Journal of Health

Vol. 10, No. 4, Winter 2020, Pages 445-456

The Relationship between Education and Health: Vector Error Correction Model (VECM)

Shahraki M*, Ghaderi S

Faculty member of Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Human Science, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran
**** Corresponding author.*** Tel: +985431272241, Fax: +985431271025, E-mail: shahraki@cmu.ac.ir

Received: Nov 5, 2018 Accepted: Jun 22, 2019

ABSTRACT

Background & objectives: Despite the importance and impact of health and education on economic growth in countries, the causal relationship between education and health is important to policymaking. This study aimed to investigate the causality relationship between education and health in the short and long runs using the Vector Error Correction Model (VECM) in Iran.

Method: This was an analytical and applied study, conducted at the national level using Vector Error Correction Model for Iran. The data type was annual time series which extracted from the World Bank website between the years of 2017-1996. The VECM and the required tests were estimated in Eviews 10 software.

Results: the result showed that there was a cointegration vector for the health function of Iran in these years, i.e., current health was not only a function of independent variables of the model but also a function of health and education variables in previous periods. Also, in the short and long run, the years of schooling had the causal effect on life expectancy and, life expectancy had a causal effect on years of schooling in Iran. GDP and health expenditures per capita had a positive effect and the carbon dioxide production per capita had a negative impact on life expectancy.

Conclusion: According to the results, there was a two-way causality relationship between education and health in the short and long runs in Iran, so that in the short and long runs, increased education can lead to improved health status, and improved health status can lead to increased education. Therefore, the policies of the education and health sectors are complementary.

***Keywords*:** Health; Education; Causality; Vector Error Correction Model (VECM)

[Downloaded from healthjournal.arums.ac.ir on 2025-04-07]

[DOI: 10.29252/j.health.10.4.445]

ارتباط بین آموزش و سلامت: مدل تصحیح خطای برداری

مهدی شهرکی*، سیمین قادری

استادیار اقتصاد، دانشکده مدیریت و علوم انسانی، دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران
* نویسنده مسئول. تلفن: ۳۱۲۷۲۲۴۱ ۰۵٤ فکس: ۳۱۲۷۱۰۲۵ ۰۵٤ ایمیل: shahraki@cmu.ac.ir

چکیده

زمینه و هدف: علیرغم اهمیت و تاثیر سلامت و آموزش در رشد اقتصادی کشورها، جهت ارتباط بین سلامت و آموزش برای سیاستگذاری بسیار مهم می‌باشد. هدف این مطالعه بررسی رابطه علیت بین آموزش و سلامت در کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری در ایران است.

روش کار: مطالعه حاضر یک مطالعه تحلیلی و کاربردی بود که در سطح ملی با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری برای کشور ایران انجام شد. آمار و داده های مورد نیاز مطالعه از نوع سری زمانی سالانه است و برای سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۰ از وب سایت بانک جهانی استخراج شد. برآورد مدل تصحیح خطای برداری و آزمون‌های مورد نیاز در نرم افزار Eviews 10 صورت گرفت.

یافته ها: نتایج نشان دادند که یک بردار هم‌جمعی برای تابع سلامت ایران در سال‌های مورد بررسی وجود دارد یعنی میزان سلامت فعلی نه تنها تابعی از متغیرهای مستقل مدل است بلکه تابعی از متغیرهای سلامت و آموزش در دوره های قبلی نیز است. همچنین در کوتاه‌مدت و بلندمدت تعداد سال‌های تحصیل علیت امید به زندگی و امید به زندگی علیت سال‌های تحصیل در ایران است. متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، مخارج بهداشتی سرانه تاثیر مثبت و متغیر تولید دی اکسید کربن سرانه تاثیر منفی بر امید به زندگی داشتند.

نتیجه گیری: طبق نتایج تحقیق رابطه علیت دو طرفه بین آموزش و سلامت در کوتاه‌مدت و بلندمدت در ایران وجود دارد بطوری‌که در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش آموزش می‌تواند منجر به بهبود وضعیت سلامت، و بهبود وضعیت سلامت می‌تواند منجر به افزایش آموزش و تحصیلات شود. بنابراین سیاست‌های بخش‌های آموزش و سلامت مکمل یکدیگر هستند.

واژه های کلیدی: سلامت، آموزش، علیت، مدل تصحیح خطای برداری

دریافت: ۹۷/۸/۱٤ **پذیرش:** ۹۸/٤/۱

مقدمه

سلامت یک مفهوم چند بعدی است که از عوامل متعددی متاثر می‌شود (۱). سلامت نقش مهمی در جهت ارتقاءِ سطح کیفی زندگی دارد به گونه ای که برخورداری هرچه بیشتر خانوارها از امکانات بهداشتی در جهت کسب سلامت و در صورت ثابت‌ماندن سایر شرایط، باعث می‌گردد منابع کمتری در آینده صرف مخارج درمانی شود (۲). یکی از اهداف اصلی سیاست‌های اقتصادی برای داشتن رشد اقتصادی بلندمدت تشویق به سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی مانند سلامت و آمورش است (٤,۳). سرمایه‌گذاری در سلامت و آموزش می‌تواند منجر به سلامت بهتر و سطوح بالاتر تحصیلات در بلندمدت شود. وضعیت بهتر

[Downloaded from healthjournal.arums.ac.ir on 2025-04-07]

[DOI: 10.29252/j.health.10.4.445]

سلامت و آموزش، بهره‌وری و کارایی نیروی‌کار را افزایش می‌دهد که نهایتاً منجر به تولید بیشتر می‌شود (٤). برای نیل به وضعیت سلامتی بهتر، علاوه بر سرمایه‌گذاری در مراقبت‌های بهداشتی و درمانی، ارتقاءِ آموزش با ایجاد تحول و تغییر در شیوهٔ زندگی بسیار موثر است. با آموزش می‌توان رفتارهای سالم را افزایش داد و با پیشگیری، از مخارج بالای سلامت جلوگیری کرد (۵). علیرغم اهمیت و تاثیر سلامت و آموزش در رشد اقتصادی کشورها، جهت ارتباط بین سلامت و آموزش برای سیاستگذاری بسیار مهم است بطوری‌که اگر آموزش منجر به سلامت شود قاعدتاً کمک‌های مالی دولت برای تحصیل بیشتر منجر به بهبود سلامت افراد جامعه خواهد شد و در صورتی‌که سلامت بر آموزش تاثیرگذار باشد جهت نیل به اهداف آموزشی قطعاً سرمایه‌گذاری در سلامت اجتناب‌ناپذیر خواهد بود.

شواهد و مطالعات تجربی حاکی از آن است که آموزش به لحاظ جهت علیت با چهار روش مختلف با سلامت در ارتباط است. روش اول نشان می‌دهد که جهت علیت یک طرفه از آموزش به سلامت وجود دارد یعنی آموزش منجر به سلامت بهتر می‌شود (۱۳-۶). از دیدگاه نظری، تاثیر آموزش بر سلامت را می‌توان به روش‌های مختلف زیر بیان کرد (١٤,١٠). اول، سطح آموزش بر روی عملکرد بازار کار از نظر فرصت‌های شغلی و درآمد تاثیر می‌گذارد، که ممکن است منجر به وضعیت سلامت بهتری شود. دوم، افراد با تحصیلات بالا می‌توانند ترکیبی بهتر از زمان و مصرف را انتخاب کنند که سلامتی آنها را بهتر می‌کند (۱۵). سوم، آموزش می‌تواند بهره‌وری سلامت، و همچنین بهره‌وری بازار کار را بالا ببرد (۱۶) و در نهایت، سطح تحصیلات را می‌توان به عنوان یک مشخصه مشاهده شده فردی مرتبط با بعضی از موارد غیرقابل مشاهده فردی بیان کرد مانند ویژگی‌های روانی و شخصیتی، توانایی، عزت نفس که می‌توانند منجر به سلامت بهتر شوند (١٤). روش دوم نشان می‌دهد که جهت علیت یک طرفه از سلامت به آموزش وجود دارد یا به عبارت دیگر سلامت بهتر می‌تواند منجر به ارتقاءِ آموزش شود (١٨,١٧). رابطه علیت از سلامت به آموزش می‌تواند از تجربه دوران کودکی حاصل شود بطوری‌که کودکان با وضعیت سلامت ضعیف‌تر، کمتر تحصیل خواهند کرد و احتمالاً در بزرگسالی وضعیت سلامت بدتری نیز خواهند داشت (۱۹). بچه‌هایی با وزن کم یا کم وزنی شدید هنگام تولد نسبت به متولدین با وزن‌های نرمال، تحصیلات کمتری دارند (۲۱-۱۹). بطور مشابه، بچه‌های بزرگتر که در دوران کودکی بیمار بودند یا سوءِ تغذیه داشتند، یادگیری آنها در مدرسه کمتر از سایرین بوده است و به احتمال زیاد ترک تحصیل کردند و نهایتاً سال‌های تحصیل آنها کمتر از سایر کودکان است (۲۲). همچنین فرزندان والدین با تحصیلات بالاتر نیز وضعیت سلامت بهتری دارند (٢٤,٢٣,١). سومین روش وجود رابطه یا روابط دوطرفه بین آموزش و سلامت را بیان می‌کند (٢٥,١٧,٥) و چهارمین روش بیان می‌کند هیچ علیت بین آنها وجود ندارد (۲۶).

بنابراین با توجه به ضرورت و اهمیت جهت علیت بین آموزش و سلامت برای سیاستگذاری و همچنین مبانی نظری سلامت، هدف اصلی این مطالعه بررسی رابطه علیت بین آموزش و سلامت در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت به عنوان دو عامل مهم توسعه انسانی در ایران است و هدف فرعی بررسی تاثیر سایر عوامل بر سلامت است، که در این راستا سوالات تحقیق به این‌گونه است. جهت علیت بین آموزش و سلامت چگونه است؟ ارتقاءِ آموزش منجر به وضعیت سلامت بهتر می‌شود یا برعکس سلامت بهتر منجر به آموزش بیشتر می‌شود؟ و چه عوامل دیگری بر تابع سلامت تاثیرگذارند؟ مطالعات بسیاری در ارتباط با سلامت و آموزش در مطالعات

[Downloaded from healthjournal.arums.ac.ir on 2025-04-07]

[DOI: 10.29252/j.health.10.4.445]

خارج و داخل وجود دارد که بیشتر آنها ارتباط بین آموزش و سلامت را در قالب مدل‌های سلامت بیان کردند و تعدادی هم به ارتباط علی بین این دو متغیر پرداختند. اما بررسی رابطه علیت بین آموزش و سلامت در مطالعات داخل بسیار محدود است بنابراین از آنجایی‌که مطالعه حاضر موضوع مورد بررسی را برای کشور ایران و بر اساس داده‌های سری زمانی ۲۷ سال بررسی می‌کند از سایر مطالعات متمایز است و همچنین در این مطالعه با توجه به درونزا بودن هر دو متغیر آموزش و سلامت، جهت علیت بین آموزش و سلامت در کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل‌های تصحیح خطای برداری انجام می‌شود که وجه تمایز دیگر این مطالعه است.

روش کار

مطالعه حاضر یک تحقیق تحلیلی، کاربردی و از حیث روش انجام، یک تحقیق همبستگی با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی و مدل‌های تصحیح خطای برداری است که در سطح ملی انجام شد. جامعهٔ آماری کشور ایران است و نمونه‌گیری انجام نشده است. آمار و داده‌های مورد نیاز مطالعه از نوع سری زمانی سالانه است و برای سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۰ از وب سایت بانک جهانی و برای کشور ایران استخراج شد. برآورد مدل تحقیق و آزمون‌های مورد نیاز در نرم افزار Eviews 10 صورت گرفت. با توجه به ماهیت داده‌ها به لحاظ پایایی و ناپایایی برای بررسی رابطه علیت از آزمون علیت گرنجری کلاسیک و یا آزمون مدل تصحیح خطای برداری استفاده می‌شود. گرنجر (۱۹۶۹) با استفاده از این واقعیت که آینده نمی‌تواند علت حال یا گذشته باشد، بیان می‌کند که چنانچه مقادیر جاری (Y_t) با استفاده از مقادیر گذشته (X_t) با دقت بیشتری نسبت به حالتی که از آن مقادیر استفاده نمی‌شود، پیش‌بینی شود، در این صورت X_t را علت گرنجری (Y_t) گویند (۲۷). در آزمون علیت گرنجری فرضیهٔ « X_t علت گرنجری Y_t نیست» آزمون می شود.

$$Y_t = \sum_{i=1}^{n} \sim_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} {}_i X_{t-i} + u_t$$

اگر ${}_i = 0$ باشد، در آن صورت X_t علت گرنجری Y_t نیست (۲۸). گرنجر (۱۹۸۶) بیان کرد که این آزمون زمانی معتبر است که متغیرها هم‌جمع نباشند. به عبارت دیگر وقتی متغیرها پایا باشند این آزمون اعتبار دارد و در مورد متغیرهای ناپایا تنها در شرایطی امکان این آزمون وجود دارد که دو متغیر هم‌جمع نباشند (۲۹). در صورت وجود بردار هم‌جمعی بین دو متغیر، علیت به مفهوم گرنجری حداقل در یک جهت (یکطرفه یا دو طرفه) بین آنها وجود خواهد داشت که از طریق بردارهای هم‌جمعی قابل تشخیص است (۳۰). اگر چه آزمون هم‌جمعی می‌تواند وجود یا عدم وجود رابطه علیت گرنجری بین متغیرها را معین کند، اما نمی‌تواند جهت رابطهٔ علیت را مشخص سازد (۳۱). اگر دو متغیر Y_t و X_t هم‌جمع باشند همواره یک الگوی تصحیح خطای برداری بین آنها وجود خواهد داشت. در نتیجه می‌توان برای بررسی رابطهٔ علیت گرنجری از یک مدل تصحیح خطای برداری استفاده کرد (۳۰). الگوی تصحیح خطا بیان می‌کند که تغییرات متغیر وابسته تابعی از انحراف از رابطهٔ تعادلی بلندمدت (که با جزء تصحیح خطا بیان می‌شود) (${}^{a}£_{t-i}$) و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. این الگو که رفتار بلندمدت و کوتاه‌مدت دو متغیر را به هم مرتبط می‌سازد، به صورت زیر است:

$$\Delta Y_t = {}^{-} + \sum_{i=1}^{n} \sim_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} {}_i \Delta X_{t-i} + {}^{a}£_{t-i} + g_t$$

جزء تصحیح خطا ${}^{a}£_{t-i}$، در مدل تصحیح خطا یک عامل برای بررسی رابطهٔ علیت گرنجری است (۲۸). با مدل تصحیح خطای برداری علاوه بر تعیین جهت رابطهٔ علیت گرنجری بین متغیرها می‌توان بین علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت تفاوت قائل

[Downloaded from healthjournal.arums.ac.ir on 2025-04-07]
[DOI: 10.29252/j.health.10.4.445]

شد. معنی‌دار نبودن λ می‌تواند نشان‌دهندۀ آن باشد که رابطۀ علیت گرنجری در بلندمدت بین متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد یا اینکه متغیر وابسته یک متغیر برونزای ضعیف است. معنی‌دارنبودن مجموع وقفه‌های هرکدام از متغیرهای توضیحی نشان‌دهندۀ آن است که در کوتاه‌مدت، رابطۀ علیت گرنجری بین هر کدام از متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد. معنی‌دار نبودن مجموع وقفه‌های هر کدام از متغیرهای توضیحی توأم با λ نشان‌دهندۀ آن است که در بلندمدت، رابطۀ علت گرنجری بین هر کدام از متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد (۳۲,۲۸). بنابراین جهت بررسی رابطه علیت بین متغیرهای مدل ابتدا بایستی پایایی و ناپایایی متغیرها بررسی شود. برای آزمون پایایی متغیرها از آزمون دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود در صورت پایایی متغیرها باید از آزمون علیت گرنجری کلاسیک که در بالا شرح داده شد، استفاده شود در غیر این‌صورت اگر متغیرها پایا نباشند باید مشخص شود که آیا بین متغیرها هم‌جمعی وجود دارد یا خیر. در صورت وجود هم‌جمعی باید از مدل تصحیح خطای برداری استفاده شود در غیر این‌صورت می‌توان از همان آزمون علیت کلاسیک گرنجر استفاده کرد. برای بررسی هم‌جمعی بین متغیرها از آزمون هم‌جمعی جوهانسن (۳۳) استفاده شد. برای این آزمون ابتدا باید تعداد وقفه‌های بهینه مدل بر اساس آزمون‌های آکاییک و شواتز و حنان کویین انتخاب شود، ثانیاً عرض از مبدا و روند زمانی مدل بر اساس الگوهای مقید تا غیرمقید جوهانسن و ثالثاً تعداد بردارهای هم‌جمعی بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر تعیین شود. پس از انجام مراحل بالا می‌توان آزمون علیت گرنجری را برای کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطای فوق بررسی کرد.

مدل و متغیرهای تحقیق

معادلۀ اصلی برای بررسی علیت بین آموزش و وضعیت سلامت بر مبنای مدل تابع سلامت گروسمن (۱۹۶۲) است (۱۶)، که با بسط آن برای سطح کلان کشورها، می‌توان تابع سلامت را تابعی از متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و زیست محیطی تعریف کرد (۳۵,۳٤,۵). متغیرهای آموزش، مخارج سلامت و درآمد طبق مدل گروسمن بر سلامت تاثیرگذار هستند (۱۶). متغیر آلودگی هوا به عنوان متغیر زیست محیطی نیز بر سلامت تاثیر گذار است (۳۵-۳۷,۵). در این مطالعه با توجه به مبانی نظری و مطالعات پیشین، تابع سلامت ایران شامل متغیرهای مخارج سرانه سلامت و تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان متغیرهای اقتصادی و متغیر میانگین سال‌های تحصیل به عنوان متغیر اجتماعی و متغیر تولید دی اکسید کربن سرانه به عنوان متغیر زیست‌محیطی است که به صورت نمادین در تابع زیر خلاصه شده است. متغیر وابسته شاخص امید به زندگی است و سایر متغیرها به‌عنوان متغیر مستقل هستند.

$$H = F(E, HE, GDP, CO2)$$

H: متغیر امید به زندگی در بدو تولد و متغیر وابسته است که به عنوان شاخصی از وضعیت سلامت جامعه است؛

E: میانگین سال‌های تحصیل در کشور است که بیانگر وضعیت آموزش است؛

HE: مخارج سرانه سلامت؛

GDP: تولید ناخالص داخلی سرانه؛

CO2: تولید دی اکسید کربن سرانه.

نتایج آزمون

با توجه به این‌که هیچ کدام از متغیرهای مدل دارای شکست ساختاری نیستند برای بررسی پایایی و ناپایایی متغیرها از آزمون‌های دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شد. متغیرهای مدل همه دارای عرض از مبدا و روند زمانی بودند بنابراین از آزمون‌های

[Downloaded from healthjournal.arums.ac.ir on 2025-04-07]

[DOI: 10.29252/j.health.10.4.445]

دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته با عرض از مبدا و روند زمانی استفاده شد. نتایج بررسی پایایی متغیرها در جدول ۱ ارائه شده است.

همانطور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود برای تمامی متغیرها در سطح ۵٪ مقدار آزمون t محاسبه شده کمتر از مقدار بحرانی است بنابراین فرضیه صفر مبنی بر ریشه واحد رد نمی‌شود یعنی متغیرها در سطح دارای ریشه واحد و ناپایا هستند. بنابراین آزمون رشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته مجدداً برای تفاضل مرتبه اول متغیرها استفاده شد که نتایج نشان داد که مقدار آماره t برای تفاضل مرتبه اول همه متغیرها از مقدار بحرانی آن در سطح ۵٪ بزرگتر است بنابراین فرضیه صفر مبنی بر ناپایایی رد می‌شود. بنابراین تفاضل مرتبه اول تمامی متغیرها در سطح ۵٪ پایا هستند. با توجه به اینکه متغیرهای مدل تحقیق ناپایا هستند نمی‌توان از آزمون علیت گرنجر کلاسیک برای بررسی علیت بین آموزش و سلامت استفاده کرد ولی از آنجایی‌که متغیرها هم جمع از مرتبه یک هستند $I(1)$ بنابراین احتمال وجود یک بردار هم‌جمعی بین آنها وجود دارد. در این حالت ابتدا باید بررسی شود که آیا بردار هم‌جمعی بین متغیرها وجود دارد یا خیر؟ در صورت بردار هم‌جمعی می توان برای بررسی علیت بین متغیرها از آزمون مدل تصحیح خطای بردای استفاده کرد در غیر این‌صورت می‌توان از آزمون علیت گرنجری کلاسیک استفاده کرد.

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای برررسی پایایی متغیرها

متغیر	آماره t	مقدار بحرانی	احتمال	نتیجه
H	-۱/۵۸	-۲/۹۸	۰/۴۷	نا پایا
DH	-۳/۴۷	-۲/۹۸	۰/۰۱۷	پایا
E	-۰/۸۸	-۲/۹۷	۰/۷۷	نا پایا
DH	-۰/۶۱	-۳/۵۹	۰/۰۰۰۶	پایا
GDP	-۱/۹۷	-۳/۵۸	۰/۵۷	نا پایا
DGDP	-۴/۸۶	-۳/۵۹	۰/۰۰۳	پایا
HE	-۳/۱۷	-۳/۵۹	۰/۱۱۹	نا پایا
DHE	-۴/۴۱	-۳/۵۹	۰/۰۰۸	پایا
CO2	-۳/۳۶	-۳/۵۸	۰/۰۷	نا پایا
DCO2	-۳/۷۱	-۳/۶۲	۰/۰۴	پایا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

D: تفاضل مرتبه اول متغیرها است و نماد اختصاری سایر متغیرها در قسمت مدل تحقیق بیان شده است.

جدول ۲. تعیین وقفه بهینه بر اساس معیارهای آکاییک، شوارتز و حنان کویین

تعداد وقفه‌ها	معیار آکاییک	معیار شوارتز	معیار جنان کویین
۰	۲/۰۸	۲/۴۷	۲/۱۸
۱	-۱/۲۹	-۰/۷۰	-۱/۱۳
۲	-۲/۶۷	-۱/۸۹	-۲/۴۶
۳	-۳/۵۳	-۲/۵۵	-۳/۲۷
۴	-۳/۳۴	-۲/۱۷	-۳/۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای بررسی وجود بردار هم‌جمعی از آزمون هم‌جمعی جوهانسن (۳۳) استفاده شد. برای این آزمون ابتدا باید تعداد وقفه‌های مدل، وجود عرض از مبدا و روند زمانی مشخص شود سپس باتوجه به

[Downloaded from healthjournal.arums.ac.ir on 2025-04-07]
[DOI: 10.29252/j.health.10.4.445]

آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر نسبت به تعداد بردارهای هم‌جمعی تصمیم گرفت. تعداد وقفه‌های مدل بیان می‌کند که متغیرهای درونزای مدل تا چه دوره‌ای از مقادیر قبلی خود متاثر هستند مثلا اگر تعداد وقفه‌های مدل ۲ باشد در الگوی مورد نظر، مقادیر دو دوره قبل متغیرهای درونزا در مقدار فعلی آنها تاثیرگذار است. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل باید مدل خود توضیح برداری (VAR) تصریح و آزمون شود که این مدل با توجه به مدل بالا برآورد شد و سپس با معیارهای آکاییک، شوارتز و حنان کویین نسبت به انتخاب وقفه بهینه اقدام شود. مقادیر آماره‌های آکاییک، شوارتز و حنان کویین برای وقفه‌های مختلف در جدول ۲ ارائه شده است. هر وقفه‌ای که کمترین مقدار در هر یک از معیارها را داشته باشد به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود. با توجه به این‌که کمترین مقدار در هر یک از سه معیار آکاییک، شوارتز و حنان کویین در وقفه سوم است بنابراین سه وقفه برای مدل انتخاب شد. لازم به ذکر است که آزمون‌های نیکویی برازش نیز انجام شد که نشان از تعیین مناسب وقفه‌های مدل داشت.

برای بررسی وجود روند و عرض از مبدا در مدل تحقیق از روش پیشنهادی جوهانسن (۳۸) استفاده شد که تمام پنج الگوی ممکن از مقید تا نامقیدترین الگو برای هر بردار هم‌جمعی برآورد گردید. پنج الگو عبارتند از: ۱- بدون عرض از مبدا و روند زمانی؛ ۲- عرض از مبدا و بدون روند زمانی؛ ۳- عرض از مبدا و بدون روند زمانی خطی؛ ٤- عرض از مبدا و روند زمانی خطی؛ ۵- عرض از مبدا و روند زمانی غیرخطی. در هر یک از ۵ الگو فرضیه صفر مبنی بر صفر بردار هم‌جمعی برآورد شد. با توجه به این‌که فرضیه صفر در تمام الگوها رد شد مجدداً فرضیه یک بردار هم‌جمعی برای تمام الگوها برآورد شد و مشاهده شد که در الگوی چهارم فرضیه صفر رد نمی‌شود، بنابراین عرض از مبدا و روند زمانی خطی برای مدل تحقیق انتخاب شد. باتوجه به تعیین تعداد وقفه‌های بهینه و عرض از مبدا و روند زمانی، آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی در جدول ۳ ارائه شده است. اگرمقدار آماره آزمون‌های اثر و یا حداکثر مقدار ویژه از مقدار بحرانی آن بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد خواهد شد و برعکس اگر کوچکتر باشد فرضیه صفر رد نمی‌شود. نتایج جدول ۳ نشان داد طبق آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه، فرضیه صفر، مبنی بر صفر بردار هم‌جمعی رد می‌شود اما فرضیه صفر مبنی بر یک بردار هم‌جمعی رد نمی‌شود، بنابراین می‌توان پذیرفت که یک بردار هم‌جمعی در مدل وجود دارد. بنابراین با وجود یک بردار هم‌جمعی بین متغیرهای مدل، برای بررسی علیت بین تعداد سال‌های تحصیل و امید به زندگی از مدل تصحیح خطای برداری زیر استفاده شد که ECT_{t-i} ضریب تصحیح خطا است. نتایج مدل تصحیح خطای برداری نشان داد که متغیرهای مخارج سلامت، تولید ناخالص داخلی و تحصیلات تاثیر مثبت بر امید به زندگی و انتشار دی اکسیدکربن تاثیر منفی بر امید به زندگی دارند. نتایج آزمون علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت سال‌های تحصیل و امید به زندگی در جدول ٤ گزارش شده است.

$$\Delta H_t = {}^{-} + \sum_{i=1}^{3} {}^{\sim}{}_{1i}\Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} {}_{1i}\Delta E_{t-i} + {}^{a}{}_{1}ECT_{t-i} + {}^{\text{¢}}{}_{1}HE + {}^{\text{¤}}{}_{1}GDP + {}^{¥}{}_{1}CO2 + \text{g}_{1t}$$

$$\Delta E_t = {}^{-} + \sum_{i=1}^{3} {}^{\sim}{}_{2i}\Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} {}_{2i}\Delta E_{t-i} + {}^{a}{}_{2}ECT_{t-i} + {}^{\text{¢}}{}_{2}HE + {}^{\text{¤}}{}_{2}GDP + {}^{¥}{}_{2}CO2 + \text{g}_{2t}$$

[Downloaded from healthjournal.arums.ac.ir on 2025-04-07]

[DOI: 10.29252/j.health.10.4.445]

جدول ۳. تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی

	تعداد بردار	مقدار آماره	مقدار بحرانی	احتمال	نتیجه
آزمون اثر	۰	۲۶/۸۵	۲۳/۳٤	۰/۰۳۷	رد می‌شود
	۱	۶/۰۲	۱۰/۶۶	۰/٤٥	رد نمی‌شود
آزمون حداکثر	۰	۲۰/۸۲	۱۷/۲۳	۰/۰۳	رد می‌شود
مقدار ویژه	۱	۶/۰۲	۱۰/۶۶	۰/٤٥	رد نمی‌شود

جدول ٤. بررسی رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت تعداد سال‌های تحصیل و امید به زندگی

دوره زمانی	متغیر وابسته	متغیر مستقل	فرضیه صفر	آماره والد	احتمال	نتیجه گیری
کوتاه‌مدت	ΔH	ΔE	$_{1i} = 0$	۷/۵۰	۰/۰۰۶	علیت از E به H
بلندمدت	ΔH	ΔE و ECT	$_{1i} = 0, ^{a}_{1} = 0$	۱٤/٤۹	۰/۰۰۰۷	علیت از E به H
کوتاه‌مدت	ΔE	ΔH	$\sim_{2i} = 0$	۱۰/۹٤	۰/۰۰۰۶	علیت از H به E
بلندمدت	ΔE	ΔHو ECT	$\sim_{2i} = 0, ^{a}_{2} = 0$	۱۶/۷۵	۰/۰۰۲	علیت از H به E

همان‌طور که در جدول ٤ مشاهده می‌شود وقتی متغیر امید به زندگی به عنوان متغیر وابسته مدل است در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت فرضیه صفر رد شد. در کوتاه‌مدت فرضیه صفر بیان می‌کند که متغیر تعداد سال‌های تحصیل با وقفه‌های مرتبط هیچ تاثیری بر امید به زندگی ندارند و در بلندمدت فرضیه صفر بیان می‌کند که نه تنها متغیر تعداد سال‌های تحصیل تاثیری بر امید به زندگی ندارد بلکه ضریب تصحیح خطا هم به لحاظ آماری هیچ تاثیری بر امید به زندگی ندارد. بنابراین با رد فرضیه صفر در کوتاه‌مدت و بلندمدت می توان بیان کرد که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تعداد سال‌های تحصیل علیت امید به زندگی است. بطور مشابه وقتی تعداد سال‌های تحصیل به عنوان متغیر وابسته مدل است فرضیه صفر در کوتاه‌مدت و بلندمدت رد شد. در کوتاه‌مدت فرضیه صفر بیان می‌کند که متغیر امید به زندگی با وقفه‌های مرتبط هیچ تاثیری بر تعداد سال‌های تحصیل ندارند و در بلندمدت فرضیه صفر بیان می‌کند که نه تنها متغیر امید به زندگی تاثیری بر تعداد سال‌های تحصیل ندارد بلکه ضریب تصحیح خطا هم به لحاظ آماری هیچ تاثیری بر تعداد سال‌های تحصیل ندارد. بنابراین در کوتاه‌مدت و بلندمدت امید به زندگی علیت تعداد سال‌های تحصیل است.

بحث

طبق نتایج مطالعه مشخص شد که یک بردار هم‌جمعی برای تابع سلامت ایران در سال‌های مورد بررسی وجود دارد یعنی میزان سلامت فعلی نه تنها تابعی از متغیرهای مستقل مدل است بلکه تابعی از متغیرهای سلامت و آموزش در دوره‌های قبلی نیز می‌باشد. بنابراین سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در آموزش و سلامت در سال‌های گذشته بر وضعیت سلامت فعلی کشور تاثیرگذار بوده است، به تبع آن سرمایه‌گذاری‌های فعلی در آموزش و سلامت می‌تواند وضعیت سلامت را در آینده متاثر سازد. نتایج مدل تصحیح خطای برداری نیز نشان داد که میانگین سال‌های تحصیل افراد جامعه به‌عنوان شاخص آموزش بر امید به زندگی افراد به‌عنوان شاخص سلامت تاثیر مثبت دارد و تعداد سال‌های تحصیل علیت امید به زندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. مطالعات بسیاری نشان دادند که آموزش می‌تواند علیت سلامت باشد (۱۳-۶). این تاثیر مثبت می‌تواند از طریق افزایش فرصت‌های شغلی و درآمد، میزان دانش افراد در استفاده از خدمات و مراقبت‌های سلامت و همچنین آثار جانبی مثبتی که افراد با تحصیلات بالاتر بر سایر افراد جامعه دارند تفسیر شود. این آثار جانبی می‌تواند آگاهی دادن از اثرات

[Downloaded from healthjournal.arums.ac.ir on 2025-04-07]
[DOI: 10.29252/j.health.10.4.445]

سوءِ بعضی از مصارف، تاثیرگذاری بر سبک زندگی سالم‌تر و توصیه‌های پیشگیرانه از بیماری‌ها و... باشد. بیاتی و همکاران (۳۹)، جهانگرد و همکاران (۴۰) و لی و همکاران (۴۳) ارتباط مثبت بین سلامت و آموزش را نشان دادند. همچنین نتایج مدل تصحیح خطای برداری نشان داد که امید به زندگی هم می‌تواند علیت سال‌های آموزش در کوتاه‌مدت و بلندمدت باشد. این رابطه علیت از سلامتی به سال‌های تحصیل را می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که افراد سالم‌تر می‌توانند سال‌های بیشتری تحصیل کنند و کودکان با وضعیت سلامت ضعیف‌تر، کمتر تحصیل خواهند کرد. علت این رابطه را هم می‌توان در وضعیت سلامت کودکان یافت یعنی هر عاملی که منجر به بهبود وضعیت سلامت کودکان شود در آینده می‌تواند بر تحصیلات آن‌ها تاثیرگذار باشد. طرح‌های فراگیر و رایگان واکسیناسیون، مراقبت‌های دوره‌ای کودکان و مقابله با بیماری‌های واگیردار می‌تواند از جمله این عوامل باشد. این نتیجه منطبق با نتایج کوری (۱۷)، آگنور (۱۸) و کوتلر و همکاران (۸) است.

متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان شاخص درآمد جامعه تاثیر مثبت بر سلامت داشت که منطبق با مطالعات بیاتی و همکاران (۳۹)، جهانگرد و همکاران (۳۴،۴۰)، وامقی و همکارن (۲۴)، صمدپور و همکاران (۵) و فایسا و همکاران (۳۵) است. مخارج بهداشتی سرانه نیز بر امید به زندگی به عنوان شاخص سلامت جامعه تاثیر مثبت داشت و منطق بر مطالعات بیاتی و همکاران (۳۹)، بالتاجی و همکاران (۴۱) و اسکودر و همکاران (۴۲) است. فایسا و همارن (۳۵) معتقد است که اثر مخارج سلامت بر امید به زندگی مبهم است، اگر مخارج سلامت منجر به دسترسی بیشتر به خدمات سلامت شود تاثیر مثبت بر سلامت دارد ولی اگر مخارج سلامت در نتیجه پرداخت بیشتر مصرف‌کنندگان کالای سلامت باشد و مصرف سایر کالاهای اساسی مانند خوراک، پوشاک و مسکن را کاهش دهد ممکن است تاثیر کمتر و یا منفی بر سلامت داشته باشد که نشان از ناکارآمدی سیستم ارائه خدمات سلامت است. جهانگرد و همکاران (۴۰) با استفاده از اطلاعات استان‌های ایران بیان کردند که مخارج بهداشتی به لحاظ آماری تاثیری بر سلامت ندارد، اما کم و ناچیز بودن هزینه مخارج بهداشتی نسبت به تولید ناخالص داخلی، تخصیص نامناسب هزینه‌ها در بخش بهداشت و در سبد مصرفی خانوارها و تحمیل قسمت عمده‌ای از بار هزینه‌ها به بخش خصوصی می‌تواند تاثیر زیانباری بر وضعیت سلامت افراد داشته باشد. متغیر تولید دی‌اکسیدکربن سرانه نیز تاثیر منفی بر امید به زندگی داشت که با مطالعات تورنتون (۳۶)، فایسا و همکاران (۳۵،۳۷) منطبق است. در این مطالعه با توجه به محدودیت محاسبات در نرم افزار، فقط متغیرهای امید به زندگی و سال‌های آموزش به صورت درونزا و سایر متغیرها به صورت برونزا درنظر گرفته شدند و همچنین مهمترین متغیرهای تاثیرگذار بر تابع سلامت ایران بر اساس مبانی نظری و مطالعات پیشین انتخاب شدند که نتایج و تفسیرها محدود به این متغیرها شد و سایر عوامل بررسی نشدند.

نتیجه گیری

نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان داد که رابطه علیت دو طرفه بین آموزش و سلامت وجود دارد. بطوری‌که در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش آموزش می‌تواند منجر به بهبود سلامت و افزایش وضعیت سلامت می‌تواند منجر به افزایش آموزش و تحصیلات شود. بنابراین جهت داشتن وضعیت سلامت بهتر، سرمایه‌گذاری در آموزش جهت افزایش سال‌های تحصیل و جهت داشتن وضعیت آموزش بهتر سرمایه‌گذاری در سلامت، استمرار برنامه‌های مراقبتی و دوره‌ای کودکان، مبارزه با بیماری‌های واگیردار اجتناب ناپذیر است. همچنین با توجه به وجود یک بردار هم‌جمعی بین آموزش و سلامت در بلندمدت و تاثیرپذیری سلامت از متغیرهای با وقفه

[Downloaded from healthjournal.arums.ac.ir on 2025-04-07]

[DOI: 10.29252/j.health.10.4.445]

آموزش و سلامت، سرمایه‌گذاری همزمان در آموزش و سلامت برای داشتن سطح سلامت بهتر در آینده ضروری است. سرمایه‌گذاری در آموزش می‌تواند از طریق افزایش مهارت و تخصص نیروی کار، بهره‌وری بالاتر، ایجاد فرصت‌های شغلی جدید، درآمد بیشتر و افزایش دوره‌های آموزش سلامت بر سلامت تاثیرگذار باشد. همچنین سرمایه‌گذاری در سلامت روان از طریق آموزش نیز می‌تواند بر سلامت جسمی موثر باشد. همچنین علاوه بر استمرار آموزش‌های رایگان و رسمی، نهادینه شدن آموزش‌های سلامت جهت افزایش آگاهی از بیماری‌ها و نحوه پیشگیری آنها با توجه رده سنی در مقاطع مختلف تحصیلی در مدارس می‌تواند مفید واقع شود. سرمایه‌گذاری در سلامت در راستای افزایش آموزش می‌تواند از طریق افزایش سرمایه‌گذاری در تجهیزات و لوازم پزشکی، خرید فناوری‌های جدید حوزه سلامت، بهبود سیستم‌های تامین مالی سلامت به جهت کاهش پرداخت از جیب، تسهیل در دسترسی به کالا و خدمات سلامت و اجرایی‌شدن کامل بیمه سلامت مثمر ثمر باشد. البته نقش نهادهای اجتماعی، دولت، سازمان‌های عام‌المنفعه و رسانه‌های گروهی در افزایش آگاهی‌های سلامت و پیشگیری از بیماری، تغییر سبک زندگی و تغذیه مناسب در راستای سرمایه‌گذاری درآموزش بسیار مفید خواهد بود.

References

1- Shahraki M, Agheli L, Assari Arani A, Sadeqi H, Ghaderi S. The relationship between mother's socioeconomic status and child health. Journal of Research and Health. 2018;8(2):143-51.
2- Sepehrdoust H, Ghorbanseresht M, Barooti M. Unbalanced Impact of Human Capital in Health and Education Sectors on Economic Growth. Economic Development Research. 2015;4(16):81-102. [In Persian]
3- Pereira J, Aubyn M. What level of education matters most for growth?: Evidence from Portugal. Economics of Education Review. 2009;28(1):67-73
4- Tang CF, Lai YW. The Causal Relationship between Health and Education Expenditures in Malaysia. Theoretical and Applied Economics. 2011,8(561):61-74.
5- Samadpoor N, Emadzade M, Rangbar H, Azizi F. The Impact of Education on Health in Iran: A Production Function Approach. Journal of Research in Economic Modeling. 2014;4(15):147-78. [In Persian]
6- Albouy V, Lequien L. Does compulsory education lower mortality? Journal of health economics. 2009;28(1):155-68.
7- Adams SJ. Educational Attainment and Health: Evidence from a Sample of Older Adults. Education Economics. 2002;10(1):97-109.
8- Cutler DM, Lleras-Muney A. Education and Health: Insights from International Comparisons. NBER Working Paper No. 17738. 2012: 1-46
9- Mazumder B. Does education improve health? A reexamination of the evidence from compulsory schooling laws. Economic Perspectives. 2008;(Q II):2-16.
10- Arendt J. In sickness and in health—Till education do us part: Education effects on hospitalization. 2008: 161-72.
11- Kemptner D, Jürges H ,Reinhold S. Changes in compulsory schooling and the causal effect of education on health: Evidence from Germany. Journal of health economics. 2011;30(2):340-54.
12- Silles M. The Causal Effect of Education on Health: Evidence from the United Kingdom. 2009:122-128
13- Powdthavee N. Does Education Reduce the Risk of Hypertension? Estimating the Biomarker Effect of Compulsory Schooling in England. Journal of Human Capital. 2010;4(2):173-202.
14- Dursun B, Cesur R, Mocan N. The Impact of Education on Health Outcomes and Behaviors in a Middle-Income, Low-Education Country. Economics & Human Biology. 2018;31:94-114.

[Downloaded from healthjournal.arums.ac.ir on 2025-04-07]
[DOI: 10.29252/j.health.10.4.445]

15- Kenkel D. Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling. Journal of Political Economy. 1991;99(2):287-305.
16- Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. Journal of Political Economy. 1972;80(2):223-55.
17- Currie J. Healthy, Wealthy, and Wise: Socioeconomic Status, Poor Health in Childhood, and Human Capital Development. Journal of Economic Literature. 2009;47(1):87-122.
18- Agénor P. Public capital, growth and welfare. New Jersey: Princeton University Press; 2012:120-135
19- Cutler D, Lleras-Muney A. Education and Health: Evaluating Theories and Evidence. In: House J, Schoeni R, Kaplan G, Pollack H, editors. Making Americans Healthier: Social and Economic Policy as HealthPolicy. New York: Russell Sage Foundation; 2008:67-90
20- Behrman J, Rosenzweig M. Returns to Birthweight. The Review of Economics and Statistics. 2004;86(2):586-601.
21- Black SE, Devereux PJ, Salvanes KG. From the Cradle to the Labor Market? The Effect of Birth Weight on Adult Outcomes. The Quarterly Journal of Economics. 2007;122(1):409-39.
22- Case A, Fertig A, Paxson C. The lasting impact of childhood health and circumstance. Journal of health economics. 2005;24(2):365-89.
23- Shahraki M, Agheli L, Assari Arani A, Sadeghi H. The Effect of Mothers' Education and Employment on Children's Health. Jentashapir J Health Res. 2016;7(4):e78445.
24- Vameghi M, Sajadi H, Rafiey H, Qaedamini Q. The Role of Parental education and Intermediary Determinants on Children's Health in Iran. Razi Journal of Medical Sciences. 2016;23(147):18-34.
25- Vittorio C, Emiliano C, Raffaella M, Nicola M. HUMAN CAPITAL AND DEVELOPMENT: SOME EVIDENCE FROM EASTERN EUROPE. Annals of Faculty of Economics. 2011;1(1):173-8.
26- Schultz TP. Health and Schooling Investments in Africa. The Journal of Economic Perspectives. 1999;13(3):67-88.
27- Granger CWJ. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. Econometrica. 1969;37(3):424-38.
28- Mahdavi A, Naderian Ma. Investigation On The Granger Causality Between Human Capital And Economic Growth In Iran. Economic Research Review. 2010;38(3):287-309. [In Persian]
29- Granger CWJ. Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1986;48(3):213-28.
30- Engle RF, Granger CWJ. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica. 1987;55(2):251-76.
31- Abrishami h, Mostafaei a .Eexamine the relationship between economic growth and oil products consumption in Iran major. Journal of Knowledge & Development. 2001;14:11-45. [In Persian]
32- Masih AMM, Masih R. Energy consumption, real income and temporal causality: results from a multi-country study based on cointegration and error-correction modelling techniques. Energy Economics. 1996;18(3):165-83.
33- Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economic Dynamics and Control. 1988;12(2-3):231-54.
34- Jahangard E, Ranjbar Fallah MR, Sarabadany Tafreshi S. An Estimation of Health Function Production in Iran. Financial Economics and Development. 2012;6(18):9-28.
35- Fayissa B, Gutema P. Estimating a health production function for Sub-Saharan Africa (SSA). Applied Economics. 2005;37(2):155-64.
36- Thornton J. Estimating a health production function for the US: some new evidence. Applied Economics. 2002;34(1):59-62.
37- Fayissa B, Traian A. Estimation of a Health Production Function: Evidence from East-European Countries. The American Economist. 2013;58(2):134-48.
38- Johansen S. Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1992;54(3):383-97.
39- Bayati M, Akbarian R, Kavosi Z, Sadraei Javaheri A, Amini Rarani M, Delavari S. Socioeconomic Determinants of Health in Western Pacific Region: A Panel Data Analysis. Yektaweb_Journals. 2013;12(47):111-30. [In Persian]

[Downloaded from healthjournal.arums.ac.ir on 2025-04-07]

[DOI: 10.29252/j.health.10.4.445]

40- Jahangard E, Alizadeh N. The Estimation of Effective Socio-Economic Factors on Health Production Function in Provinces of Iran. Nameh-Ye-Mofid. 2010;15(5):85-106.
41- Baltagi B, Moscone F, Tosetti E. Medical technology and the production of health care. Empirical Economics. 2012;42(2):395-411.
42- Schoder J, Zweifel P. Flat-of-the-curve medicine: a new perspective on the production of health. Health economics review. 2011;1(2):1-10
43- Lei H, Li L, Liu X, Mao A. Quantitative study on socioeconomic determinants of life expectancy in Beijing, China. Journal of evidence-based medicine. 2009;2(2):92-8.

[Downloaded from healthjournal.arums.ac.ir on 2025-04-07]

[DOI: 10.29252/j.health.10.4.445]