	PD	نفر در هزار نفر	۱/۸۱۵	۰/۳۴۸	۱/۳۲۰	۲/۶۳۰
تعداد پرستاران	NR	نفر در هزار نفر	۱/۳۰۴	۰/۲۶۶	۰/۹۰۰	۱/۸۰۰
تخت بیمارستانی	HB	تخت در هزار نفر	۱/۵۷۶	۰/۱۰۷	۱/۳۸۰	۱/۷۴۰
هزینه سرانه سلامت	AHEpc	دلار	۲۰۴/۷۹	۹۷/۰۷	۵۰/۴۳	۳۴۵/۷۷
هزینه بهداشت عمومی دولت	GHE	درصد GDP	۲/۵۷۳	۰/۷۳۲	۱/۷۸۱	۳/۶۸۹
نرخ مرگ‌ومیر خام	AMDR	در هزار نفر	۵/۰۷۱	۰/۳۵۹	۴/۶۹۲	۶/۴۳۷
معکوس نرخ مرگ‌ومیر (ستانده)	AMDR/۱	–	۰/۱۹۸	۰/۰۱۲	۰/۱۵۵	۰/۲۱۳
امتیاز کارایی فنی	EFF	صفر تا یک	۰/۹۶۹	۰/۰۶۰	۰/۷۳۹	۱/۰۰۰
تولید ناخالص داخلی	GDP	میلیارد دلار	۳۰۴/۱۶	۱۳۱/۶۳	۸۷/۴۴	۴۷۵/۶۰
نرخ ارز بازار آزاد	EXR	تومان به ازای دلار	۷۸۳۷/۹	۱۲۷۷۱/۸	۷۹۰/۰	۵۰۰۰۰/۰
نرخ تورم	INF	درصد	۲۲/۵۲	۱۲/۶۱	۹/۱۰	۴۸/۰۰

آزمون مانایی

نتایج آزمون‌های مانایی در جدول ۲ آمده است. لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم نرخ ارز و نرخ تورم در سطح نامانا و در تفاضل مرتبه اول مانا هستند؛ بنابراین ورود سطح آن‌ها به مدل خطر رابطه کاذب دارد. مؤلفه‌های سیکلی هر سه متغیر که در مدل به کار رفته‌اند، بر پایه هر دو آزمون مانا هستند. امتیاز کارایی بر پایه آزمون KPSS در سطح مانا است؛ آزمون دیکی-فولر با مقدار احتمال ۰/۱۰ فرضیه ریشه واحد را در سطح ۵ درصد رد نمی‌کند که با توجه به توان پایین این آزمون در نمونه کوچک، با نتیجه KPSS ناسازگار نیست. افزون بر این، کارایی به‌حکم ساختار مدل در بازه صفر تا یک محصور است و نمی‌تواند رفتار گام تصادفی داشته باشد. به این ترتیب همه متغیرهای مدل نهایی مانا هستند و آزمون هم‌انباشتگی یا مدل تصحیح خطا موضوعیت ندارد.

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]

جدول ۲: نتایج آزمون‌های مانایی دیکی-فولر تعمیم‌یافته و KPSS

متغیر	دیکی-فولر در سطح (مقدار احتمال)	دیکی-فولر در تفاضل اول (مقدار احتمال)	KPSS در سطح	نتیجه
امتیاز کارایی فنی (EFF)	۲/۵۶۵ - (۰/۱۰۰)	۴/۶۹۷ - (کمتر از ۰/۰۰۱)	۰/۳۴۴	مانا در سطح
لگاریتم GDP	۲/۰۷۱ - (۰/۲۵۶)	۲/۸۷۶ - (۰/۰۴۸)	۰/۴۷۴*	انباشته از مرتبه یک
لگاریتم EXR	۲/۲۲۴ (۰/۹۹۹)	۳/۴۶۷ - (۰/۰۰۹)	۰/۶۴۷*	انباشته از مرتبه یک
نرخ تورم (INF)	۱/۳۴۸ - (۰/۶۰۷)	۴/۶۱۳ - (کمتر از ۰/۰۰۱)	۰/۵۹۳*	انباشته از مرتبه یک
مؤلفه سیکلی GDP	۴/۳۱۴ - (کمتر از ۰/۰۰۱)	–	۰/۱۱۶	مانا در سطح
مؤلفه سیکلی EXR	۴/۰۸۰ - (۰/۰۰۱)	–	۰/۰۸۳	مانا در سطح
مؤلفه سیکلی INF	۴/۲۴۴ - (کمتر از ۰/۰۰۱)	–	۰/۰۴۸	مانا در سطح

آزمون دیکی-فولر با عرض از مبدأ و انتخاب وقفه بر پایه معیار آکائیک (حداکثر سه وقفه) انجام شد. فرضیه صفر آزمون KPSS مانایی است و مقدار بحرانی آن در سطح ۵ درصد ۰/۴۶۳ است. * رد فرضیه صفر مانایی در سطح ۵ درصد.

یافته‌های مدل تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)

نتایج مدل تحلیل پوششی داده‌ها در جدول ۳ آمده است. میانگین کارایی فنی کل دوره ۰/۹۶۹ بود و ۱۱ سال (۱۳۷۹، ۱۳۸۳، ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷) بر مرز کارایی قرار داشتند. کمترین کارایی به سال ۱۴۰۰ با امتیاز ۰/۷۳۹ و شکاف ۳۵/۳ درصد تعلق داشت و پس از آن سال‌های ۱۳۹۹ (۰/۸۶۱)، ۱۳۸۲ و ۱۴۰۲ (هر دو ۰/۹۲۹) و ۱۴۰۱ (۰/۹۳۰) قرار داشتند. امتیاز ۰/۷۳۹ در سال ۱۴۰۰ به این معناست که با همان نهاده‌ها، نرخ مرگ‌ومیر می‌توانست حدود ۲۶ درصد کمتر باشد. در ۱۳ سال ناکارا، میانگین مازاد باقی‌مانده پزشکان ۰/۱۰ و پرستاران ۰/۱۳ نفر به ازای هر هزار نفر، تخت بیمارستانی ۰/۰۱ تخت به ازای هر هزار نفر، هزینه سرانه سلامت ۴۹/۴ دلار و هزینه بهداشت عمومی دولت ۰/۱۳ واحد درصد از تولید ناخالص داخلی بود. بیشترین مازاد هزینه سرانه در سال‌های ۱۳۹۰ (۱۹۳/۶ دلار) و ۱۳۸۹ (۱۴۲/۸ دلار) مشاهده شد که با افزایش هزینه‌ها بدون بهبود متناسب در پیامد مرگ‌ومیر همزمان است. تمرکز ناکارایی در سال‌های ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۲ با افزایش نرخ مرگ‌ومیر در دوره همه‌گیری و پس از آن هم‌خوان است.

جدول ۳: امتیاز کارایی فنی، شکاف کارایی، مازاد نهاده‌ها و مجموعه مرجع با مدل BCC خروجی‌محور

سال	امتیاز کارایی (θ)	شکاف کارایی (درصد)	مازاد PD	مازاد NR	مازاد HB	مازاد AHEpc(دلار)	مازاد GHE	مجموعه مرجع
۱۳۷۹	۱/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	–
۱۳۸۰	۰/۹۹۷	۰/۳۵	۰/۰۴۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۷/۷۸	۰/۱۹۴	۱۳۷۹
۱۳۸۱	۱/۰۰۰	۰/۰۲	۰/۰۲۸	۰/۰۶۳	۰/۰۲۲	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۱۳۷۹، ۱۳۸۳، ۱۳۸۵
۱۳۸۲	۰/۹۲۹	۷/۶۲	۰/۰۱۸	۰/۰۳۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۵۹	۱۳۷۹، ۱۳۸۳، ۱۳۸۵
۱۳۸۳	۱/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	–
۱۳۸۴	۰/۹۹۸	۰/۲۲	۰/۰۰۰	۰/۰۷۲	۰/۰۶۵	۳/۴۹	۰/۰۶۱	۱۳۸۳، ۱۳۸۶
۱۳۸۵	۱/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	–
۱۳۸۶	۱/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	–
۱۳۸۷	۱/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	–
۱۳۸۸	۰/۹۸۳	۱/۷۱	۰/۰۵۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۴۳/۶۶	۰/۳۷۳	۱۳۸۷
۱۳۸۹	۰/۹۴۶	۵/۷۴	۰/۱۱۹	۰/۰۸۱	۰/۰۲۸	۱۴۲/۷۹	۰/۰۰۰	۱۳۸۶، ۱۳۹۶
۱۳۹۰	۰/۹۷۰	۳/۰۴	۰/۱۵۱	۰/۱۸۱	۰/۰۲۸	۱۹۳/۶۴	۰/۰۰۰	۱۳۸۶، ۱۳۹۶
۱۳۹۱	۱/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	–
۱۳۹۲	۱/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	–

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]

سال	امتیاز کارایی (θ)	شکاف کارایی (درصد)	مازاد PD	مازاد NR	مازاد HB	مازاد AHEpc(دلار)	مازاد GHE	مجموعه مرجع
۱۳۹۳	۰/۹۹۱	۰/۸۸	۰/۰۴۰	۰/۰۵۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۱۳۸۳، ۱۳۸۷، ۱۳۹۴، ۱۳۹۷
۱۳۹۴	۱/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	–
۱۳۹۵	۱/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	–
۱۳۹۶	۱/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	–
۱۳۹۷	۱/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	–
۱۳۹۸	۰/۹۸۳	۱/۷۴	۰/۱۹۲	۰/۲۰۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۹۲، ۱۳۹۷
۱۳۹۹	۰/۸۶۱	۱۶/۱۳	۰/۲۰۵	۰/۱۸۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۱۳۸۶، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۷
۱۴۰۰	۰/۷۳۹	۳۵/۳۴	۰/۱۹۷	۰/۲۴۰	۰/۰۰۰	۶۹/۵۷	۰/۱۷۱	۱۳۸۷، ۱۳۹۷
۱۴۰۱	۰/۹۳۰	۷/۵۲	۰/۱۵۶	۰/۲۶۰	۰/۰۰۰	۸۴/۹۷	۰/۳۶۶	۱۳۸۷، ۱۳۹۷
۱۴۰۲	۰/۹۲۹	۷/۶۷	۰/۱۳۶	۰/۳۶۰	۰/۰۰۰	۹۶/۱۸	۰/۴۵۴	۱۳۸۷، ۱۳۹۷
میانگین	۰/۹۶۹	۳/۶۷	۰/۰۵۵	۰/۰۷۳	۰/۰۰۶	۲۶/۷۵	۰/۰۷۰	–

مازادها مقدار باقی‌مانده هر نهاده پس از گسترش شعاعی ستانده‌اند و از مرحله دوم حل مسئله استخراج شده‌اند؛ مازاد ستانده در همه سال‌ها صفر بود. شکاف کارایی برابر $100 \times (\phi^* - 1)$ است. در ستون مجموعه مرجع، سال‌های کارایی که واحد مرجع مجازی هر سال را می‌سازند آمده است.

یافته‌های رگرسیون مارکوف سوئیچینگ

جدول ۴ مدل‌های رقیب را مقایسه می‌کند. افزودن ساختار دورژیمی به مدل خطی دارای متغیر مجازی همه‌گیری، لگاریتم درست‌نمایی را از ۵۱/۰۷ به ۷۶/۷۴ افزایش داد و آماره نسبت درست‌نمایی ۵۱/۳۳ با مقدار احتمال خودراه‌اندازی ۰/۰۰۵، فرضیه خطی بودن رابطه را رد کرد. مدل دورژیمی دارای متغیر مجازی همه‌گیری در هر سه معیار آکائیک، شوارتز-بیزی و حنان-کوئین کمترین مقدار را داشت و به‌عنوان مدل نهایی برگزیده شد. این معیارها تنها برای مقایسه نسبی مدل‌ها به کار رفته‌اند و از مقدار مطلق آن‌ها نمی‌توان درباره قدرت توضیحی مدل نتیجه گرفت. مدل سه‌رژیمی شمار پارامترها را به ۲۰ می‌رساند و با ۲۴ مشاهده قابل اتکا نیست؛ ازاین‌رو برآورد نشد.

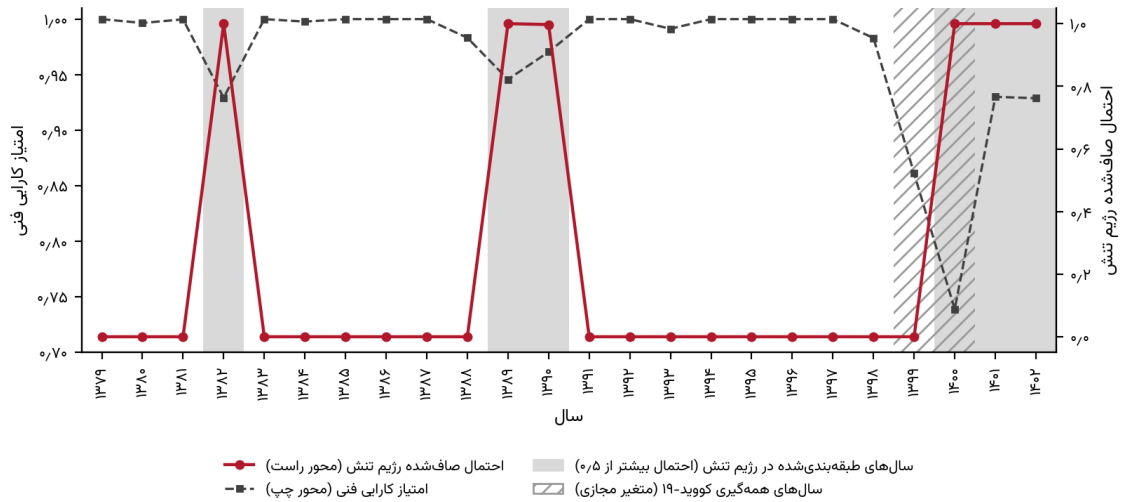
احتمال ماندن در رژیم تنش ۰/۶۰ و احتمال انتقال از رژیم عادی به رژیم تنش ۰/۱۷ برآورد شد؛ بنابراین احتمال ماندن در رژیم عادی ۰/۸۳ و احتمال بازگشت از رژیم تنش به رژیم عادی ۰/۴۰ است. مدت انتظار رژیم تنش ۲/۵۰ سال و رژیم عادی ۶/۰۰ سال است؛ یعنی دوره‌های تنش کوتاه‌تر و ناپایدارتر از دوره‌های عادی‌اند (جدول ۵).

لگاریتم درست‌نمایی و معیارهای اطلاعاتی برای ۲۴ مشاهده محاسبه شده‌اند و مقدار کمتر معیار اطلاعاتی بیانگر برازش نسبی بهتر است. آزمون نسبت درست‌نمایی مدل نهایی در برابر مدل خطی دارای متغیر مجازی همه‌گیری: آماره ۵۱/۳۳، مقدار احتمال خودراه‌اندازی پارامتری با ۱۹۹ تکرار ۰/۰۰۵.

جدول ۴: مقایسه مدل‌های رقیب و آزمون تعداد رژیم

مدل	تعداد پارامتر	لگاریتم درست‌نمایی	AIC	BIC	HQ
خطی بدون متغیر مجازی همه‌گیری	۵	۴۰/۱۲	- ۷۰/۲۴	- ۶۴/۳۵	- ۶۸/۶۸
خطی با متغیر مجازی همه‌گیری	۶	۵۱/۰۷	- ۹۰/۱۴	- ۸۳/۰۷	- ۸۸/۲۶
دورژیمی بدون متغیر مجازی همه‌گیری	۱۱	۶۰/۱۳	- ۹۸/۲۵	- ۸۵/۲۹	- ۹۴/۸۲
دورژیمی با متغیر مجازی همه‌گیری (مدل نهایی)	۱۲	۷۶/۷۴	- ۱۲۹/۴۷	- ۱۱۵/۳۴	- ۱۲۵/۷۲

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]



شکل ۱: احتمال صاف‌شده رژیم تنش و امتیاز کارایی فنی طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۴۰۲ (محور افقی: سال شمسی؛ محور عمودی راست و خط قرمز: احتمال صاف‌شده قرارگرفتن در رژیم تنش؛ محور عمودی چپ و خط‌چین خاکستری: امتیاز کارایی فنی؛ نواحی خاکستری: سال‌های طبقه‌بندی‌شده در رژیم تنش با احتمال بیشتر از ۰/۵؛ نواحی هاشورخورده: سال‌های همه‌گیری کووید-۱۹)

شکل ۱ احتمال صاف‌شده، یعنی احتمال قرارگرفتن هر سال در رژیم تنش با استفاده از اطلاعات کل نمونه، را نشان می‌دهد. طبقه‌بندی رژیم‌ها قاطع است: احتمال رژیم تنش در سال‌های ۱۳۸۲، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۴۰۰، ۱۴۰۱ و ۱۴۰۲ نزدیک به یک و در سایر سال‌ها نزدیک به صفر است. میانگین کارایی در سال‌های رژیم تنش ۰/۹۰۷ و در رژیم عادی ۰/۹۹۰ است. رژیم تنش با دوره تشدید تحریم‌ها و اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها (۱۳۸۹ و ۱۳۹۰) و دوره پس از بازگشت تحریم‌ها در ۱۳۹۷ و همه‌گیری (۱۴۰۰ تا ۱۴۰۲) هم‌زمان است و میانگین تورم در آن ۲۹/۶ درصد در برابر ۲۰/۲ درصد در رژیم عادی است؛ اما میانگین مؤلفه سیکلی تولید ناخالص داخلی در دو رژیم تفاوت چندانی ندارد (منفی ۰/۰۴ در برابر ۰/۰۱). ازاین‌رو رژیم‌های شناسایی‌شده بر سیکل رکود و رونق تولید منطبق نیستند و «تنش» و «عادی» نام‌گذاری شده‌اند.

ضرایب مدل نهایی در جدول ۵ آمده است. در رژیم تنش، مؤلفه سیکلی نرخ ارز ارتباط منفی و معنی‌دار با کارایی دارد (ضریب منفی ۰/۰۲۲، مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۰۱)؛ یعنی یک انحراف معیار افزایش نرخ ارز نسبت به روند آن، معادل ۰/۱۸ واحد لگاریتمی، با کاهش ۰/۰۲۲ واحدی امتیاز کارایی همراه است. در همین رژیم، مؤلفه سیکلی تولید ناخالص داخلی (ضریب ۰/۰۰۶، مقدار احتمال ۰/۰۱۰) و تورم (ضریب ۰/۰۰۹، مقدار احتمال ۰/۰۳۶) ارتباط مثبت و معنی‌دار دارند. در رژیم عادی هیچ‌یک از سه شاخص ارتباط معنی‌داری با کارایی ندارد (مقدار احتمال به ترتیب ۰/۱۰۱، ۰/۳۲۷ و ۰/۴۹۰). متغیر مجازی همه‌گیری ضریب منفی و معنی‌دار ۰/۱۵۷ دارد که بیانگر افت کارایی در سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ مستقل از رژیم است. چون متغیرهای توضیحی استاندارد شده‌اند، ضرایب برحسب واحد امتیاز کارایی و به ازای یک انحراف معیار تغییر در مؤلفه سیکلی تفسیر می‌شوند و تفسیر درصدی ندارند.

جدول ۵: برآورد رگرسیون مارکوف سوئیچینگ دورژیمی (مدل نهایی)

پارامتر	رژیم	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	مقدار احتمال
عرض از مبدأ (α)	تنش	۰/۹۳۰۰	۰/۰۰۲۹	۳۱۹/۱۶	کمتر از ۰/۰۰۱
مؤلفه سیکلی GDP	تنش	۰/۰۰۶۳	۰/۰۰۲۵	۲/۵۶	۰/۰۱۰
مؤلفه سیکلی EXR	تنش	- ۰/۰۲۲۳	۰/۰۰۳۸	- ۵/۸۸	کمتر از ۰/۰۰۱
مؤلفه سیکلی INF	تنش	۰/۰۰۹۵	۰/۰۰۴۵	۲/۱۰	۰/۰۳۶
عرض از مبدأ (α)	عادی	۰/۹۹۸۴	۰/۰۰۱۵	۶۵۵/۹۷	کمتر از ۰/۰۰۱

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]
Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0

پارامتر	رژیم	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	مقدار احتمال
مؤلفه سیکلی GDP	عادی	۰/۰۰۴۰ -	۰/۰۰۲۵	۱/۶۴ -	۰/۱۰۱
مؤلفه سیکلی EXR	عادی	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۲۴	۰/۹۸	۰/۳۲۷
مؤلفه سیکلی INF	عادی	۰/۰۰۱۵ -	۰/۰۰۲۲	۰/۶۹ -	۰/۴۹۰
متغیر مجازی همه‌گیری (δ)	مشترک	۰/۱۵۶۷ -	۰/۰۰۷۱	۲۲/۰۵ -	کمتر از ۰/۰۰۱
انحراف معیار خطا (σ)	مشترک	۰/۰۰۶۰	–	–	–
ماندن در رژیم تنش (p_{11})	–	۰/۶۰۰	۰/۲۰۵	۲/۹۳	۰/۰۰۳
انتقال از رژیم عادی به تنش (p_{21})	–	۰/۱۶۷	۰/۰۸۹	۱/۸۷	۰/۰۶۱
مدت انتظار رژیم تنش (سال)	–	۲/۵۰	–	–	–
مدت انتظار رژیم عادی (سال)	–	۶/۰۰	–	–	–
لگاریتم درست‌نمایی	–	۷۶/۷۴	–	–	–
AIC	–	۱۲۹/۴۷ -	–	–	–
BIC	–	۱۱۵/۳۴ -	–	–	–
HQ	–	۱۲۵/۷۲ -	–	–	–
تعداد مشاهدات	–	۲۴	–	–	–

مقدار احتمال دوطرفه گزارش شده است. خطاهای استاندارد از ماتریس هسین عددی به دست آمده‌اند و متغیرهای توضیحی مؤلفه‌های سیکلی استانداردشده‌اند. سطح معنی‌داری ۵ درصد است.

نتایج آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌ها در جدول ۶ آمده است. آماره جارک-برا (۰/۱۱ با مقدار احتمال ۰/۹۴۵) فرض نرمال‌بودن باقیمانده‌ها را رد نمی‌کند. آزمون لیونگ-باکس تا وقفه چهارم خودهمبستگی معنی‌داری نشان نداد و آماره دوربین-واتسون ۲/۲۰ است. آزمون‌های LM-ARCH و بروش-پاگان نیز ناهمسانی واریانس معنی‌داری نشان ندادند. بنابراین فروض مدل، در حدی که با ۲۴ مشاهده آزمون‌پذیر است، برقرار است.

جدول ۶: نتایج آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌های مدل نهایی

آزمون	آماره	مقدار احتمال
جارک-برا (نرمال‌بودن)	۰/۱۱۲	۰/۹۴۵
لیونگ-باکس، وقفه یک	۰/۳۱۳	۰/۵۷۶
لیونگ-باکس، وقفه دو	۲/۴۵۳	۰/۲۹۳
لیونگ-باکس، وقفه چهار	۲/۷۶۰	۰/۵۹۹
آزمون LM-ARCH با یک وقفه	۱/۷۰۰	۰/۱۹۲
بروش-پاگان	۰/۷۰۸	۰/۸۷۱
دوربین-واتسون	۲/۲۰۱	–

جدول ۷ نتایج تحلیل حساسیت را نشان می‌دهد. با حذف سال‌های همه‌گیری، ارتباط منفی و معنی‌دار مؤلفه سیکلی نرخ ارز با کارایی در رژیم تنش حفظ شد (ضریب منفی ۰/۰۱۹، مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۰۱)، اما ضرایب تولید ناخالص داخلی (مقدار احتمال ۰/۱۸۶) و تورم (مقدار احتمال ۰/۱۲۰) معنی‌دار نماندند و در رژیم عادی همچنان هیچ ضریبی معنی‌دار نبود. در تصریح جایگزین که به‌جای انحراف از روند، نرخ رشد سالانه تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز و سطح تورم به کار رفت، در رژیم عادی باز هم هیچ ضریبی معنی‌دار نبود؛ اما در رژیم تنش، رشد تولید ناخالص داخلی ضریب منفی و رشد نرخ ارز ضریب مثبت و معنی‌دار داشت. بنابراین یافته پایدار پژوهش، نبود ارتباط معنی‌دار شاخص‌های کلان با کارایی در رژیم عادی و معنی‌داری ارتباط ارزی در رژیم تنش است؛ جهت ارتباط ارزی به شیوه سنجش نوسان ارزی (انحراف از روند یا نرخ رشد) حساس است و ضرایب تولید ناخالص داخلی و تورم در رژیم تنش پایدار نیستند.

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]

جدول ۷: تحلیل حساسیت ضرایب رژیم‌محور

متغیر	رژیم	مدل نهایی	بدون سال‌های همه‌گیری	تصریح نرخ رشد
GDP	تنش	۰/۰۰۶۳ (۰/۰۱۰)	۰/۰۰۲۶ (۰/۱۸۶)	۰/۰۳۰۵ - (کمتر از ۰/۰۰۱)
EXR	تنش	۰/۰۲۲۳ - (کمتر از ۰/۰۰۱)	۰/۰۱۸۶ - (کمتر از ۰/۰۰۱)	۰/۰۱۷۴ (کمتر از ۰/۰۰۱)
INF	تنش	۰/۰۰۹۵ (۰/۰۳۶)	۰/۰۰۷۲ (۰/۱۲۰)	۰/۰۰۲۵ - (۰/۴۸۱)
GDP	عادی	۰/۰۰۴۰ - (۰/۱۰۱)	۰/۰۰۱۳ - (۰/۴۷۴)	۰/۰۰۲۰ (۰/۵۰۵)
EXR	عادی	۰/۰۰۲۴ (۰/۳۲۷)	۰/۰۰۰۹ (۰/۶۷۸)	۰/۰۰۴۲ (۰/۱۴۹)
INF	عادی	۰/۰۰۱۵ - (۰/۴۹۰)	۰/۰۰۰۹ - (۰/۶۶۸)	۰/۰۰۵۳ - (۰/۲۱۳)
متغیر مجازی همه‌گیری	مشترک	۰/۱۵۶۷ - (کمتر از ۰/۰۰۱)	–	۰/۲۳۷۴ - (کمتر از ۰/۰۰۱)
تعداد مشاهدات	–	۲۴	۲۲	۲۳
لگاریتم درست‌نمایی	–	۷۶/۷۴	۷۱/۴۷	۷۲/۲۳

اعداد داخل پرانتز مقدار احتمال است. در ستون تصریح نرخ رشد، متغیرهای توضیحی نرخ رشد لگاریتمی تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز و سطح تورم (استانداردشده) هستند و به دلیل تفاضل‌گیری، ۲۳ مشاهده به کار رفته است.

به‌طور کلی، فرضیه اول (ارتباط معنی‌دار تولید ناخالص داخلی با کارایی) و فرضیه سوم (ارتباط معنی‌دار تورم با کارایی) تنها در رژیم تنش و در مدل نهایی تأیید شدند و در تحلیل حساسیت از نظر معنی‌داری یا جهت پایدار نماندند. فرضیه دوم (ارتباط معنی‌دار نرخ ارز با کارایی) در رژیم تنش تأیید شد و معنی‌داری آن در همه تصریح‌ها پابرجا ماند. در رژیم عادی هیچ‌یک از سه فرضیه تأیید نشد.

بحث

یافته اصلی این پژوهش آن است که ارتباط شاخص‌های کلان اقتصادی با کارایی خدمات سلامت ایران در همه دوره‌ها یکسان نیست. در سال‌های عادی که بیشتر دوره بررسی را تشکیل می‌دهند، هیچ‌یک از سه شاخص ارتباط معنی‌داری با کارایی نداشتند، اما در دوره‌های تنش، نوسان ارزی با کارایی مرتبط بود. نبود ارتباط در شرایط عادی با یافته تسکایا و دمیرکیران (۲۰۱۶) در ترکیه هم‌خوان است که با داده‌های ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۳ ارتباطی میان کارایی هزینه‌های سلامت، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی سرانه نیافتند (۱۲). در مقابل، منوگات و اودیبر (۲۰۲۴) در کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه نشان دادند کارایی نظام‌های سلامت در دوره کووید-۱۹ نسبت به پیش از آن کاهش یافت (۳)؛ یافته‌ای که با تمرکز ناکارایی در سال‌های همه‌گیری و ضریب منفی و معنی‌دار متغیر مجازی همه‌گیری در پژوهش حاضر هم‌خوان است.

میانگین کارایی فنی ۰/۹۶۹ نشان می‌دهد نظام سلامت ایران در بیشتر سال‌ها نزدیک به بهترین عملکرد مشاهده‌شده خود بوده است؛ اما این امتیاز نسبی است و عملکرد هر سال را تنها با سال‌های دیگر همین نظام مقایسه می‌کند و به معنای کارایی مطلق نیست. مازاد هزینه سرانه در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ یادآور یافته پاکدامن و همکاران (۲۰۱۹) در ایران است که رشد هزینه‌های درمانی را چالش اصلی نظام سلامت معرفی کردند (۷)؛ پژوهش حاضر با برآورد مازاد باقی‌مانده هر نهاده، اندازه این ناکارایی را به تفکیک منابع نشان می‌دهد. صدیقی و همکاران (۱۳۹۹) کارایی نظام سلامت ایران را در مقایسه با کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه سنجیدند (۱۱) و دهنویه و همکاران (۱۳۹۵) کارایی خدمات سلامت استان کرمان را با سایر استان‌های کشور مقایسه کرد (۱۷)؛ پژوهش حاضر مکمل این مقایسه‌های مقطعی است و با مقایسه بین‌زمانی درون یک نظام، تغییر عملکرد را در طول زمان آشکار می‌کند.

معنی‌دار نبودن ارتباط شاخص‌های کلان با کارایی در رژیم عادی را می‌توان با ماهیت کند و برنامه‌ای تخصیص منابع سلامت توضیح داد. نیروی انسانی و تخت بیمارستانی در کوتاه‌مدت به نوسان‌های اقتصادی واکنش نشان نمی‌دهند و بودجه سلامت عمدتاً بر پایه سرانه‌های تاریخی تعیین می‌شود؛ ازاین‌رو در شرایط عادی، نوسان‌های معمول درآمد، ارز و قیمت‌ها به‌سرعت به نسبت ستانده به نهاده منتقل نمی‌شوند. بیرا و داش (۲۰۱۷) با داده‌های ایالت‌های هند طی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۴ نشان دادند درآمد مالیاتی و تولید ناخالص داخلی سرانه

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0

ارتباط مثبت و معنی‌داری با تأمین مالی و کارایی هزینه‌های سلامت عمومی دارند (۱۸)؛ اما یافته حاضر نشان می‌دهد در ایران، بیشتر بودن منابع در شرایط عادی لزوماً با کارایی فنی بیشتر همراه نیست و افزایش هزینه سرانه در سال‌هایی مانند ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ بدون بهبود متناسب در پیامد مرگ‌ومیر رخ داده است.

ارتباط منفی نوسان ارزی با کارایی در رژیم تنش را می‌توان از مسیر هزینه و دسترسی به نهاده‌های وارداتی تبیین کرد. بخش مهمی از دارو، مواد اولیه دارویی و تجهیزات پزشکی ایران وارداتی است و افزایش نرخ ارز بالاتر از روند، قیمت این نهاده‌ها را بالا می‌برد و دسترسی به آن‌ها را، به‌ویژه در دوره‌های تحریم که مبادلات بانکی و تأمین دارو دشوار می‌شود، محدود می‌کند (۱۹، ۲۰). در چنین شرایطی، منابع اسمی نظام سلامت ممکن است ثابت بماند یا حتی افزایش یابد، درحالی‌که دسترسی واقعی به خدمات مؤثر کاهش می‌یابد و پیامد مرگ‌ومیر بهبود نمی‌یابد؛ نتیجه، کاهش نسبت ستانده به نهاده است. مرور حیطه‌ای سجادی و همکاران (۲۰۲۳) درباره مطالعات ایران نیز کمبود دارو، افزایش قیمت و افت کیفیت خدمات را از سازوکارهای اصلی آسیب تحریم‌ها به نظام سلامت معرفی می‌کند (۲۱). تاپیا گرانادوس و آیونیدز (۲۰۱۷) در کشورهای اروپایی نشان دادند در دوره رکود بزرگ، کاهش مرگ‌ومیر شتاب گرفت (۵)؛ یعنی پیوند اقتصاد و سلامت در دوره‌های رکود لزوماً منفی نیست. تفاوت یافته حاضر با این نتیجه نشان می‌دهد آنچه در ایران کارایی را تهدید می‌کند، رکود تولید به‌تنهایی نیست، بلکه تنش ارزی و محدودیت دسترسی به نهاده‌هاست. هولینگزورث (۲۰۱۶) نیز در مرور بین‌المللی سنجش کارایی نظام‌های سلامت بر لزوم تفسیر سنجه‌های کارایی در بستر نهادی هر نظام تأکید کرده است (۲۲).

ارتباط مثبت مؤلفه سیکلی تولید ناخالص داخلی و تورم با کارایی در رژیم تنش، در تحلیل حساسیت پایدار نماند و باید با احتیاط تفسیر شود. یک توضیح محتمل آن است که در سال‌های تنش، کاهش تولید نسبت به روند با محدودیت بودجه و کاهش دسترسی به نهاده‌های مؤثر همراه است و بهبود نسبی تولید بخشی از این محدودیت را برطرف می‌کند. با این حال، رژیم تنش تنها شش سال را در بر می‌گیرد و چهار ضریب وابسته به رژیم با این تعداد مشاهده برآورد شده‌اند؛ ازاین‌رو این ضرایب شواهدی اکتشافی‌اند. میرشفیعی و همکاران (۱۴۰۱) در ایران ارتباط نااطمینانی تورمی با شاخص‌های اقتصادی مؤثر بر سلامت را نشان دادند (۶)؛ ناپایداری ضریب تورم در پژوهش حاضر می‌تواند بیانگر آن باشد که تورم بیشتر از مسیر هزینه و دسترسی خانوارها عمل می‌کند تا از مسیر نسبت ستانده به نهاده نظام سلامت. ماسودا و همکاران (۲۰۱۸) نیز در برزیل نشان دادند بحران اقتصادی و سیاست‌های ریاضتی، دستاوردهای نظام سلامت را در معرض خطر قرار می‌دهد و تاب‌آوری آن را به آزمون می‌گذارد (۲۳).

در مقایسه با مطالعات پیشین که در مرحله دوم عمدتاً از رگرسیون خطی یا توبیت استفاده کرده‌اند (۱۰،۹)، رویکرد رژیم‌محور پژوهش حاضر نشان داد میانگین‌گیری از کل دوره می‌تواند ارتباط‌هایی را که تنها در دوره‌های تنش پدیدار می‌شوند پنهان کند؛ چنان‌که در مدل خطی دارای متغیر مجازی هم‌گیری، هیچ‌یک از سه شاخص کلان ارتباط معنی‌داری با کارایی نداشتند. افزون بر این، برخلاف مطالعاتی که رژیم‌ها را از پیش و بر پایه سیکل تولید تعریف می‌کنند، شناسایی درون‌زای رژیم‌ها در این پژوهش نشان داد دوره‌های افت کارایی بیشتر با تنش‌های ارزی، تحریمی و تورمی هم‌زمان‌اند تا با رکود تولید.

این پژوهش با محدودیت‌هایی همراه است. نخست، ۲۴ مشاهده سالانه برای مدل‌های رژیم‌محور محدود است و به‌ویژه ضرایب رژیم تنش بر شش سال استوارند؛ ازاین‌رو یافته‌ها اکتشافی‌اند و نه تأییدی. دوم، جهت ارتباط ارزی در رژیم تنش به شیوه سنجش نوسان ارزی حساس بود. سوم، به‌کارگیری سال‌ها به‌عنوان واحد تصمیم‌گیرنده مستلزم فرض همگنی فناوری و محیط نهادی در کل دوره است، درحالی‌که فناوری پزشکی، ساختار جمعیت، تحریم‌ها، طرح تحول نظام سلامت و همه‌گیری کووید-۱۹ در این بازه تغییر کرده‌اند. چهارم، ستانده مدل نرخ مرگ‌ومیر خام است که ساختار سنی جمعیت را کنترل نمی‌کند، و تنها کارایی فنی سنجیده شده است؛ به دلیل نبود اطلاعات قیمت نهاده‌ها، کارایی تخصیصی بررسی نشد. پنجم، در برآورد دومرحله‌ای، ورود امتیاز کارایی برآوردشده به‌عنوان متغیر وابسته، خطای مرحله نخست را به مرحله دوم منتقل می‌کند و ممکن است ضرایب مرحله دوم را دچار

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]

سوگیری کند (۲۴). ششم، عواملی مانند تحریم‌ها، تغییرات جمعیتی، طرح تحول نظام سلامت، پوشش بیمه‌ای و شوک‌های نفتی می‌توانند هم‌زمان با شاخص‌های کلان و کارایی مرتبط باشند و جز همه‌گیری کنترل نشده‌اند؛ بنابراین امکان استنباط علّی وجود ندارد. هفتم، دو نهاده مدل تحلیل پوششی داده‌ها، یعنی هزینه سرانه سلامت به دلار و هزینه بهداشت عمومی دولت به‌صورت درصد تولید ناخالص داخلی، خود به نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی وابسته‌اند؛ از این رو بخشی از ارتباط برآوردشده این دو شاخص با کارایی در مرحله دوم ممکن است مکانیکی باشد و باید با احتیاط تفسیر شود.

پژوهش‌های آتی می‌توانند با داده‌های فصلی یا استانی، ستانده‌های جایگزین مانند امید زندگی و مرگ‌ومیر استانداردشده سنی، روش‌های تحلیل پوششی داده‌های پنجره‌ای یا شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست برای مقایسه بین‌زمانی (۲۵) و راهبردهای شناسایی علّی، این یافته‌ها را آزمون و تکمیل کنند.

نتیجه‌گیری

کارایی فنی خدمات سلامت ایران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۴۰۲ به‌طور میانگین ۰/۹۶۹ برآورد شد و بیشترین ناکارایی در سال‌های همه‌گیری و پس از آن رخ داد. تحلیل رژیم‌محور نشان داد ارتباط شاخص‌های کلان اقتصادی با کارایی یکسان نیست: در دوره‌های عادی هیچ‌یک از سه شاخص با کارایی ارتباط معنی‌داری ندارد، اما در دوره‌های تنش اقتصادی، نوسان ارزی به‌طور پایدار با کارایی مرتبط است. بر این پایه پیشنهاد می‌شود سامانه پایش مستمر کارایی نظام سلامت با تحلیل پوششی داده‌ها راه‌اندازی شود تا افت کارایی در آغاز دوره‌های تنش شناسایی شود؛ برای تأمین دارو و تجهیزات وارداتی در دوره‌های تنش ارزی، سازوکارهای حمایتی مانند ذخایر راهبردی دارو و صندوق‌های ذخیره مالی پیش‌بینی شود؛ و تخصیص منابع، به‌ویژه هزینه‌های سرانه که بیشترین مازاد را داشتند، بر مبنای شاخص‌های کارایی و نه سرانه تاریخی انجام گیرد. یافته‌های این پژوهش در چارچوب ارتباط و نه علیت قابل تفسیر است.

ملاحظات اخلاقی

این مقاله مستخرج از رساله دکتری مصوب دانشگاه آزاد اسلامی است و در چارچوب موازین اخلاق در پژوهش آن رساله انجام‌شده است. پژوهش تنها بر داده‌های ثانویه، تجمیعی و منتشرشده از منابع رسمی ملی و بین‌المللی مبتنی است، هیچ‌گونه داده فردی یا اطلاعات هویتی در آن به کار نرفته و مداخله‌ای بر روی انسان یا حیوان صورت نگرفته است؛ بنابراین مطابق رویه متعارف، مطالعه از الزام دریافت رضایت آگاهانه معاف است. موازین امانت‌داری در استناد و پرهیز از هرگونه دست‌کاری داده در همه مراحل رعایت شده است. همچنین این مطالعه با کد اخلاق IR.IAU.KHSH.REC.1404.234 به تایید رسیده است.

سپاسگزاری

نویسندگان بدینوسیله بر خود لازم می‌دانند از تمام کسانی که ایشان را در انجام این مطالعه یاری نموده‌اند سپاسگزاری نمایند.

مشارکت نویسندگان

طراحی پژوهش: ص. خ، ب. ح، ش. ت، ح. د

جمع‌آوری داده‌ها: ص. خ

تحلیل داده‌ها: ص. خ، ب. ح، ش. ت، ح. د

نگارش و اصلاح مقاله: ص. خ، ب. ح، ش. ت، ح. د

سازمان حمایت‌کننده

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه مقطع دکتری رشته اقتصاد سلامت با کد ۱۶۲۹۰۷۵۱۱ و تاریخ تصویب ۱۴۰۳/۹/۸ از دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خمینی شهر می‌باشد و از سوی هیچ سازمانی موردحمایت مالی قرار نگرفته است..

تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافعی از سوی نویسندگان گزارش نشده است.

References

1)Mbau R, Musiega A, Nyawira L, Tsofa B, Mulwa A, Molyneux S, et al. Analysing the efficiency of health systems: a systematic review of the literature. Appl Health Econ Health Policy 2023; 21(2): 205–24. doi: 10.1007/s40258-022-00785-2. PMID: 36575334. PMCID: PMC9931792.

2) Usman M, Ma Z, Wasif Zafar M, Haseeb A, Ashraf RU. Are air pollution, economic and non-economic

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]

factors associated with per capita health expenditures? evidence from emerging economies. Int J Environ Res Public Health 2019; 16(11): 1967. doi: 10.3390/ijerph16111967. PMCID: PMC6603909. PMID: 31163652.

3)Manavgat G, Audibert M. Healthcare system efficiency and drivers: re-evaluation of OECD countries for covid-19. SSM-Health Systems 2024; 2: 100003. doi: 10.1016/j.ssmhs.2023.100003.

4)Yip WC, Lee YC, Tsai SL, Chen B. Managing health expenditure inflation under a single-payer system: Taiwan's national health insurance. Soc Sci Med 2019; 233: 272–80. doi: 10.1016/j.socscimed.2017.11.020. PMID: 29548564.

5)Tapia Granados JA, Ionides EL. Population health and the economy: mortality and the great recession in Europe. Health Economics 2017; 26(12): 219–35. doi: 10.1002/hec.3495.

6)Mirshafiee A, Shahrestani H, Memarnezhad A, Ghaffari F. Inflation uncertainty and health. Payesh 2022; 21(3): 273-85. doi: 10.52547/payesh.21.3.273. [Persian]

7)Pakdaman M, Geravandi S, Askari R, Askarishahi M, Afzali HR. The effect of macroeconomic indicators on health-care expenditure in Iran. J Educ Health Promot 2019; 8(1): 123. doi:10.4103/jehp.jehp_453_18. PMID: 31334275. PMCID: PMC6615124.

8)Su W, Hou Y, Huang M, Xu J, Du Q, Wang P. Evaluating the efficiency of primary health care institutions in China: an improved three-stage data envelopment analysis approach. BMC Health Services Research 2023; 23(1): 995. doi: 10.1186/s12913-023-09979-3.

9)Konca M, Top M. What predicts the technical efficiency in healthcare systems of OECD countries? a two-stage DEA approach. International Journal of Healthcare Management 2023; 16(1): 104-19. doi: 10.1080/20479700.2022.2077510.

10) Chu HL, Chiang CY. The effects of strategic hospital alliances on hospital efficiency. The Service Industries Journal 2013; 33(6): 624–35. doi: 10.1080/02642069.2011.622367.

11) Seddighi H, Nosrati Nejad F, Basakha M. Comparing Iran's healthcare system efficiency with OECD countries using data envelopment analysis. Manage Strat Health Syst 2020; 5(2) :155-64. doi:10.18502/mshsj.v5i2.4252. [Persian]

12) Taskaya S, Demirkiran M. The causality between healthcare resources and health expenditures in Turkey: a granger causality method. International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences 2016; 6(2): 98–103. doi:10.6007/IJARAFMS/v6-i2/2075.

13) Kohl S, Schoenfelder J, Fügener A, Brunner JO. The use of Data Envelopment Analysis (DEA) in healthcare with a focus on hospitals. Health Care Management Science 2019; 22(2): 245–86. doi:10.1007/s10729-018-9436-8. PMID: 29478088.

14) Banker RD, Charnes A, Cooper WW. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. Management Science 1984; 30(9): 1078–92. doi:10.1287/mnsc.30.9.1078.

15) Hamilton JD. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica 1989; 57(2): 357–84. doi:10.2307/1912559.

16) Hodrick RJ, Prescott EC. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. Journal of Money, Credit, and Banking 1997; 29(1): 1–16. doi:10.2307/2953682.

17) Dehnaviyeh Tijang F. Evaluation of the efficiency of healthcare services in Kerman Province compared to other provinces of the country [master thesis]. Kerman: Shahid Bahonar University of Kerman, Faculty of Management and Economics; 2017. [Persian]

18) Behera DK, Dash U. Impact of GDP and tax revenue on health care financing: an empirical investigation from Indian states. Theoretical & Applied Economics 2017; 2(611): 249–66.

19) Kokabisaghi F. Assessment of the effects of economic sanctions on Iranians' right to health by using human rights impact assessment tool: a systematic review. International journal of Health Policy and Management 2018; 7(5): 374–93. doi: 10.15171/ijhpm.2017.147.

20) Danaei G, Harirchi I, Sajadi HS, Yahyaei F, Majdzadeh R. The harsh effects of sanctions on Iranian health. Lancet 2019; 394(10197): 468–9. doi:10.1016/S0140-6736(19)31763-5.

21) Sajadi HS, Yahyaei F, Ehsani-Chimeh E, Majdzadeh R. The human cost of economic sanctions and strategies for building health system resilience: a scoping review of studies in Iran. The International Journal of Health Planning and Management 2023; 38(5): 1142–60. doi:10.1002/hpm.3651.

22) Hollingsworth B. Health system efficiency: measurement and policy. In: Cylus J, Papanicolas I, Smith PC, editors. Health system efficiency: How to make measurement matter for policy and management [Internet]. Denmark: European observatory on health systems and policies, Inc.; 2016. PMID: 28783269.

23) Massuda A, Hone T, Leles FAG, de Castro MC, Atun R. The Brazilian health system at crossroads: progress, crisis and resilience. BMJ Glob Health 2018; 3(4): e000829. doi: 10.1136/bmjgh-2018-000829.

24) Simar L, Wilson PW. Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes. Journal of Econometrics 2007; 136(1): 31–

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir CC BY-NC 4.0

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]

64. doi: 10.1016/j.jeconom.2005.07.009.
25) Mitakos A, Mpogiatzidis P. Adapting efficiency analysis in health systems: a scoping review of data envelopment analysis applications during the COVID-19 pandemic Journal of Market Access & Health Policy 2024; 12(4): 306–16. doi:10.3390/jmahp12040024.

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir CC BY-NC 4.0

Research Article

Macroeconomic Indicators and Health Service Efficiency in Iran across Stress and Normal Regimes: A Markov Switching Approach

Sedigheh Khalifeh [1], Bahar Hafezi [2*], Shahram Tofighi [3], Hamed Dehnavi [4]

[1] Ph.D. student of Health Economics, Department of Economics, Kho.C., Islamic Azad University, Khomeinishahr, Iran
[2] Assistant Professor, Department of Economics, Isf.C., Islamic Azad University, Isfahan, Iran
[3] Associate professor, Department of Health Services and Economics, Baqiyatallah University of Medical Sciences, Tehran, Iran
[4] Assistant Professor, School of Health and Safety, Shahid Beheshti University of Medical Sciences, Tehran, Iran

* **Corresponding Author:** Bahar Hafezi
hafezi@iau.ac.ir

Citation: Khalifeh S, Hafezi B, Tofighi S, Dehnavi H. Macroeconomic Indicators and Health Service Efficiency in Iran across Stress and Normal Regimes: A Markov Switching Approach. Manage Strat Health Syst 2026; 11(1): 80-94.

Received: January 21, 2026
Revised: June 17, 2026
Accepted: June 20, 2026

Funding: The authors have no support or funding to report.

Competing Interests: The authors have declared that no competing interest exists.

ABSTRACT

Background: Investigating the factors affecting health costs in provinces can provide planning opportunities for health economics policymakers. The aim of this study was to identify the direct and indirect effects (spatial spillovers) of factors affecting health costs in Iranian provinces, including the variables of industrialization (value added in the industrial sector), renewable energy consumption, fossil fuels, carbon dioxide emissions and urbanization rate.

Methods: This was a descriptive-analytical study, based on secondary data analysis and spatial econometric modeling, which investigated the determinants of health expenditures in Iran's 31 provinces over the period 2011–2023. First, the required data were collected and processed from reliable library sources, Ministry of Energy and the hydrocarbon balance sheets of the Ministry of Petroleum, as well as reports and statistical yearbooks published by the Statistical Center of Iran and the Central Bank. Then, using spatial econometric models, the direct and indirect effects (spatial spillovers) of the factors affecting provincial health expenditures were examined and analyzed.

Results: The findings of this study indicate that the process of industrialization (industrial value-added), the consumption of non-renewable energy, and the level of carbon dioxide emissions exert a positive and significant impact on both provincial healthcare costs (direct effect) and healthcare costs in neighboring provinces (spatial spillover effect). Conversely, renewable energy consumption exhibits a significant negative effect on healthcare costs; specifically, an increase in the consumption of these energy sources leads to a reduction in healthcare expenditures within the province as well as in adjacent provinces through spatial spillovers. It is noteworthy that, in this model, the effect of the urbanization rate on health expenditures was found to be statistically significant at the 10 % level.

Conclusion: The results showed that industrialization, fossil fuel consumption, and urbanization significantly increase healthcare costs across the provinces through both direct effects and spatial spillover effects. The negative consequences of industrial development and the resulting pollution extend beyond the geographical boundaries of the provinces where they originate. Therefore, it is recommended that along the path of industrial development and economic expansion, by utilizing existing potentials and providing active incentives to economic actors to replace non-renewable energies with clean sources (such as hydro, wind, and solar energy), healthcare costs be reduced at the national level.

Keywords: Health expenditure, Renewable energy consumption, Carbon dioxide emission, Industrialization, Spatial econometrics, Provinces of Iran

Copyright: © 2026 The Author(s); Published by Shahid Sadoughi University of Medical Sciences. This work is licensed under a Creative Commons Attribution Non-Commercial 4.0 International license (https://creativecommons. org/licenses/by-nc/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.18502/mshsj.v11i1.23031]