

## Original article

## The Impact of Gender Inequality and Good Governance on Health Status: Evidence from Upper-middle-income Countries

Mahdi Shahraki<sup>1\*</sup>  
Mojtaba Abbasian<sup>1</sup>  
Mehdi Safdari<sup>2</sup>

- 1- Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Human Sciences, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran  
2- Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran

\*Corresponding author: Mahdi Shahraki, Department of Economics, Faculty of Management and Human Sciences, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran

Email: shahraki@cmu.ac.ir

Received: 06 April 2022

Accepted: 18 June 2022

### ABSTRACT

**Introduction and purpose:** Gender equality and good governance are the most important social indicators affecting health status and well-being. Therefore, the present study aimed to investigate the impact of gender inequality and good governance on health status in upper-middle-income countries.

**Methods:** The present ecological and applied study was conducted on upper-middle-income countries using the cross-sectional data method and the Common Correlated Effect Means Group estimator by STATA software (version 16). A total of 33 upper-middle-income countries were selected non-randomly. Data for 2000-2019 were extracted from the databases of the World Bank and the United Nations.

**Results:** The mean of life expectancy index, under-five mortality rate, gender inequality index and good governance were 71.25, 25.28, 0.42 and -1.26. The impact of gender inequality index, good governance index, health expenditures and women's participation rate on life expectancy were equal to -1.15, 0.031, 0.040 and 0.009, respectively, and impact of gender inequality index and per capita GDP on the infant mortality rate were 12.062 and -5.183, respectively.

**Conclusion:** Gender inequality index had a negative effect and good governance, health expenditures and women's participation rate in the labor market had a positive effect on life expectancy; Gender inequality index also had a positive effect and per capita GDP had a negative effect on child mortality rate. Therefore, policies to reduce gender inequality, such as improving women's education, increasing women's participation in parliament, and increasing women's employment are proposed.

**Keywords:** Child mortality, Gender equity, Good governance, Health status, Life expectancy

► **Citation:** Shahraki M, Abbasian M, Safdari M. The Impact of Gender Inequality and Good Governance on Health Status: Evidence from Upper-middle-income Countries. Journal of Health Research in Community. Summer 2022;8(2): 50-62.

مقالات پژوهشی

**تأثیر نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب بر وضعیت سلامت: شواهدی از کشورهای با درآمد متوسط و بالا**

حکیمہ

مهدی شهرکی<sup>۱</sup>  
مجتبی عباسیان<sup>۲</sup>  
مهدی صدری<sup>۳</sup>

**مقدمه و هدف:** برای بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب از مهم‌ترین شاخص‌های اجتماعی مؤثر بر وضعیت سلامت و رفاه جامعه است. این مطالعه با هدف بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب بر وضعیت سلامت در کشورهای با درآمد متوسط و بالا انجام شد.

**روش کار:** مطالعه اکولوژیک و کاربردی حاضر برای کشورهای با درآمد متوسط و بالا و با روش پانل دینتا با وابستگی مقطعی و برآوردگر اثرات همبسته مشترک میانگین گروهی در نرم افزار STATA نسخه ۱۶ انجام شد. حجم نمونه ۳۳ کشور با درآمد متوسط و بالا بود که به روش غیر تصادفی انتخاب شدند. داده‌ها برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ از پایگاه‌های داده‌ای بانک جهانی و سازمان ملل متحده استخراج شد. **یافته‌ها:** میانگین شاخص امید به زندگی، نرخ مرگ‌ومیر کودکان کمتر از ۵ سال، شاخص نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب به ترتیب  $25/21$ ،  $28/25$ ،  $42/00$  و  $26/1$ - بود. تأثیر شاخص نابرابری جنسیتی، حکمرانی خوب، مخارج سلامت و نرخ مشارکت زنان بر امید به زندگی به ترتیب  $15/1$ ،  $31/0$ ،  $40/0$  و  $09/00$  و تأثیر شاخص نابرابری جنسیتی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان به ترتیب  $183/5$  و  $62/12$ - بود.

**نتیجه گیری:** شاخص نابرابری جنسیتی تأثیر منفی و حکمرانی خوب، مخارج سلامت و نرخ مشارکت زنان در بازار کار تأثیر مثبتی بر امید به زندگی داشت. همچنین شاخص نابرابری جنسیتی تأثیر مثبت و تولید تناخالص داخلی سرانه تأثیر منفی بر نرخ مرگ و میر کودکان داشت. از این رو سیاست‌های کاهش نابرابری جنسیتی مانند ارتقای سطح تحصیلات زنان، افزایش مشارکت زنان در مجلس و همچنین افزایش استغال زنان پیشنهاد می‌شود.

۱. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و علوم انسانی، دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران
۲. دانشیار، گروه اقتصادکشاورزی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

\* نویسنده مسئول: مهدی شهرکی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و علوم انسانی، دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی، چاهارم، چاهارم، ایران

Email: shahraki@cmu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۱/۱۷  
تاریخ زنگنه: ۱۴۰۱/۰۳/۲۸

**كلمات کلیدی:** امید به زندگی، برایری جنسیتی، حکمرانی خوب، مرگ و میر کودکان، وضعیت سلامت

◀ استناد: شهر کی، مهدی؛ عباسیان، مجتبی؛ صدری، مهدی. تأثیر نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب بر وضعیت سلامت: شواهدی از کشورهای با درآمد متوسط و بالا. مجله تحقیقات سلامت در جامعه، تابستان ۱۴۰۱، ۲(۸)، ۶۲-۵۰.

401 ös

جنسیت (Gender) نوع ساختار اجتماعی است که در گیرنده نقش‌ها، رفتارها، فعالیت‌ها، قاردادهای فرهنگی،

سلامت و به روز بودن زنان، سلامت کودکان و به طور کل سرمایه انسانی استفاده شود.

پیامدهای نابرابری جنسیتی بسیار گسترده است. علاوه بر آسیب رساندن به سلامت زنان، مانع رشد اقتصاد جهانی و توسعه اجتماعی می‌شود [۳]. همچنین نابرابری جنسیتی به سوء تغذیه مادران دامن می‌زند و تعداد نوزادان کم وزن هنگام تولد و کودکان با سوء تغذیه را در هر دو جنس افزایش می‌دهد [۶، ۵، ۳]. سوء تغذیه و بیماری‌های عفونی مرتبط با آن شاخص مرگ و میر کودکان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از این‌رو نابرابری جنسیتی یکی از مهم‌ترین عوامل اجتماعی تعیین‌کننده سلامت است که موجب آسیب پذیری نسبت به بیماری‌ها و افزایش نرخ مرگ و میر می‌شود و بررسی تأثیر آن بر وضعیت سلامت بسیار ضروری و مهم است [۷، ۸].

از بین مطالعات اخیر با موضوع نابرابری جنسیتی، Kennedy و همکاران (۲۰۲۰) نشان دادند در ۴۰ کشور با درآمد کم و متوسط در جنوب شرق آسیا، زنان از نظر سلامت بارداری وضعیت مناسبی ندارند و شاخص‌های کودک‌همسری، فرزندآوری و خشونت شریک جنسی بسیار زیاد است. همچنین نسبت زنان ۱۵ تا ۲۴ ساله به مردان در دسترسی به آموزش و استخدام بسیار کم است [۹]. Heinz و همکاران (۲۰۲۰) برای ۴۵ کشور اروپایی نشان دادند نابرابری جنسیتی زیاد موجب افزایش چاقی و بیش وزنی، کاهش حمایت خانواده، رضایت کمتر از زندگی، سیگار کشیدن، نوشیدن الکل و احساس استرس در مدرسه برای دختران نسبت به پسران شده است [۱۰].

Veas و همکاران (۲۰۲۱) برای کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی بیان کردند که شاخص نابرابری جنسیتی با شاخص امید به زندگی و امید به زندگی با سلامتی رابطه منفی و با شاخص سال‌های زندگی با ناتوانی رابطه مثبت دارد [۱]. Kolip و Lange (۲۰۱۸) برای ۱۸ کشور اروپایی نشان دادند نابرابری جنسیتی نه تنها موجب کاهش امید به زندگی در زنان می‌شود، بلکه

و ویژگی‌هایی است که جامعه به مردان و زنان اختصاص می‌دهد [۲، ۱]. هنجارهای مبتنی بر جنسیت موجب نابرابری در دسترسی به حقوق اساسی بشر از جمله تغذیه، آموزش، اشتغال، مراقبت‌های بهداشتی و استقلال می‌شود که نقش آن در شکل گیری نابرابری‌های سلامت بسیار اهمیت دارد [۱، ۳]. برابری جنسیتی جزء استراتژیک اهداف توسعه هزاره سازمان ملل متحد برای کاهش میزان مرگ و میر کودکان کمتر از ۵ سال، مرگ و میر مادران و ترویج آموزش جهانی است [۳]. به منظور دستیابی به این هدف، در سال ۲۰۰۸ برنامه توسعه سازمان ملل متحد شاخص نابرابری جنسیتی (Gender Inequality Index: GII) را ایجاد کرد که در حال حاضر برای ۱۶۲ کشور در دسترس است [۴].

شاخص نابرابری جنسیتی معیاری ترکیبی و شامل سه بعد سلامت باروری زنان (Female reproductive health index) و مشارکت در بازار کار (Labour market index) است [۴، ۳]. بعد سلامت باروری شامل شاخص‌های نرخ مرگ و میر مادران (Maternal mortality) و نرخ باروری نوجوانان (Adolescent birth rate) (ratio) بعد توامندسازی شامل سهم مردان و زنان از کرسی‌های مجلس (Female and male shares of parliamentary seats) Female and male (population with at least secondary education) مشارکت در بازار کار نیز شامل نرخ مشارکت زنان و مردان در بازار کار (Female and male labour force participation) است. بعد مشارکت در بازار کار نیز شامل نرخ مشارکت زنان و مردان در بازار کار (Female and male labour force participation) است. مقدار این شاخص بین صفر و ۱ است که صفر مربوط به برابری کامل و ۱ نابرابری کامل بین زنان و مردان است [۴]. مقادیر زیاد شاخص نابرابری جنسیتی منعکس کننده بی‌توجهی گسترده به سلامت، تغذیه و سایر علائق اصلی زنان است که نه تنها به زنان آسیب می‌زند، بلکه باری را بر جامعه تحمیل می‌کند [۵]. اهمیت شاخص نابرابری جنسیتی در این است که توانایی‌ها و فرصت‌های ویژه زنان را شناسایی می‌کند تا برای تحقق اهداف

وجود رشوه، فساد اداری و عدم نظارت تأثیرگذاری خود را از دست می‌دهد به عبارت دیگر، مخارج عمومی در صورت پایین بودن شاخص‌های حکمرانی کارایی لازم را نخواهد داشت [۱۹]. Farag و همکاران برای ۱۳۳ کشور با درآمد کم و متوسط، پوراحتشام برای کشورهای جنوب شرق آسیا، شهرکی و قادری (۱۴۰۰) برای کشورهای با درآمد زیاد و Swaroop و Rajkumar برای ۹۱ کشور در حال توسعه نشان دادند حکمرانی خوب موجب کاهش نرخ مرگ و میر کودکان و نوزادان و افزایش کارایی مخارج سلامت شده است [۲۰-۲۱].

این مطالعه با بررسی همزمان شاخص‌های نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب، نقش شاخص‌های اجتماعی را بر وضعیت سلامت بهتر نمایان می‌سازد. از این‌رو با توجه به اهمیت برابری جنسیتی که یکی از اهداف توسعه هزاره سازمان ملل متحده است و همچنین تأثیر نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب به عنوان شاخص‌های اجتماعی بر وضعیت سلامت و بهروز بودن افراد جامعه بهویژه تأثیر آن بر سلامتی کودکان و با توجه به بالاتر بودن شاخص نابرابری جنسیتی در کشورهای با درآمد متوسط، این مطالعه با هدف بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی و شاخص حکمرانی خوب بر وضعیت سلامت در کشورهای با درآمد متوسط و زیاد انجام شد. در این پژوهش این سوالات مطرح بود که میزان تأثیر شاخص نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب به عنوان شاخص‌های اجتماعی بر وضعیت سلامت جامعه به خصوص بر شاخص امید به زندگی و مرگ و میر کودکان کمتر از ۵ سال در کشورهای با درآمد متوسط به بالا چقدر است؛ آیا کشورها با ثروت و درآمد ملی مشابه و وضعیت متفاوت در بعد نابرابری جنسیتی، سطوح متفاوتی از وضعیت سلامت در بعد شاخص امید به زندگی و مرگ و میر کودکان دارند. همچنین آیا شاخص حکمرانی خوب به عنوان یک شاخص اجتماعی در کنار نابرابری جنسیتی بر وضعیت سلامت جامعه تأثیرگذار است. پاسخ به این سوالات به برنامه‌ریزان و تصمیم‌گیران حوزه سلامت برای اتخاذ سیاست مناسب در بعد اجتماعی کمک می‌کند. در

امید به زندگی مردان را نیز کاهش می‌دهد [۱۱]. Marphatia و همکاران (۲۰۱۶) برای ۹۶ کشور با درآمد کم و متوسط نشان دادند کاهش شاخص نابرابری جنسیتی موجب کاهش عملده در Smith کم وزنی، سوء تغذیه و مرگ و میر کودکان می‌شود [۵]. Haddad (۲۰۱۵) در ۱۱۶ کشور نشان دادند توانمندسازی زنان (نسبت امید به زندگی زن به مرد در بد و تولد) با کاهش کوتاه‌قدمی کودکان همراه بود [۱۲].

Brinda و همکاران (۲۰۱۵) برای ۱۳۸ کشور با درآمد کم و متوسط نشان دادند شاخص نابرابری جنسیتی با مرگ و میر نوزادان و کودکان ارتباط مثبتی دارد [۳]. در مطالعات داخلی نیز همایی راد و همکاران (۱۳۹۲) و حاتم و همکاران (۱۳۹۵) نشان دادند با افزایش برابری جنسیتی، نرخ مرگ و میر نوزادان بسیار کاهش می‌یابد [۱۳، ۸]. افشاری و کاکاوند (۱۳۹۵) برای استان‌های ایران نشان دادند نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی استان‌ها تأثیر منفی دارد [۱۴]. رزمی و کاووسی (۱۳۹۳) نیز برای استان‌های ایران نشان دادند نوعی ارتباط U وارونه بین نابرابری جنسیتی و درآمد سرانه وجود دارد [۱۵].

یکی دیگر از عوامل اجتماعی که بر وضعیت سلامت تأثیر دارد، وجود حکمرانی خوب است. حکمرانی خوب شامل ۶ شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی (Voice and accountability)، ثبات سیاسی Political stability and absence (of)، نبود خشونت/ تروریسم Government (of)، اثربخشی دولت (of violence/terrorism)، کیفیت تنظیم مقررات (Regulatory quality)، شاخص حاکمیت قانون (Rule of law) و کنترل فساد (Control (of corruption) است که بیان کننده سرمایه‌های اجتماعی و کارکرد نهادهای یک جامعه است [۱۶].

حکمرانی خوب از طرق مختلف بر وضعیت سلامت تأثیرگذار است که یکی از آن‌ها، مخارج سلامت است و موجب بهبود کارایی مخارج سلامت می‌شود [۱۶-۱۸]. بدون شک، بسیاری از هزینه‌های دولت که در راستای بهبود امور انجام می‌شود، به خاطر

جامعه هستند [۲۳، ۲۴]. در بعد اجتماعی متغیرهای نهادی و اجتماعی مانند دموکراسی، بوروکراسی، نابرابری‌های اجتماعی و حکمرانی خوب و در بعد زیستمحیطی متغیرهای آلودگی هوا بر وضعیت سلامت طبق مطالعات پیشین تأثیرگذار بوده است؛ بنابراین، طبق این مطالعات، مدل‌های مطالعه به شرح زیر انتخاب شدند [۱، ۵، ۲۰، ۲۷]. برای وضعیت سلامت در این مطالعه، شاخص امید به زندگی و نرخ مرگ‌ومیر کودکان کمتر از ۵ سال به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شد.

مدل ۱:

$$life_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 gii_{it} + \alpha_3 good_{it} + \alpha_4 he_{it} + \alpha_5 lgdp_{it} + \alpha_6 flfp_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل ۲:

$$child_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 gii_{it} + \alpha_3 good_{it} + \alpha_4 he_{it} + \alpha_5 lgdp_{it} + \alpha_6 flfp_{it} + \varepsilon_{it}$$

اندیس  $n$  کشورها،  $i = 1, 2, \dots, n$   $t$  زمان

$life_{it}$ : شاخص امید به زندگی در بدرو تولد

$child_{it}$ : نرخ مرگ‌ومیر کودکان کمتر از ۵ سال به ازای ۱۰۰۰ تولد زنده

$gii_{it}$ : شاخص نابرابری جنسیتی

$good_{it}$ : شاخص حکمرانی خوب.

شاخص حکمرانی خوب در این مطالعه بر اساس میانگین حسابی ۶ شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی، ثبات سیاسی و نبود خشونت/ترویریسم، اثربخشی دولت، کیفیت تنظیم مقررات، حاکمیت قانون و کنترل فساد محاسبه شد.

$he_{it}$ : مخارج سلامت به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی

$lgdp_{it}$ : لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه بر حسب برابری قدرت خرید

$flfp_{it}$ : نرخ مشارکت زنان

قبل از برآورد مدل‌های بالا، با توجه به احتمال وجود وابستگی مقطعي بین داده‌های مطالعه و احتمال اشتباه در تعیین روش، ابتدا وابستگی مقطعي داده‌های مدل مشخص شد. سپس بر اساس آن آزمون‌های بعدی و درنهایت روش‌های برآورد تعیین شد. برای

این مطالعه سایر عوامل مؤثر بر وضعیت سلامت جامعه به خصوص درآمد ملی کنترل شد که تأثیر بسیار زیادی بر سلامت دارد تا تأثیر واقعی نابرابری جنسیتی به عنوان یک عامل اجتماعی در کنار شاخص حکمرانی خوب بر وضعیت سلامت در کشورهای با درآمد متوسط به زیاد برآورد شود. همچنین از روش‌های اقتصادسنجی متفاوتی استفاده شد که وجه تمایز مطالعه حاضر است.

## روش کار

مطالعه اکولوژیک و کاربردی حاضر برای کشورهای با درآمد متوسط و زیاد (شامل ایران) و با روش پانل دیتا با وابستگی مقطعي انجام شد. برای برآورد مدل‌ها از برآوردگرهای اثرات همبسته مشترک میانگین گروهی (Common Correlated Effect Mean) (CCEMG) استفاده شد. جامعه آماری ۵۶ کشور با درآمد متوسط و زیاد طبق طبقه‌بندی بانک جهانی بود. از این جامعه ۳۳ کشور که اطلاعات مورد نیاز این مطالعه برای آن‌ها موجود بود، به روش غیرتصادفی انتخاب شدند. داده‌های مورد نیاز مطالعه از نوع سری زمانی سالانه بود که برای کشورهای منتخب در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ از پایگاه‌های داده‌ای بانک جهانی و سازمان ملل متعدد استخراج شد. برآورد مدل‌ها و آزمون‌های موردنیاز در نرم‌افزار STATA نسخه ۱۶ انجام شد [۲۱، ۲۲].

طبق مبانی نظری و مطالعات پیشین، ابتدا عوامل مؤثر بر وضعیت سلامت در قالب مدل مطالعه انتخاب شدند. سپس مدل مطالعه بر اساس روش اقتصادسنجی پانل دیتا با وابستگی مقطعي و برآوردگر اثرات همبسته مشترک میانگین گروهی برآورد شد. طبق مبانی نظری بررسی وضعیت سلامت بر اساس تابع سلامت گروسمان (1962) است که با بسط آن برای سطح کلان کشورها می‌توان تابع سلامت را تابعی از متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و زیستمحیطی تعریف کرد. درآمد ملی و مخارج سلامت عمومی کشورها از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی مؤثر بر وضعیت سلامت

مقطعي قابل استفاده است [۲۵]. در صورت اثبات وابستگي مقطعي باید از روش بوت استراپ و سترلوند استفاده شود [۲۶]. با توجه به پيش آزمون هاي بالا و تأييد هم جمعي در مدل هاي مطالعه، برای برآورد از برآورد گر اثرات همبسته مشترک ميانگين گروهي استفاده شد. اين برآورد گر را پسران مطرح و مدل سازی کرد. برآورد کننده اثرات همبسته مشترک ميانگين گروهي عوامل مشترک مشاهده شده را محاسبه می کند تا موجب بهبود ضرايب رگرسيون پانل با وابستگي مقطعي شود. همچنین تاهمگي پانل نيز با استفاده از متغير هاي خاصي برای مقاطع در نظر گرفته می شود [۲۷]. اين مطالعه با کد اخلاق IR.USB.REC.1400.085 در دانشگاه سیستان و بلوچستان ثبت شده است.

## یافته ها

نتایج آمار توصیفی نشان داد ميانگين شاخص اميد به زندگي و نرخ مرگ و میر کودکان کمتر از ۵ سال برای کل کشورهای نمونه به ترتیب ۷۱/۲۵ و ۲۵/۲۸ بود. اين شاخص ها برای ايران ۷۳/۳۱ و ۲۲/۵۸ بود. ميانگين شاخص نابرابري جنسیتی و حکمرانی خوب برای کل کشورها ۰/۴۲ و ۱/۲۶ بود. اين شاخص ها برای اiran ۰/۵۲ و ۰/۷۵ بود که نشان دهنده پايین تر بودن شاخص هاي اجتماعی در ايران نسبت به ساير کشورهاست. ساير آمار توصیفی در جدول ۱ ارائه شده است.

برای بررسی پانل ديتا بودن داده از آزمون F ليمر استفاده شد و نتایج نشان داد مقدار آماره F ليمر برای مدل ۱ و ۲ به ترتیب ۱۰۲/۰۴ و ۸۹/۲۱ بود که با احتمال کمتر از ۰/۰۰۱ فرضيه صفر رد شد. بنابراین، مدل به صورت پانل ديتا بود. پس از تأييد پانل ديتا بودن، برای تعیين اثرات تصادفي يا ثابت از آزمون هاسمن استفاده شد. فرض صفر در اين آزمون ييانگر اثرات تصادفي و فرض مقابل اثرات ثابت است. نتایج آماره کاي دو آزمون هاسمن برای هر دو مدل نشان داد در سطح احتمال کمتر از ۰/۰۰۱ فرض

بررسی وابستگي مقطعي از آزمون CD پسران استفاده شد. در اين آزمون فرض صفر نبود وابستگي مقطعي است. برای حصول اطمینان از نبود ضرايب رگرسيون کاذب، آزمون هاي پایاپی لازم است با توجه به وابستگي مقطعي از آزمون ريشه واحد پسران (CIPS test) استفاده شود [۲۵]. در صورتی که داده هاي پانلی وابستگي مقطعي داشته باشند، استفاده از آزمون هاي ريشه واحد پانل ديتا مانند Im و ADF- همکاران، Levin و همکاران، دیکی فولر تعميم یافته فيشر (Fisher) نتایج گمراه کننده ای خواهد داشت و احتمال وقوع نتایج ريشه واحد کاذب افزایش می یابد [۲۶].

پسران با تبدیل آزمون IPS و با در نظر گرفتن وابستگي مقطعي، آماره هاي را برای بررسی وجود یا نبود ريشه واحد پیشنهاد داده است که به آزمون ريشه واحد پسران معروف است. در اين آزمون فرض صفر ييانگر ريشه واحد یا ناپاپاپي متغيرهاست؛ بنابراین، اگر مقدار محاسبه شده آزمون بزرگ تر از مقدار بحرانی آن باشد، فرضيه صفر مبنی بر ناپاپاپي متغير در سطح معنی داری مدنظر رده شود و متغير ايستا است [۲۵]. اگر متغيرهاي مدل در درجات متفاوت پايا شوند، در اين صورت بررسی هم جمعي ضروري است. بررسی هم جمعي بين متغيرها در صورت نبود وابستگي مقطعي با آزمون هاي پدرولي و کائو و در صورت وابستگي مقطعي با آزمون هم جمعي پانل ديتا و سترلوند برآورد می شود. در اين مطالعه با توجه وابستگي مقطعي از آزمون هم جمعي پانل ديتا و سترلوند استفاده شد. اين آزمون هم جمعي در صورت وجود وابستگي مقطعي، شکست ساختاري در عرض از مبدأ و شب رگرسيون هم جمعي و همچنین خود همبستگي اجرای اخلال نتایج معتبری ارائه می دهد [۲۷].

فرض صفر اين آزمون نبود رابطه هم جمعي است. برای آزمون فرضيه صفر، از آماره Z محاسبه شده برای آماره هاي آزمون هم جمعي و سترلوند استفاده می شود. در صورتی که آماره Z محاسبه شده بزرگ تر از مقدار بحرانی آن باشد، فرضيه صفر رد خواهد شد و متغيرهاي مدل رابطه هم جمعي خواهند داشت. آزمون هم جمعي و سترلوند هم برای وابستگي مقطعي و هم برای استقلال

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای مدل

متغیرها	کشورها	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
امید به زندگی	سایر کشورها	۷۱/۲۵۰	۵/۰۱۳	۵۰/۲۳۲	۷۹/۹۱۴
	ایران	۷۳/۳۱۱	۲/۰۰۲	۷۰/۱۷۶	۷۶/۲۷۱
نرخ مرگ و میر کودکان کمتر از ۵ سال	سایر کشورها	۲۵/۲۸۴	۱۴/۸۲۸	۶/۹۰۰	۸۴/۰۰۰
	ایران	۲۲/۵۸۳	۶/۱۱۹	۱۴/۹۰۰	۳۴/۳
شاخص نابرابری جنسیتی	سایر کشورها	۰/۴۲۹	۰/۰۹۷	۰/۱۶۸	۰/۶۶۶
	ایران	۰/۵۲۰	۰/۰۳۴	۰/۴۵۱	۰/۵۹۳
حکمرانی خوب	سایر کشورها	۱/-۲۶۸	۲/۵۲۷	۷/-۳۹۴	۴/۷۸۳
	ایران	۵/-۷۵۳	۰/۹۵۹	۷/-۳۹۴	۴/-۵۸۸
مخارج سلامت (درصدی از تولید ناخالص داخلی)	سایر کشورها	۵/۶۶۲	۱/۹۲۱	۱/۹۰۹	۱۱/۴۷۱
	ایران	۶/۱۳۸	۱/۲۹۳	۴/۷۳۵	۸/۸۵۹
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	سایر کشورها	۴/۰۶۴	۰/۱۸۶	۳/۵۳۸	۴/۴۴۶
	ایران	۴/۰۹۶	۰/۰۴۸	۴/۰۰۱	۴/۱۶۲
نرخ مشارکت زنان	سایر کشورها	۳۹/۱۱۵	۷/۷۴۰	۱۳/۹۸۱	۴۹/۳۴۲
	ایران	۱۷/۹۳۱	۱/۳۶۵	۱۵/۴۳۳	۲۰/۱۴۵

منبع: یافته‌های تحقیق

که برای این موضوع از آزمون CD پسران استفاده شد و نتایج در جدول ۲ آمده است. فرض صفر مبنی بر استقلال تمامی متغیرهای

صفر رد و اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. همان‌طور که در روش کار نیز بیان شد، باید وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل مشخص شود

جدول ۲: آزمون‌های وابستگی مقطعی پسران (CD) ریشه واحد پسران (CIPS)

متغیرها	آماره	احتمال	همبستگی	آماره	آزمون ریشه واحد پسران (CIPS)	آزمون وابستگی مقطعی پسران (CD)
امید به زندگی	-۱/۱۴	<۰/۰۰۱	۰/۸۵	-۱/۱۴	نایابیا	نایابیا
	-۲/۰۱	<۰/۰۰۱	۰/۹۲	-۲/۰۱	نایابیا	نایابیا
شاخص نابرابری جنسیتی	-۱/۷۴	<۰/۰۰۱	۰/۸۰	-۱/۷۴	نایابیا	نایابیا
	-۲/۲۹	۰/۰۵	۰/۰۳	-۲/۲۹	نایابیا	نایابیا
مخارج سلامت (درصدی از تولید ناخالص داخلی)	-۲/۴۳	<۰/۰۰۱	۰/۲۰	-۲/۴۳	نایابیا	نایابیا
	-۲/۰۱	<۰/۰۰۱	۰/۷۹	-۲/۰۱	نایابیا	نایابیا
نرخ مشارکت زنان	-۱/۸۴	<۰/۰۰۱	۰/۱۶	-۱/۸۴	نایابیا	نایابیا

مقادیر بحرانی آماره پسران با عرض از مبدأ و روند در سطح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۲/۶۷، ۲/۷۸ و ۳/۰۱- است.

منبع: یافته‌های تحقیق

مدل در سطح با توجه به روش‌های هم‌جمعی قابل برآورد بود. پس از تأیید هم‌جمعی و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای هر دو مدل، با توجه به وجود وابستگی مقطعی بین متغیرها از آزمون اثرات همبسته مشترک میانگین گروهی برای برآورد هر دو مدل استفاده شد. برای اطمینان از متورش نبودن نتایج، از آزمون‌های ولدریچ (Wooldridge test) برای خودهمبستگی و آزمون والد (Wald test) برای وجود ناهمسانی واریانس برای هر دو مدل استفاده شد. در مدل ۱، مقدار آماره F در آزمون ولدریچ ۳۳۸/۹۹ بود که با احتمال کمتر از ۰/۰۰۱ فرض صفر رد و خودهمبستگی مرتبه اول پذیرفته شد. همچنین آماره کای دو آزمون والد با مقدار ۲۴۰/۱۵ نشان داد ناهمسانی واریانس وجود دارد؛ بنابراین، مدل ۱ مجدداً با رفع این موارد برآورد شد و نتایج در جدول ۴ آمده است. برای مدل ۲ نیز مقدار آماره F در آزمون ولدریچ ۱۴۵/۱۲ بود و خودهمبستگی مرتبه اول وجود داشت. همچنین آماره کای دو آزمون والد با مقدار ۷۶/۵۱ حاکی از وجود ناهمسانی واریانس بود که پس از رفع این موارد مدل مجدد برآورد شد که نتایج در جدول ۴ آمده است. پس از برآورد مدل‌ها، برای اطمینان از صحت نتایج مدل‌ها، آزمون‌های نرمالیتی اجزای اخلال انجام شد. نتایج آزمون نرمال بودن اجرای اخلال در هر دو مدل نشان داد میزان احتمال محاسبه شده بیشتر از ۰/۰۵ بود و اجزای اخلال هر دو معادله

مدل با احتمال کمتر از ۰/۰۰۱ و برای متغیر حکمرانی خوب با احتمال ۰/۰۵ رد شد. بنابراین، تمام متغیرها در هر دو مدل وابستگی مقطعی داشتند (جدول ۲). با توجه به وابستگی متغیرها در مدل‌ها، برای بررسی پایایی از آزمون ریشه واحد پسران استفاده شد. فرض صفر در این آزمون وجود ریشه واحد و ناپایایی متغیرهای است. در صورتی مقدار آماره کمتر از مقدار بحرانی باشد، فرض صفر تأیید می‌شود. نتایج نشان داد همه متغیرهای مدل در سطح معنی‌داری ۵ درصد ناپایای بودند و با یک بار تفاضل گیری پایا شدند (جدول ۲). طبق نتایج آزمون ریشه واحد پسران، همه متغیرهای مدل در سطح ناپایای بودند و استفاده از آن‌ها در سطح برای تخمین مدل‌ها منجر به ضرایب رگرسیون کاذب خواهد شد، مگر اینکه هم‌جمعی آن‌ها پذیرفته شود. برای این مهم با توجه به وجود وابستگی مقطعی بین متغیرها از آزمون هم‌جمعی وسترلوند استفاده شد که نتایج آن در جدول ۳ آمده است. نتایج آزمون هم‌جمعی برای مدل ۱ نشان داد دو آماره و در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ و آماره در سطح معنی‌داری ۰/۰۷ فرض نبود رابطه هم‌جمعی را رد کرد؛ بنابراین، بین متغیرهای مدل ارابطه هم‌جمعی بلندمدتی وجود دارد (جدول ۳). همچنین نتایج آزمون هم‌جمعی برای مدل ۲ نشان داد رابطه هم‌جمعی بلندمدتی وجود دارد (جدول ۳). با توجه به این نتایج، بدون نگرانی از کاذب بودن نتایج رگرسیون، ضرایب متغیرهای

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌جمعی وسترلوند

احتمال قوى	احتمال	آماره Z	مقدار آماره	آماره
مدل (۱)	-۰/۱۷۸	-۰/۹۲۲	-۲/۵۹۹	
	-۰/۹۹	۵/۱۸۰	-۶/۰۴۷	
	۱/۰۰	۳/۶۶۰	-۸/۳۷۶	
	۱/۰۰	۴/۹۰۳	-۲/۸۳۵	
	۰/۰۹۸	۲/۸۴۰	-۱/۹۷۳	
مدل (۲)	۰/۰۹۱	۵/۰۴۰	-۶/۲۳۴	
	۰/۷۸۰	۰/۷۷۱	-۱۱/۵۰۶	
	۰/۹۹۸	۲/۸۲۸	-۵/۵۷۳	
	۰/۰۱۸			

منبع: یافته‌های تحقیق

جنسیتی در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ تأثیر منفی و معنی‌داری بر امید به زندگی و تأثیر مثبتی بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان داشت. به عبارت دیگر، افزایش نابرابری جنسیتی در کشورهای نمونه موجب کاهش امید به زندگی و افزایش نرخ مرگ‌ومیر کودکان و به طور کلی منجر به بهبود وضعیت سلامت جامعه خواهد شد. این نتیجه هم‌راستا با مطالعات Veas و همکاران (۲۰۲۱)، Kolip و Brinda (۲۰۱۸)، Marphatia و همکاران (۲۰۱۶)، Lange و همکاران (۲۰۱۵)، همایی‌راد و همکاران (۱۳۹۲) و حاتم و همکاران (۱۳۹۵) بود [۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶].

نابرابری جنسیتی سلامت مادر را تضعیف می‌کند و از مسیرهای مستقیم و غیرمستقیم به سلامت کودکان آسیب می‌رساند [۷] یکی از مسیرهای آسیب‌ها و هنجارهای بیولوژیکی و ناملایمات روانی اجتماعی است [۳]. افزایش برابری جنسیتی تأثیر بیشتری بر سلامت مردان نسبت به زنان دارد [۱]. نابرابری جنسیتی در دوران قبل از تولد، پری‌ناتال، پس از زایمان و در طول رشد به سلامت کودکان آسیب می‌رساند و ممکن است در یکی از مسیرهای مستقیم زیر بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان نیز تأثیرگذار باشد؛ ۱. شاخص نابرابری جنسیتی بالا موجب شیوع بیشتر سوء‌تغذیه مادران به‌خصوص در کشورهای با درآمد کم و متوسط می‌شود و متعاقب آن، تأخیر در رشد داخل رحمی موجب تولد تعداد بیشتری از نوزادان کم‌وزن و کودکانی می‌شود که در برابر بیماری‌های عفونی آسیب‌پذیر هستند [۶، ۷]. ۲. قرار گرفتن مادر در معرض خشونت خانگی

نرمال بود. نتایج مدل ۱ نشان داد شاخص نابرابری جنسیتی در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ تأثیر منفی و معنی‌داری به میزان ۱/۱۵- بر امید به زندگی دارد. همچنین شاخص حکمرانی خوب، مخارج سلامت و نرخ مشارکت زنان به ترتیب تأثیر مثبتی برابر با ۰/۰۳۱، ۰/۰۴۰ و ۰/۰۰۹ بر امید به زندگی داشت (جدول ۴). نتایج مدل ۲ نشان داد شاخص نابرابری جنسیتی تأثیر مثبت و معنی‌داری به میزان ۱۲/۰۶۲ در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ داشت. شاخص حکمرانی خوب و مخارج سلامت از نر آماری معنی‌دار نبودند. لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه و نرخ مشارکت زنان در سطح معنی‌داری ۰/۱۰ به ترتیب تأثیری به میزان ۵/۱۸۳- و ۰/۰۰۵ بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان داشت (جدول ۴).

برابری جنسیتی و حکمرانی خوب از مهم‌ترین شاخص‌های اجتماعی هستند و در ابعاد مختلفی وضعیت سلامت و رفاه جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهند؛ لذا این مطالعه با هدف بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب بر وضعیت سلامت در کشورهای با درآمد متوسط و زیاد به روش پانل دیتا و برآوردگر اثرات همبسته مشترک میانگین گروهی انجام شد. آمار توصیفی نشان داد وضعیت ایران در شاخص‌های سلامت نسبت به سایر کشورهای با درآمد متوسط به زیاد بهتر است، اما در شاخص‌های اجتماعی مانند نابرابری جنسیتی، حکمرانی خوب و میزان اشتغال زنان در بازار کار موقعیت ایران بسیار پایین‌تر از متوسط کشورهای نمونه است. نتایج برآوردگر مدل‌ها نیز نشان داد شاخص نابرابری

جدول ۴: نتایج برآوردگر اثرات همبسته مشترک میانگین گروهی

احتمال	ضرایب	احتمال	ضرایب	متغیرها
				شاخص نابرابری جنسیتی
۰/۰۳۱	۱۲/۰۶۲	۰/۰۲۹	-۱/۱۵	حکمرانی خوب
۰/۰۶۴	۰/۰۴۹	۰/۰۶	۰/۰۳۱	مخارج سلامت (درصدی از تولید ناخالص داخلی)
۰/۰۸۶	-۰/۰۱۱	۰/۰۸	۰/۰۴۰	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه
۰/۰۰۸	-۵/۱۸۳	۰/۰۴۱	۰/۰۸۰۹	نرخ مشارکت زنان
۰/۰۰۷	۰/۰۰۵	۰/۰۱	۰/۰۰۹	منع: یافته‌های تحقیق

سلامت جامعه تأثیر بگذارد [۵].

با توجه به نتایج مطالعه، بهمنظور افزایش وضعیت سلامت جامعه باید کاهش نابرابری جنسیتی به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل اجتماعی مورد توجه سیاست‌مداران قرار گیرد، سیاست‌های افزایش وضعیت سلامت جامعه باید فراتر از مداخلات پزشکی باشد و حقوق زنان و استقلال آن‌ها را در اولویت قرار گیرد. از این‌رو سیاست‌های افزایش رفاه اجتماعی زنان و کاهش موانع جنسیتی پیشنهاد می‌شود. همچنین به منظور افزایش وضعیت سلامت جامعه، سیاست‌های کاهش نابرابری جنسیتی مانند ارتقای سطح تحصیلات زنان، افزایش تعداد زنان در مجلس، بهبود وضعیت سلامت زنان و افزایش اشتغال زنان نیز پیشنهاد می‌شود. این پیشنهادها نه تنها نیازمند تغییر در قوانین ملی و تخصیص بودجه است، بلکه به تغییر نگرش‌های اجتماعی نیز نیاز دارد.

یکی دیگر از عوامل اجتماعی که بر وضعیت سلامت تأثیر گذار است، وجود حکمرانی خوب است. نتایج نشان داد شاخص حکمرانی خوب باعث افزایش امید به زندگی می‌شود، اما از نظر آماری در نرخ مرگ‌ومیر کودکان معنی‌دار نبود. نتیجه تأثیر مثبت حکمرانی خوب بر وضعیت سلامت با مطالعات پیشین هم راستا بود [۳۳، ۲۰، ۱۷]. شاخص حکمرانی خوب که بیانگر سرمایه‌های اجتماعی و کارکرد نهادهای یک جامعه است، از مکانیسم‌های مختلف تأثیر گذار بر وضعیت سلامت جامعه است. این شاخص از طریق سرمایه و حمایت‌های اجتماعی، اشتغال و امنیت و همچنین از طریق مخارج سلامت عمومی بر وضعیت سلامت جامعه تأثیر گذار است [۱۶، ۲۰، ۳۴]. تأثیر حکمرانی خوب بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان اگرچه در این مطالعه از نظر آماری معنی‌دار نبود، اما شهرکی و قادری (۱۴۰۰) نشان دادند شاخص حکمرانی خوب موجب کاهش نرخ مرگ‌ومیر کودکان کمتر از ۵ سال در کشورهای با درآمد متوسط به بالا شده است [۱۶]. Farag و همکاران نیز نشان دادند مخارج عمومی و حکمرانی خوب در کشورهای با درآمد کم و متوسط باعث بهبود وضعیت سلامت

خطر ابتلا به کم وزنی نوزاد و زایمان زودرس را افزایش می‌دهد و کودکانی که شاهد خشونت خانگی علیه مادرانشان هستند، از نظر روانی و اجتماعی بسیار آسیب خواهند دید [۲۸]. نه تنها کودکان، بلکه وضعیت سلامت روانی مادران نیز با افزایش نابرابری جنسی کاهش می‌باید [۲۹]. ۳. کاهش ۴/۲ میلیون مرگ کودکان کمتر از ۵ سال بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۹ به پیشرفت تحصیلی بهتر زنان نسبت داده شده است [۳۰]. بنابراین زنانی که دسترسی نابرابر به آموزش دارند، نمی‌توانند با تغذیه مناسب و اقدامات بهداشتی پیشگیرانه به بقا و رشد فرزندان خود کمک کنند. ۴. نداشتن استقلال زنان مانع از دسترسی عادلانه آنان به آموزش بهداشت و خدمات بهداشتی و درمانی می‌شود و این موضوع به سلامت کودکان آسیب می‌رساند [۳۱]. لذا استقلال اقتصادی مادران به کاهش مرگ‌ومیر کودکان کمک می‌کند.

نابرابری جنسیتی از طریق هنجارهای مبتنی بر جنسیت نیز ایجاد می‌شود، به طوری که این هنجارها موجب نابرابری در دسترسی به حقوق اساسی زنان از جمله تغذیه، آموزش، اشتغال، مراقبت‌های بهداشتی، استقلال و آزادی می‌شود [۳]. هنجارهای اجتماعی نقش بیشتری نسبت به عوامل بیولوژیکی در نابرابری بین مردان و زنان دارد که در بیشتر کشورها مشاهده می‌شود [۱، ۳۲]. هنجارهای مبتنی بر افزایش تحصیلات مادر با بهبود تغذیه کودکان و کاهش نرخ مرگ‌ومیر آن‌ها مرتبط است همچنین استقلال زنان و قدرت تصمیم‌گیری در خانه و جامعه بر وضعیت سلامت کودکان در کشورهای مختلف تأثیر گذار است [۵، ۶، ۳۰، ۳۱]. نه تنها هنجارهای اجتماعی، بلکه نهادهای اجتماعی نیز بر نابرابری جنسیتی تأثیر دارند. هنجارهای اجتماعی نهادهای اجتماعی را شکل می‌دهند که ممکن است نابرابری جنسیتی را در تغذیه، بهداشت و آموزش ترویج دهند دولت‌ها به عنوان نهاد اجتماعی با وضع قوانین و تخصیص بودجه مشخص می‌کنند چه رفتارهایی قابل قبول یا مشروع است؛ لذا دولت‌ها مستقل از ثروت خود می‌توانند نابرابری‌های اجتماعی را ایجاد و تقویت کنند یا کاهش دهنند و از این طریق بر وضعیت

مطالعه حاضر با محدودیت‌هایی مواجه بود. از آنجاکه شاخص نابرابری جنسیتی نسبتاً جدید است و آمار سالیانه آن برای دوره زمانی کوتاهی موجود است، ممکن است ارزش تحلیلی نتایج را به خصوص برای روش‌های سری زمانی محدود سازد. همچنین این شاخص اگرچه کامل‌ترین شاخص برای اندازه‌گیری نابرابری جنسیتی است، به طور کامل قدرت تصمیم‌گیری زنان را در سطح خانواده و جامعه پوشش نمی‌دهد؛ مانند فعالیت‌های خانگی بدون مزد که عمدتاً زنان در خانه انجام می‌دهند. از دیگر محدودیت‌های تحقیق، در نظر نگرفتن سایر متغیرهای تأثیرگذار بر وضعیت سلامت و معنی‌دار نبودن بعضی از متغیرها در مدل بود.

## بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه باهدف بررسی نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب بر وضعیت سلامت در کشورهای با درآمد متوسط و بالا انجام شد. نتایج نشان داد وضعیت ایران در شاخص‌های سلامت نسبت به سایر کشورهای با درآمد متوسط به بالا بهتر بود، اما در شاخص‌های اجتماعی مانند نابرابری جنسیتی، حکمرانی خوب و میزان اشتغال زنان در بازار کار موقعیت ایران بسیار پایین‌تر از متوسط کشورهای نمونه بود. نتایج برآورد مدل‌ها نیز نشان داد شاخص نابرابری جنسیتی تأثیر منفی و حکمرانی خوب، مخارج سلامت و نرخ مشارکت زنان در بازار کار تأثیر مثبتی بر امید به زندگی داشت. همچنین شاخص نابرابری جنسیتی تأثیر مثبت و تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر منفی بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان داشت. لذا می‌توان بیان کرد که کاهش شاخص نابرابری جنسیتی تأثیر مثبتی بر وضعیت سلامت جامعه خواهد داشت. از این‌رو سیاست‌های کاهش نابرابری جنسیتی مانند ارتقای سطح تحصیلات زنان، افزایش تعداد زنان در مجلس، بهبود وضعیت سلامت زنان و همچنین افزایش اشتغال زنان پیشنهاد می‌شود. این پیشنهادها نه تنها نیازمند تغییر در قوانین ملی و تخصیص بودجه است، بلکه به تغییر نگرش‌های اجتماعی نیز نیاز دارد. همچنین با توجه به

و افزایش تأثیر مخارج سلامت عمومی شده است [۱۷]. همچنین پوراحتشام برای کشورهای جنوب شرق آسیا و Rajkumar و Swaroop برای ۹۱ کشور در حال توسعه نیز این ارتباط را تأیید کردند [۲۰، ۱۸].

نتایج نشان داد مخارج سلامت تأثیر مثبتی بر امید به زندگی دارد. این نتیجه هم راستا با مطالعات Rana برای کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (Ismaila و Imoughelle) برای نیجریه، شهرکی برای ایران و رحمان برای کشورهای اتحادیه کشورهای جنوب شرق آسیا (Association of Southeast Asian Nations: ASEAN) بود [۳۷، ۳۶، ۲۴]. باید توجه کرد اگرچه افزایش مخارج سلامت موجب بهبود وضعیت سلامت جامعه می‌شود، افزایش این مخارج تأثیرات متفاوتی بر جامعه دارد؛ از یک طرف باعث افزایش کسری بودجه دولتها و از طرف دیگر، باعث کاهش هزینه‌های کمرشکن سلامت می‌شود که موجب بهبود وضعیت سلامت و رفاه جامعه می‌شود. آنچه مهم است این است که افزایش و بهبود زیرساخت‌ها و فناوری‌های بخش سلامت، آموزش نیروهای متخصص و ارائه کالا و خدمات سلامت به عموم مردم نیازمند مخارج سلامت است که لزوم سیاست‌گذاری مناسب را در تعیین نسبت بهینه‌ای از درآمدهای دولت به مخارج سلامت بیش از پیش نمایان می‌سازد [۳۸، ۳۷].

تولید ناخالص داخلی نیز تأثیر مثبتی بر امید به زندگی داشت که با مطالعات پیشین هم راستا بود [۱، ۳۹، ۲۳]. درآمد ملی عامل مهمی در بهبود وضعیت سلامت است. درآمد زیاد موجب بهبود وضعیت سلامت از طریق ارتقای شرایط زندگی، تغذیه و سبک زندگی بهتر می‌شود. همچنین درآمد سرانه بیشتر موجب قدرت خرید بیشتر و به تبع آن افزایش سطح آموزش می‌شود که به طور مستقیم بر ارائه و دریافت خدمات بهداشتی تأثیرگذار است [۲۳]. برابری جنسیتی را نمی‌توان بهنهایی در جامعه فقیر به دست آورد، لذا سیاست‌های تقویت اقتصادهای ملی برای افزایش برابری جنسیتی ضروری است.

## قدردانی

این مطالعه با کد اخلاق IR.USB.REC.1400.085 در دانشگاه سیستان و بلوچستان ثبت شد. بدین وسیله از همه کسانی که در این پژوهش همکاری داشتند، سپاسگزاری می‌شود.

اینکه برابری جنسیتی در کشورهای با درآمد بالا بیشتر است و درآمد ملی و مخارج سلامت نیز تأثیر مشتبی در بهبود وضعیت سلامت دارد، لذا سیاست‌هایی که اقتصادهای ملی را در این زمینه تقویت کنند، برای افزایش برابری جنسیتی و بهبود وضعیت سلامت جامعه ضروری است. بهبود شاخص‌های حکمرانی نیز به منظور افزایش کارایی مخارج سلامت عمومی و بهبود وضعیت سلامت جامعه پیشنهاد می‌شود.

## References

1. Veas C, Crispi F, Cuadrado C. Association between gender inequality and population-level health outcomes: Panel data analysis of organization for Economic Co-operation and Development (OECD) countries. *EClinicalMedicine* 2021; 39: 101051.
2. Heise L, Greene ME, Opper N, Stavropoulou M, Harper C, Nascimento M, et al. Gender inequality and restrictive gender norms: framing the challenges to health. *Lancet* 2019; 393(10189): 2440-54.
3. Brinda EM, Rajkumar AP, Enemark U. Association between gender inequality index and child mortality rates: a cross-national study of 138 countries. *BMC Public Health* 2015; 15: 1-6.
4. United Nations Development Programme. Gender Inequality Index (GII) 2021. Available from: <http://hdr.undp.org/en/content/gender-inequality-index-gii>.
5. Marphatia AA, Cole TJ, Grijalva-Eternod C, Wells JCK. Associations of gender inequality with child malnutrition and mortality across 96 countries. *Glob Health Epidemiol Genom* 2016; 1: 1-8.
6. Iqbal N, Gkiouleka A, Milner A, Montag D, Gallo V. Girls' hidden penalty: analysis of gender inequality in child mortality with data from 195 countries. *BMJ Global Health* 2018; 3(5): 1-9.
7. Bhutta ZA, Ahmed T, Black RE, Cousens S, Dewey K, Giugliani E, et al. What works? Interventions for maternal and child undernutrition and survival. *Lancet* 2008; 371(9610): 417-40.
8. Hatam N, Siavashi E, Ghorbani M, Yusefi A. The relationship between gender inequality index and indicators related to children in countries with different income levels: an ecologic study. *Manage Strat Health Syst* 2017; 2(1): 48-56.
9. Kennedy E, Binder G, Humphries-Waa K, Tidhar T, Cini K, Comrie-Thomson L, et al. Gender inequalities in health and well-being across the first two decades of life: an analysis of 40 low-income and middle-income countries in the Asia-Pacific region. *Lancet* 2020; 395(10189): 1-16.
10. Heinz A, Catunda C, van Duin C, Torsheim T, Willems H. Patterns of health-related gender inequalities—a cluster analysis of 45 countries. *J Adolesc Health* 2020; 66(6): 29-39.
11. Kolip P, Lange C. Gender inequality and the gender gap in life expectancy in the European Union. *Eur J Public Health* 2018; 28(5): 869-72.
12. Smith LC, Haddad L. Reducing child undernutrition: past drivers and priorities for the Post-MDG Era. *World Dev* 2015; 68: 180-204.
13. Homaie Rad E, Samadi AH, Bayazidi Y, Hayati R. Comparing the socioeconomic determinants of infant mortality rate in Iran and MENA Countries. *Econ Model* 2013; 4(12): 135-51.
14. Afshari Z, Kakavand S. The impact of gender inequality on growth, fertility, and labor productivity in Iran. *Womens Stud* 2016; 14(2): 7-33.
15. Razmi MJ, Kavosi S. The relationship between economic development and gender inequality in Province of Iran. *J Econ Dev* 2015; 21: 99-121.
16. Shahraki M, Ghaderi S. The interaction effects of good governance and public health expenditure on children's health status: quantile regression for upper-middle income countries. *J Public Health Res* 2021; 19(1): 53-68.
17. Farag M, Nandakumar AK, Wallack S, Hodgkin D, Gaumer G, Erbil C. Health expenditures, health outcomes and the role of good governance. *Int J Health Care Finance Econ* 2013; 13(1): 33-52.
18. Purehtesham M. Studying the effect of governance quality on health indicators in the countries of South-

- Western Asia. *Soc Welf* 2018; 18(69): 184-59.
19. Klomp J, de Haan J. Political regime and human capital: a cross-country analysis. *Soc Indic Res* 2013; 111: 45-73.
20. Rajkumar AS, Swaroop V. Public spending and outcomes: Does governance matter? *J Dev Econ* 2008; 86(1): 96-111.
21. world bank. World Bank Indicators Washington, D.C: world bank; 2021. Available from: <https://data.worldbank.org/>.
22. United Nations Development Programme. Human Development Data Center New York 2021. Available from: <http://hdr.undp.org/en/data>.
23. Shahraki M, Ghaderi S. Effect of health resources on health status in Iran. *Hakim Res J* 2020; 23(1): 122-9.
24. Rahman MM, Khanam R, Rahman M. Health care expenditure and health outcome nexus: new evidence from the SAARC-ASEAN region. *Global Health* 2018; 14(1): 1-11.
25. Ghaderi S, Shahraki M. The impact of military expenditures on health indices in the middle east; evidence of cross-sectional panel convergence. *Health Res J* 2021; 6(3): 226-38.
26. Adeneye YB, Jaaffar AH, Ooi CA, Ooi SK. Nexus between carbon emissions, energy consumption, urbanization and economic growth in asia: evidence from common correlated effects mean group estimator (CCEMG). *Front Energy Res* 2021; 8: 1-15.
27. Damette O, Marques AC. Renewable energy drivers: a panel cointegration approach. *Appl Econ* 2019; 51(26): 2793-806.
28. Shah PS, Shah J. Maternal exposure to domestic violence and pregnancy and birth outcomes: a systematic review and meta-analyses. *J Womens Health* 2010; 19(11): 2017-31.
29. Khavari K, Sajadi H, Habibpour Gatabi K, Talebi M. Gender inequality perception and mental health. *Soc Welf* 2013; 13(48): 113-30.
30. Gakidou E, Cowling K, Lozano R, Murray CJL. Increased educational attainment and its effect on child mortality in 175 countries between 1970 and 2009: a systematic analysis. *Lancet* 2010; 376(9745): 959-74.
31. Kamiya Y. Women's autonomy and reproductive health care utilisation: empirical evidence from Tajikistan. *Health Policy* 2011; 102(3): 304-13.
32. Clark R, Peck BM. Examining the gender gap in life expectancy: a cross-national analysis, 1980–2005. *Soc Sci Q* 2012; 93(3): 820-37.
33. Biadgilign S, Ayenew HY, Shumetie A, Chitekwe S, Tolla A, Haile D, et al. Good governance, public health expenditures, urbanization and child undernutrition Nexus in Ethiopia: an ecological analysis. *BMC Health Serv Res* 2019; 19: 1-40.
34. Genyi G. Good governance: antidote for peace and security in Nigeria. *Europ J Bus Soc Sci* 2013; 2(2): 56-65
35. Rana RH, Alam K, Gow J. Development of a richer measure of health outcomes incorporating the impacts of income inequality, ethnic diversity, and ICT development on health. *Global Health* 2018; 14: 1-12.
36. Imougele L, Ismaila M. Determinants of public healthcare expenditure in Nigeria: an error correction mechanism approach. *Internat J Bus Soc Sci* 2013; 4(13): 220-33.
37. Shahraki M. Public and private health expenditure and life expectancy in Iran. *Iran J Health Sci* 2019; 18: 221-30.
38. Shahraki M, Ghaderi S. Projecting the shortages and surpluses of general practitioners in Iran. *J Community Health Res* 2021; 10(2): 136-49.
39. Gillani S, Shafiq M, Ahmad TI. Military expenditures and health outcomes: a global perspective. *iRASD J Econ* 2019; 1(1): 1-20.