Original article

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

Mahdi Shahraki[1*]
Mojtaba Abbasian[1]
Mehdi Safdari[2]

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.

[Downloaded from jhc.mazums.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24236772.1401.8.2.4.9]

مقاله پژوهشی

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

مهدی شهرکی[1*]
مجتبی عباسیان[1]
مهدی صفدری[2]

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 چابهار، چابهار، ایران

Email: shahraki@cmu.ac.ir

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

چکیده

مقدمه و هدف: برابری 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 دیتا با وابستگی مقطعی و برآوردگر اثرات همبسته مشترک میانگین گروهی در نرم‌افزار STATA نسخه ۱۶ انجام شد. حجم نمونه ۳۳ کشور با درآمد متوسط و بالا بود که به روش غیرتصادفی انتخاب شدند. داده‌ها برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ از پایگاه‌های داده‌ای بانک جهانی و سازمان ملل متحد استخراج شد.

یافته‌ها: میانگین شاخص امید به زندگی، نرخ مرگ‌ومیر کودکان کمتر از ۵ سال، شاخص نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب به ترتیب ۷۱/۲۵، ۲۵/۲۸، ۰/۴۲ و ۱/۲۶- بود. تأثیر شاخص نابرابری جنسیتی، حکمرانی خوب، مخارج سلامت و نرخ مشارکت زنان بر امید به زندگی به ترتیب ۱/۱۵-، ۰/۰۳۱، ۰/۰۴۰و ۰/۰۰۹ و تأثیر شاخص نابرابری جنسیتی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان به ترتیب ۱۲/۰۶۲ و ۵/۱۸۳- بود.

نتیجه‌گیری: 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. ازاین‌رو سیاست‌های کاهش نابرابری جنسیتی مانند ارتقای سطح تحصیلات زنان، افزایش مشارکت زنان در مجلس و همچنین افزایش اشتغال زنان پیشنهاد می‌شود.

کلمات کلیدی: امید به زندگی، برابری جنسیتی، حکمرانی خوب، مرگ‌ومیر کودکان، وضعیت سلامت

◀ **استناد:** شهرکی، مهدی؛ عباسیان، مجتبی؛ صفدری، 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؛۸(۲): ۶۲-۵۰.

مقدمه

جنسیت (Gender) نوعی ساختار اجتماعی است که دربرگیرنده نقش‌ها، رفتارها، فعالیت‌ها، قراردادهای فرهنگی

[Downloaded from jhc.mazums.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24236772.1401.8.2.4.9]

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 ازجمله تغذیه، آموزش، اشتغال، مراقبت‌های بهداشتی و استقلال می‌شود که نقش آن در شکل‌گیری نابرابری‌های سلامت بسیار اهمیت دارد [۱،۳]. برابری جنسیتی جزء استراتژیک اهداف توسعه هزاره سازمان ملل متحد برای کاهش میزان مرگ‌ومیر کودکان کمتر از ۵ سال، مرگ‌ومیر مادران و ترویج آموزش جهانی است [۳]. به‌منظور 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)، توانمندسازی (Empowerment index) و مشارکت در بازار کار (Labour market index) است [۴، ۳]. بعد سلامت باروری شامل شاخص‌های نرخ مرگ‌ومیر مادران (Maternal mortality ratio) و نرخ باروری نوجوانان (Adolescent birth rate) است. بعد توانمندسازی شامل سهم مردان و زنان از کرسی‌های مجلس (Female and male shares of parliamentary seats) و نسبت مردان و زنان با حداقل آموزش متوسطه (Female and male population with at least secondary education) است. بعد مشارکت در بازار کار نیز شامل نرخ مشارکت زنان و مردان در بازار کار (Female and male labour force participation rates) 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 منعکس‌کننده بی‌توجهی گسترده به سلامت، تغذیه و سایر علایق اصلی زنان است که نه‌تنها 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 سلامت و به‌روزبودن زنان، سلامت کودکان و به‌طور 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 سوءتغذیه مادران دامن می‌زند و تعداد نوزادان کم‌وزن هنگام تولد و کودکان با سوءتغذیه را در هر دو جنس افزایش می‌دهد [۶، ۵، ۳]. سوءتغذیه و بیماری‌های عفونی مرتبط با آن شاخص مرگ‌ومیر کودکان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ازاین‌رو نابرابری جنسیتی یکی از مهم‌ترین عوامل اجتماعی تعیین‌کننده سلامت است که موجب آسیب‌پذیری نسبت به بیماری‌ها و افزایش نرخ مرگ‌ومیر می‌شود و بررسی تأثیر آن بر وضعیت سلامت بسیار ضروری و مهم است [۸، ۷].

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 بیش‌وزنی، 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 نه‌تنها موجب کاهش امید به زندگی در زنان می‌شود، بلکه

[Downloaded from jhc.mazums.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24236772.1401.8.2.4.9]

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 عمده در کم‌وزنی، سوءتغذیه و مرگ‌ومیر کودکان می‌شود [۵]. Smith و Haddad (۲۰۱۵) در ۱۱۶ کشور نشان دادند توانمندسازی زنان (نسبت امید به زندگی زن به مرد در بدو تولد) با کاهش کوتاه‌قدی کودکان همراه بود [۱۲].

Brinda و همکاران (۲۰۱۵) برای ۱۳۸ کشور با درآمد کم و متوسط نشان دادند شاخص نابرابری جنسیتی با مرگ‌ومیر نوزادان و کودکان ارتباط مثبتی دارد [۳]. در مطالعات داخلی نیز همایی‌راد و همکاران (۱۳۹۲) و حاتم و همکاران (۱۳۹۵) نشان دادند با افزایش برابری جنسیتی، نرخ مرگ‌ومیر 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 کاوسی (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 و نبود خشونت/ تروریسم (Political stability and absence of violence/terrorism)، اثربخشی دولت (Government effectiveness)، کیفیت تنظیم مقررات (Regulatory quality)، شاخص حاکمیت قانون (Rule of law) و کنترل فساد (Control of corruption) است که بیان‌کننده 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 [۱۸-۱۶]. بدون شک، بسیاری از هزینه‌های دولت که در راستای بهبود امور انجام می‌شود، به‌خاطر وجود رشوه، فساد اداری و عدم نظارت تأثیرگذاری خود را از دست می‌دهد به‌عبارت‌دیگر، مخارج عمومی در صورت پایین بودن شاخص‌های حکمرانی کارایی لازم را نخواهند 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 Rajkumar و Swaroop برای ۹۱ کشور درحال‌توسعه نشان دادند حکمرانی خوب موجب کاهش نرخ مرگ‌ومیر کودکان و نوزادان و افزایش کارایی مخارج سلامت شده است [۲۰-۱۶].

این مطالعه با بررسی هم‌زمان شاخص‌های نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب، نقش شاخص‌های اجتماعی را بر وضعیت سلامت بهتر نمایان می‌سازد. ازاین‌رو با توجه به اهمیت برابری جنسیتی که یکی از اهداف توسعه هزاره سازمان ملل متحد است و همچنین تأثیر نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب به‌عنوان 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 سؤالات مطرح بود که میزان تأثیر شاخص نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب به‌عنوان شاخص‌های اجتماعی بر وضعیت سلامت جامعه به‌خصوص بر شاخص امید به زندگی و مرگ‌ومیر 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 مرگ‌ومیر کودکان دارند. همچنین آیا شاخص حکمرانی خوب به‌عنوان یک شاخص اجتماعی در کنار نابرابری جنسیتی بر وضعت سلامت جامعه تأثیرگذار است. پاسخ به این سؤالات به برنامه‌ریزان و تصمیم‌گیران حوزه سلامت برای اتخاذ سیاست مناسب در بعد اجتماعی کمک می‌کند. در

[Downloaded from jhc.mazums.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24236772.1401.8.2.4.9]

این مطالعه سایر عوامل مؤثر بر وضعیت سلامت جامعه به‌خصوص درآمد ملی کنترل شد که تأثیر بسیار زیادی بر سلامت دارد تا تأثیر واقعی نابرابری جنسیتی به‌عنوان 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 مقطعی انجام شد. برای برآورد مدل‌ها از برآوردگرهای اثرات همبسته مشترک میانگین گروهی (Common Correlated Effect Mean Group: 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 متحد استخراج شد. برآورد مدل‌ها و آزمون‌های موردنیاز در نرم‌افزار STATA نسخه ۱۶ انجام شد [۲۲، ۲۱].

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 مقطعی و برآوردگر اثرات همبسته مشترک میانگین گروهی برآورد شد. طبق مبانی نظری بررسی وضعیت سلامت بر اساس تابع سلامت گروسمن (۱۹۶۲) 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 جامعه هستند [۲۴، ۲۳]. 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 [۲۰، ۱۷، ۵، ۳، ۱]. برای وضعیت سلامت در این مطالعه، شاخص امید به زندگی و نرخ مرگ‌ومیر کودکان کمتر از ۵ سال به‌عنوان 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 $i = 1,2, ..., n$ کشورها، $t = 1,2, ..., n$ زمان

$life_{it}$: شاخص امید به زندگی در بدو 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/ تروریسم، اثربخشی دولت، کیفیت تنظیم مقررات، حاکمیت قانون و کنترل فساد محاسبه شد.

he_{it}: مخارج سلامت به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی

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

$flfp_{it}$: نرخ مشارکت زنان

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

[Downloaded from jhc.mazums.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24236772.1401.8.2.4.9]

بررسی وابستگی مقطعی از آزمون CD پسران استفاده شد. در این آزمون فرض صفر نبود وابستگی مقطعی است. برای حصول اطمینان از نبود ضرایب رگرسیون کاذب، آزمون‌های پایایی لازم است با توجه به وابستگی مقطعی از آزمون ریشه واحد پسران (CIPS test) استفاده شود [۲۵]. درصورتی‌که داده‌های پانلی وابستگی مقطعی داشته باشند، استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانل‌دیتا مانند Im و همکاران، Levin و همکاران، دیکی‌فولر تعمیم‌یافته فیشر (ADF–Fisher) نتایج گمراه‌کننده‌ای خواهد داشت و احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب افزایش می‌یابد [۲۶].

پسران با تبدیل آزمون IPS و با در نظر گرفتن وابستگی مقطعی، آماره‌ای را برای بررسی وجود یا نبود ریشه واحد پیشنهاد داده است که به آزمون ریشه واحد پسران معروف است. در این آزمون فرض صفر بیانگر ریشه واحد یا ناپایایی متغیرهاست؛ بنابراین، اگر مقدار محاسبه‌شده آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی آن باشد، فرضیه صفر مبنی بر ناپایایی متغیر در سطح معنی‌داری مدنظر رد می‌شود و متغیر ایستا است [۲۵]. اگر متغیرهای مدل در درجات متفاوت پایا شوند، در این صورت بررسی هم‌جمعی ضروری است. بررسی هم‌جمعی بین متغیرها در صورت نبود وابستگی مقطعی با آزمون‌های پدرونی و کائو و در صورت وابستگی مقطعی با آزمون هم‌جمعی پانل دیتای وسترلوند برآورد می‌شود. در این مطالعه با توجه وابستگی مقطعی از آزمون هم‌جمعی پانل دیتای وسترلوند استفاده شد. این آزمون هم‌جمعی در صورت وجود وابستگی مقطعی، شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب رگرسیون هم‌جمعی و همچنین خودهمبستگی اجرای اخلال نتایج معتبری ارائه می‌دهد [۲۷].

فرض صفر این آزمون نبود رابطه هم‌جمعی است. برای آزمون فرضیه صفر، از آماره z محاسبه‌شده برای آماره‌های آزمون هم‌جمعی وسترلوند استفاده می‌شود. درصورتی‌که آماره Z محاسبه‌شده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی آن باشد، فرضیه صفر رد خواهد شد و متغیرهای مدل رابطه هم‌جمعی خواهند داشت. آزمون هم‌جمعی وسترلوند هم برای وابستگی مقطعی و هم برای استقلال مقطعی قابل استفاده است [۲۵]. در صورت اثبات وابستگی مقطعی باید از روش بوت‌استراپ وسترلوند استفاده شود [۲۶]. با توجه به پیش‌آزمون‌های بالا و تأیید هم‌جمعی در مدل‌های مطالعه، برای برآورد از برآوردگر اثرات همبسته مشترک میانگین گروهی استفاده شد. این برآوردگر را پسران مطرح و مدل‌سازی کرد. برآوردکننده اثرات همبسته مشترک میانگین گروهی عوامل مشترک مشاهده‌نشده را محاسبه می‌کند تا موجب بهبود ضرایب رگرسیون پانل با وابستگی مقطعی شود. همچنین ناهمگنی پانل نیز با استفاده از متغیرهای خاصی برای مقاطع در نظر گرفته می‌شود [۲۷]. این مطالعه با کد اخلاق IR.USB.REC.1400.085 در دانشگاه سیستان‌وبلوچستان ثبت شده است.

یافته‌ها

نتایج آمار توصیفی نشان داد میانگین شاخص امید به زندگی و نرخ مرگ‌ومیر کودکان کمتر از ۵ سال برای کل کشورهای نمونه به ترتیب ۷۱/۲۵ و ۲۵/۲۸ بود. این شاخص‌ها برای ایران ۷۳/۳۱ و ۲۲/۵۸ بود. میانگین شاخص نابرابری جنسیتی و حکمرانی خوب برای کل کشورها ۰/۴۲ و ۱/۲۶- بود. این شاخص‌ها برای ایران ۰/۵۲ و ۵/۷۵- بود که نشان‌دهنده پایین‌تر بودن شاخص‌های اجتماعی در ایران نسبت به سایر کشورهاست. سایر آمار توصیفی در جدول ۱ ارائه شده است.

برای بررسی پانل‌دیتا بودن داده از آزمون F لیمر استفاده شد و نتایج نشان داد مقدار آماره F لیمر برای مدل ۱ و ۲ به ترتیب ۱۰۲/۰۴ و ۸۹/۲۱ بود که با احتمال کمتر از ۰/۰۰۱ فرضیه صفر رد شد. بنابراین، مدل به‌صورت پانل‌دیتا بود. پس از تأیید پانل دیتا بودن، برای تعیین اثرات تصادفی یا ثابت از آزمون هاسمن استفاده شد. فرض صفر در این آزمون بیانگر اثرات تصادفی و فرض مقابل اثرات ثابت است. نتایج آماره کای‌دو آزمون هاسمن برای هر دو مدل نشان داد در سطح احتمال کمتر از ۰/۰۰۱ فرض

[Downloaded from jhc.mazums.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24236772.1401.8.2.4.9]

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 مرگ‌ومیر 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

صفر رد و اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. همان‌طور که در روش کار نیز بیان شد، باید وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل مشخص شود که برای این موضوع از آزمون CD پسران استفاده شد و نتایج در جدول ۲ آمده است. فرض صفر مبنی بر استقلال تمامی متغیرهای

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

متغیرها	آزمون وابستگی مقطعی پسران (CD)			آزمون ریشه واحد پسران (CIPS)	
	آماره	احتمال	همبستگی	آماره	نتیجه در سطح معنی‌داری ۵ درصد
امید به زندگی	۸۳/۲۴	<۰/۰۰۱	۰/۸۵	-۱/۱۴	ناپایا
نرخ مرگ‌ومیر کودکان کمتر از ۵ سال	۸۹/۷۷	<۰/۰۰۱	۰/۹۲	-۲/۰۱	ناپایا
شاخص نابرابری جنسیتی	۷۸/۲۶	<۰/۰۰۱	۰/۸۰	-۱/۷۴	ناپایا
حکمرانی خوب	۱/۹۵	۰/۰۵	۰/۰۳	-۲/۲۹	ناپایا
مخارج سلامت (درصدی از تولید ناخالص داخلی)	۲۰/۱۰	<۰/۰۰۱	۰/۲۰	-۲/۴۳	ناپایا
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	۶۸/۹۸	<۰/۰۰۱	۰/۷۹	-۲/۰۱	ناپایا
نرخ مشارکت زنان	۱۵/۷۸	<۰/۰۰۱	۰/۱۶	-۱/۸۴	ناپایا

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

[Downloaded from jhc.mazums.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24236772.1401.8.2.4.9]

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 متغیرهاست. در صورتی مقدار آماره کمتر از مقدار بحرانی باشد، فرض صفر تأیید می‌شود. نتایج نشان داد همه متغیرهای مدل در سطح معنی‌داری ۵ درصد ناپایا بودند و با یک بار تفاضل‌گیری پایا شدند (جدول ۲).

طبق نتایج آزمون ریشه واحد پسران، همه متغیرهای مدل در سطح ناپایا 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 ۱رابطه 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 کاذب‌بودن نتایج رگرسیون، ضرایب متغیرهای 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 ولدریج (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 ولدریج 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 ولدریج 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 محاسبه‌شده بیشتر از ۰/۰۵ بود و اجزای اخلال هر دو معادله

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌جمعی وسترلوند

آماره	مقدار آماره	آماره z	احتمال	احتمال قوی
مدل (۱)	-۲/۵۹۹	-۰/۹۲۲	۰/۱۷۸	۰/۰۵۷
	-۶/۰۴۷	۵/۱۸۰	۰/۹۹	۰/۰۷۱
	-۸/۳۷۶	۳/۶۶۰	۱/۰۰	۰/۶۸۶
مدل (۲)	-۲/۸۳۵	۴/۹۰۳	۱/۰۰	۰/۰۵۱
	-۱/۹۷۳	۲/۸۴۰	۰/۰۹۸	۰/۰۴۲
	-۶/۲۳۴	۵/۰۴۰	۰/۰۹۱	۰/۰۸۰
	-۱۱/۵۰۶	۰/۷۷۱	۰/۷۸۰	۰/۳۲۰
	-۵/۵۷۳	۲/۸۲۸	۰/۹۹۸	۰/۰۱۸

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from jhc.mazums.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24236772.1401.8.2.4.9]

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 بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان 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 پانل‌دیتا 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 برآورد مدل‌ها نیز نشان داد شاخص نابرابری جنسیتی در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ تأثیر منفی و معنی‌داری بر امید به زندگی و تأثیر مثبتی بر نرخ مرگ‌ومیر کودکان داشت. به‌عبارت‌دیگر، افزایش نابرابری جنسیتی در کشورهای نمونه موجب کاهش امید به زندگی و افزایش نرخ مرگ‌ومیر کودکان و به‌طورکلی منجر به بهبود وضعیت سلامت جامعه خواهد شد. این نتیجه هم‌راستا با مطالعات Veas و همکاران (۲۰۲۱)، Kolip و Lange (۲۰۱۸)، Marphatia و همکاران (۲۰۱۶)، Brinda و همکاران (۲۰۱۵)، همایی‌راد و همکاران (۱۳۹۲) و حاتم و همکاران (۱۳۹۵) بود [۱۳، ۱۱، ۸، ۵، ۳، ۱].

نابرابری جنسیتی سلامت مادر را تضعیف می‌کند و از مسیرهای مستقیم و غیرمستقیم به سلامت کودکان آسیب می‌رساند [۸] یکی از مسیرها، 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، ۵، ۳]. ۲. قرار گرفتن مادر در معرض خشونت خانگی

جدول ۴: نتایج برآورد مدل‌ها با برآوردگر اثرات همبسته مشترک میانگین گروهی

متغیرها	مدل (۱)، متغیر وابسته امید به زندگی		مدل (۲)، متغیر وابسته نرخ مرگ‌ومیر کودکان	
	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال
شاخص نابرابری جنسیتی	۱/۱۵-	۰/۰۲۹	۱۲/۰۶۲	۰/۰۳۱
حکمرانی خوب	۰/۰۳۱	۰/۰۶	۰/۰۴۹	۰/۶۴
مخارج سلامت (درصدی از تولید ناخالص داخلی)	۰/۰۴۰	۰/۰۸	۰/۰۱۱-	۰/۸۶
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۸۰۹	۰/۴۱	۵/۱۸۳-	۰/۰۸
نرخ مشارکت زنان	۰/۰۰۹	۰/۰۱	۰/۰۰۵	۰/۰۷

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from jhc.mazums.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24236772.1401.8.2.4.9]

خطر ابتلا به کم‌وزنی نوزاد و زایمان زودرس را افزایش می‌دهد و کودکانی که شاهد خشونت خانگی علیه مادرانشان هستند، ازنظر روانی و اجتماعی بسیار آسیب خواهند دید [۲۸]. نه‌تنها کودکان، بلکه وضعیت سلامت روانی مادران نیز با افزایش نابرابری جنسی کاهش می‌یابد [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، به‌طوری‌که این هنجارها موجب نابرابری در دسترسی به حقوق اساسی زنان ازجمله 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 [۳۲، ۱]. 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 تأثیرگذار است [۳۱،۳۰،۶،۵]. نه‌تنها 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 به‌عنوان نهاد اجتماعی با وضع قوانین و تخصیص بودجه مشخص می‌کنند چه رفتارهایی قابل‌قبول یا مشروع است؛ لذا دولت‌ها مستقل از ثروت خود می‌توانند نابرابری‌های اجتماعی را ایجاد و تقویت کنند یا کاهش دهند و از این طریق بر وضعیت سلامت جامعه تأثیر بگذارند [۵].

با توجه به نتایج مطالعه، به‌منظور افزایش وضعیت سلامت جامعه باید کاهش نابرابری جنسیتی به‌عنوان 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. ازاین‌رو سیاست‌های افزایش رفاه اجتماعی زنان و کاهش موانع جنسیتی پیشنهاد می‌شود. همچنین به‌منظور 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 نه‌تنها 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 تأثیرگذار 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 هم‌راستا بود [۳۳، ۲۰، ۱۷]. شاخص حکمرانی خوب که بیانگر سرمایه‌های اجتماعی و کارکرد نهادهای یک جامعه است، از مکانیسم‌های مختلف تأثیرگذار 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 تأثیرگذار است [۳۴،۲۰،۱۷،۱۶]. 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

[Downloaded from jhc.mazums.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24236772.1401.8.2.4.9]

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

نتایج نشان داد مخارج سلامت تأثیر مثبتی بر امید به زندگی دارد. این نتیجه هم‌راستا با مطالعات Rana برای کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (Imoughele و Ismaila برای نیجریه، شهرکی برای ایران و رحمان برای کشورهای اتحادیه کشورهای جنوب شرق آسیا (Association of Southeast Asian Nations: ASEAN) بود [۲۴،۳۶،۳۷]. باید توجه کرد اگرچه افزایش مخارج سلامت موجب بهبود وضعیت سلامت جامعه می‌شود، افزایش این مخارج تأثیرات متفاوتی بر جامعه دارد؛ ازیک‌طرف 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 بیش‌ازپیش نمایان می‌سازد [۳۸، ۳۷].

تولید ناخالص داخلی نیز تأثیر مثبتی بر امید به زندگی داشت که با مطالعات پیشین هم‌راستا بود [۳۹، ۲۳، ۱]. 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 می شود. همچنین درآمد سرانه بیشتر موجب قدرت خرید بیشتر و به تبع آن افزایش سطح آموزش می‌شود که به‌طور مستقیم بر ارائه و دریافت خدمات بهداشتی تأثیرگذار است [۲۳]. برابری جنسیتی را نمی‌توان به‌تنهایی در جامعه فقیر به‌دست آورد، لذا سیاست‌های تقویت اقتصادهای ملی برای افزایش برابری جنسیتی ضروری است.

مطالعه حاضر با محدودیت‌هایی مواجه بود. ازآنجاکه شاخص نابرابری جنسیتی نسبتاً جدید است و آمار سالیانه آن برای دوره زمانی کوتاهی موجود است، ممکن است ارزش تحلیلی نتایج را به‌خصوص برای روش‌های سری زمانی محدود سازد. همچنین این شاخص اگرچه کامل‌ترین شاخص برای اندازه‌گیری نابرابری جنسیتی است، به‌طور 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. ازاین‌رو 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 نه‌تنها نیازمند تغییر در قوانین ملی و تخصیص بودجه است، بلکه به تغییر نگرش‌های اجتماعی نیز نیاز دارد. همچنین با توجه به

[Downloaded from jhc.mazums.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24236772.1401.8.2.4.9]

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

قدردانی

این مطالعه با کد اخلاق IR.USB.REC.1400.085 در دانشگاه سیستان‌وبلوچستان ثبت شد. بدین‌وسیله از همه کسانی که در این پژوهش همکاری داشتند، سپاسگزاری 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 wellbeing across the first two decades of life: an analysis of 40 low-income and middle-income countries in the Asia-Pacific region. Lancet 2020; 8(12): 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-

[Downloaded from jhc.mazums.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24236772.1401.8.2.4.9]

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. Imoughele 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.

[Downloaded from jhc.mazums.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24236772.1401.8.2.4.9]