

بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین آموزش و سلامت و برآورد کارایی فنی تابع تولید سلامت (مطالعه موردی: منتخبی از کشورهای کنفرانس اسلامی)

نرگس صمدپور*، مصطفی عمادزاده**، فیروزه عزیزی*** و همایون
رنجبر****

تاریخ وصول: ۱۳۹۵/۱۰/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۷/۲۳

چکیده:

امروزه سلامت به عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه به شمار می‌آید؛ اما افزایش مرگ‌ومیر ناشی از بیماری‌های غیرمسمری و افزایش هزینه‌های درمانی ناشی از این بیماری‌ها، نظام‌های سلامت را در اکثر کشورهای جهان؛ به خصوص کشورهای در حال توسعه که با کمبود منابع مواجه هستند، به چالش کشیده است. این امر سبب گشته تا سیاست‌گذاران برای بهبود سلامت جامعه، توجه بیشتری به امر "آموزش" به عنوان یک ابزار مؤثر معطوف دارند. هدف اصلی این پژوهش، بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین سلامت و آموزش در منتخبی از کشورهای عضو کنفرانس اسلامی طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۸ است. در این راستا، ابتدا تابع تولید سلامت بر اساس مدل گروسمن (۱۹۷۲) تعریف می‌شود؛ سپس، الگوی تحقیق با استفاده از تکنیک هم‌جمعی داده‌های تابلویی برآورد می‌گردد. پس از آن کارایی فنی تولید سلامت با استفاده از ضرایب برآورد شده از رابطه‌ی بلندمدت و روش اثرات تصادفی برای کشورهای منتخب محاسبه می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل، نشان می‌دهد که یک رابطه‌ی تعادلی بلند مدت بین آموزش و سلامت وجود دارد؛ همچنین نتایج حاصل از محاسبه‌ی کارایی فنی برای کشورهای مختلف، نشان می‌دهد که کشورهای با نرخ باسوادی بالاتر، از نهاده‌ها در تولید سلامت بهتر استفاده می‌کنند.

طبقه‌بندی JEL: I۱۲، I۲۰

واژه‌های کلیدی: آموزش، سلامت، روش هم‌جمعی داده‌های تابلویی، کارایی فنی، کشورهای عضو کنفرانس اسلامی

*استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان، اصفهان، ایران. (نویسنده مسئول)

(n_samadpoor@yahoo.com)

**استاد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان، اصفهان، ایران.

***استادیار اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس تهران، تهران، ایران.

****دانشیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان، اصفهان، ایران.

۱- مقدمه

اقتصاددانان بر این باورند که سلامت؛ کالایی سرمایه‌ای است که می‌تواند نقشی مهم و قابل ملاحظه در بهبود شرایط اقتصادی و توسعه‌ی کشورها داشته باشد (گروسمن،^۱ ۱۹۷۲، بارو،^۲ ۱۹۹۶، آندر و همکاران،^۳ ۲۰۰۵).

در سال‌های گذشته، با توجه به مراقبت‌های اولیه‌ی بهداشتی، پیشرفت‌های چشمگیری در وضعیت سلامت مردم به دست آمده است؛ به عنوان نمونه، می‌توان به ریشه‌کنی بیماری‌های واگیر؛ مانند آبله، فلج اطفال، کاهش مرگ و میر کودکان و مادران اشاره نمود؛ اما در حال حاضر نظام‌های سلامت با چالش‌های جدید و متعدد دیگری؛ مانند افزایش بیماری‌های غیرمسمری مواجه هستند که به طور جدی سلامت انسان‌ها را تهدید می‌کنند. بیماری‌های غیر واگیر بیشتر از بیماری‌های عفونی که در دهه‌های قبل گریبانگیر مردم بود، جان انسان‌ها را می‌گیرد. براساس اعلام سازمان جهانی بهداشت، ۶۰ درصد علل مرگ و میر و ۴۳ درصد بار اقتصادی بیماری‌ها در جهان مربوط به بیماری‌های عمده غیر واگیر می‌باشد (کریمی و همکاران، ۱۳۹۰).

از طرف دیگر با دستیابی به تکنولوژی‌های مدرن پزشکی، سالانه هزینه‌ی زیادی به نظام‌های سلامت و مردم، جهت درمان این بیماری‌ها تحمیل می‌شود؛ به عنوان مثال، بر اساس گزارش سازمان جهانی بهداشت در سال ۲۰۰۸، سالانه حدود ۱۰۰ میلیون نفر در دنیا به دلیل هزینه‌های بهداشتی و درمانی زیر خط فقر قرار می‌گیرند. افزایش سریع و روزافزون هزینه‌های بخش سلامت در سراسر جهان، متخصصان اقتصادی را در راستای یافتن شیوه‌های دیگر برای محدودسازی هزینه‌ها و افزایش کارایی در بخش سلامت به چالش کشیده است.

آموزش با اصلاح شیوه‌ی زندگی می‌تواند نقش قابل ملاحظه‌ای در سلامت افراد ایفا کند. در واقع آموزش از طریق تحولی که در رفتار افراد به وجود می‌آورد، تأثیر مستقیمی بر وضعیت سلامتی آنان دارد (گروسمن، ۲۰۰۵). شواهد حاکی از آن است که طی قرن هجدهم و نوزدهم در بسیاری از کشورهای اروپایی، کاهش مرگ‌ومیر عمدتاً ناشی از افزایش میزان تحصیلات، آگاهی‌ها، تحول در رفتار مردم و

¹ Grossman

² Barro

³ André et al

رعایت بیشتر بهداشت بوده و کمتر تحت تأثیر پیشرفت در دانش پزشکی و ارتقاء سطح بهداشت قرار داشته است (دیتون^۴، ۲۰۰۶).

برای سیاست‌گذاران درک این مطلب، بسیار اهمیت دارد که سیاست‌های آموزشی چه تأثیری بر سلامت مردم دارد؛ به خصوص که در اکثر کشورها مقادیر زیادی از بودجه به بخش بهداشت و درمان اختصاص می‌یابد و جمعیت زیادی از مردم به سمت سالخوردگی گام برمی‌دارند (وینستن و اسکینر^۵، ۲۰۱۰، اسمیت و همکاران^۶، ۲۰۱۴).

بر این اساس هدف اصلی این پژوهش، بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین سلامت و آموزش در منتخبی از کشورهای عضو کنفرانس اسلامی است. در این راستا تلاش می‌شود تا دو اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت آموزش بر سلامت از یکدیگر تفکیک شوند؛ لذا، بررسی رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین سلامت و آموزش، همچنین محاسبه‌ی کارایی فنی با توجه به الگوی اثرات تصادفی و مدل مرزی تصادفی از جنبه‌های نوآوری این تحقیق به شمار می‌آید.

سازماندهی مقاله به شکل زیر است: پس از مقدمه، در بخش دوم ادبیات موضوع مرور می‌گردد و در بخش سوم مدل تحقیق و روش تخمین معرفی شده است. بخش چهارم به یافته‌های تجربی و تحلیل نتایج اختصاص یافته و سرانجام در بخش پنجم نتیجه‌گیری کلی و توصیه‌ی سیاستی تحقیق ارائه شده است.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

در این بخش ابتدا مبانی نظری موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ سپس مروری بر تحقیقات انجام شده در خارج و داخل کشور ارائه می‌شود.

۲-۱- مبانی نظری موضوع

در تلاش‌های صورت گرفته جهت بهبود رفاه بشر، سلامت به عنوان شاخصی مهم و هدفی اساسی در نظر گرفته می‌شود؛ اما وضعیت سلامت یک جامعه به مجموعه‌ای از متغیرهای رفتاری، محیطی و اقتصادی تأثیرگذار بر سلامت بستگی دارد. یکی از عوامل مؤثر بر سلامت، تحصیلات یا آموزش است. اقتصاددانان بر این باورند که

⁴ Deaton

⁵ Weinstein and Skinner

⁶ Smith, et al.

آموزش با ایجاد تحول و تغییر در شیوه‌ی زندگی، شرایطی را فراهم می‌آورد که جهان‌بینی افراد را نسبت به خود دگرگون می‌سازد؛ در واقع، مهمترین ارتباطی که بین آموزش و سلامتی وجود دارد، از طریق افزایش اطلاعات و دانشی است که مستقیماً به مسائل رعایت بهداشت، رفتارهای سالم، پیشگیری و درمان مربوط می‌شود.

گروسمن (۱۹۷۲) این ایده را مطرح کرد که تحصیلات، موجب بهبود کارایی تابع تولید سلامت می‌شود که این امر وضعیت سلامتی را بهبود می‌بخشد. در الگوی گروسمن، آموزش عاملی است که کارایی سرمایه‌گذاری در سلامتی را افزایش می‌دهد. روزنویج^۷ (۱۹۹۵) معتقد بود که تحصیل به افراد کمک می‌کند تا از ترکیب کارآمدتر و مناسب‌تری از داده‌ها (ورودی‌های اولیه) در تابع تولید سلامت استفاده کنند. آموزش از طریق تحولی که در رفتار افراد به وجود می‌آورد، تأثیر مستقیمی بر وضعیت سلامتی آنان دارد. علاوه بر این، آموزش می‌تواند توزیع نهاده‌های موثر در سلامتی را بهبود بخشد (گروسمن، ۲۰۰۵).

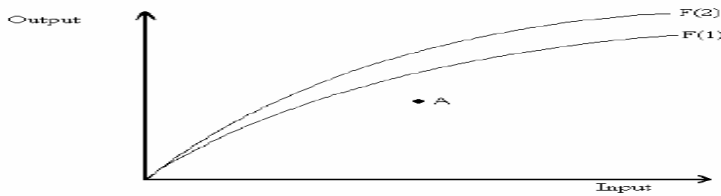
پیرو مطالعات گروسمن، اقتصاددانان معتقدند که آموزش، با ایجاد تحول و به وجود آوردن ظرفیت‌های تازه از سه طریق، سلامتی افراد را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ در واقع آموزش به دلیل تحول در "کارایی فنی"، "کارایی اقتصادی" و "رجحان زمانی" بر سلامتی اثر می‌گذارد (عماد زاده و همکاران، ۱۳۹۳). به منظور بررسی رابطه‌ی بین آموزش و سلامتی الگوهای زیر در نظر گرفته شده است و بر اساس آن به تخمین الگوی تحقیق پرداخته می‌شود.

الف- الگوی اثر آموزش و سلامت در چارچوب کارایی فنی

کارایی فنی رابطه‌ی بین سلامت و آموزش را می‌توان مستقیماً از مدل سرمایه‌ی انسانی گروسمن (۱۹۷۲) به دست آورد. این کارایی بیانگر آن است که آموزش بیشتر، توانایی افراد را به منظور تولید سلامت از مجموعه نهاده‌های داده شده افزایش می‌دهد. گروسمن در رابطه با تأثیر آموزش بر تابع تولید سلامت، فرض می‌کند که افزایش در آموزش، منجر به ارتقاء رو به بیرون در تابع تولید می‌گردد.

⁷ Rosenzweig, M.

شکل ۱: کارایی فنی و بهره‌وری خالص



مأخذ: عمادزاده و پاک نژاد (۱۳۹۲)

در نمودار فوق، ستانده بر محور عمودی و نهاده روی محور افقی قرار دارد. نهاده ترکیبی از عوامل مؤثر بر سلامت و ستانده میزان سلامت تولید شده را نشان می‌دهد. در این نمودار، $F(2)$ تابع تولید سلامت افرادی است که از آموزش بالاتری برخوردارند و $F(1)$ نمایانگر تابع تولید سلامت افرادی است که تحصیلات کمتری دارند. هر نقطه‌ای پایین‌تر از نقاطی که روی تابع $F(1)$ قرار دارد، مانند نقطه A ، نشان دهنده‌ی تولید سلامت کمتر است. بدین معنا که در این نقطه، فرد از کارایی فنی کمتری برخوردار است. کارایی فنی ایجاب می‌کند که با توجه به نهاده‌های موجود، فرد بتواند روی منحنی $F(1)$ قرار گیرد و از منابع موجود با کارایی فنی بهتری استفاده کند. به عبارت دیگر، با توجه به دانش موجود، اگر فرد از کارایی فنی لازم برخوردار باشد، در واقع همان بهره‌وری خالص گروسمن را در بر می‌گیرد.

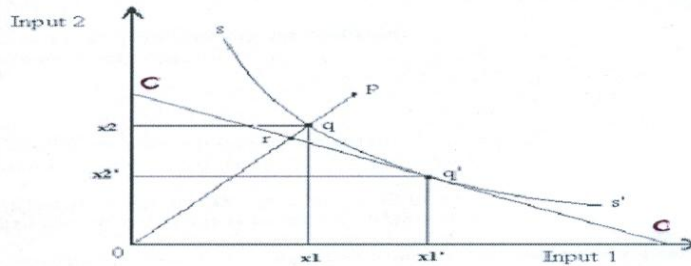
ب- الگوی اثر آموزش و سلامتی در چارچوب کارایی اقتصادی

بر اساس کارایی اقتصادی، افراد با آموزش بیشتر از دانش سلامت بهتری برخوردارند و این امر موجب می‌گردد که آنها انتخاب بهتری از ترکیب نهاده‌های سلامت را با توجه به قیمت نهاده‌ها و منحنی تولید یکسان داشته باشند. لذا کارایی اقتصادی را می‌توان به راحتی با استفاده از نمودار یک ستانده/ دو نهاده تشریح کرد. در شکل (۲)، منحنی SS' منحنی تولید (یکسان) است که تمام نقاط آن نشان دهنده‌ی تولید کارا می‌باشد و خط CC نشان دهنده‌ی خط بودجه است که امکانات مالی فرد را مطرح می‌کند.

در این شکل، فرد در نقطه q از لحاظ تخصیصی ناکارآمد اما از نظر فنی کارآمد است. از آنجایی که نقطه q بالاتر از خط بودجه قرار دارد و فراتر از امکانات فرد می‌باشد، از نظر تخصیصی کارآمد به شمار نمی‌آید (اگرچه از نظر فنی کاراست). بنابراین؛ بهترین نقطه برای فرد نقطه‌ای است که در عین حال که روی منحنی

SS' قرار دارد، روی خط بودجه نیز قرار گیرد و آن نقطه q'' نام دارد. انتقال فرد از نقطه q به q'' موجب می‌شود تا ضمن حفظ مقدار سلامت، هزینه‌های وی کاهش یابد.

شکل ۲: کارایی اقتصادی



مأخذ: عمادزاده و پاک نژاد (۱۳۹۲)

ج- الگوی اثر آموزش و سلامتی در چارچوب رجحان زمانی

در چارچوب رجحان زمانی، آموزش به طور مستقیم بر سلامت افراد تأثیر نمی‌گذارد؛ بلکه اثر آموزش بر سلامت از طریق عواملی غیر قابل مشاهده است که منجر به سرمایه‌گذاری بیشتر در سلامت و آموزش می‌شود. این عوامل عبارتند از:

۱- رجحان زمانی: افراد تحصیل کرده آینده را به زمان حال ترجیح می‌دهند. در واقع با سرمایه‌گذاری در آموزش، افراد از مصرف کنونی و رفاه ناشی از آن صرف نظر می‌کنند تا در عوض بتوانند در آینده از رفاه اقتصادی بیشتری بهره‌مند گردند.

۲- کنترل مؤثر فرد بر رفتار خود: بدین معنا که افراد، رفتار خود را کنترل کرده و از موارد پرخطر برای سلامتی خود دوری می‌کنند.

۳- شناخت توانایی یکی دیگر از این عوامل است. تعدادی از محققان بیان کرده‌اند، افراد با تحصیلات بیشتر، سریع‌تر به اطلاعات سلامت یا به بهبود در تکنولوژی دارویی دسترسی پیدا می‌کنند (فوکس، ۲۰۰۴).

۲-۲- مروری بر مطالعات تجربی

برانلو و همکارانش^۹ (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با عنوان "اثر علی آموزش بر سلامت: نقش رفتارهای سلامتی چیست؟" با توجه به آمار ۱۳ کشور اروپایی و نمونه‌ای متشکل از ۱۵۹۶۰ نفر از زنان و مردان بالای ۵۰ سال، با استفاده از معادله پویای سلامت و روش تخمین^{۱۰} IV، تأثیر آموزش بر سلامت را مورد بررسی قرار داده‌اند. لازم به ذکر است که در معادله پویای سلامت، رفتارهای بهداشتی مانند مصرف سیگار، الکل، مواد مخدر و مصرف بیش از حد کالری با یک دوره تأخیر به عنوان متغیرهای مستقل در سمت راست معادله وارد شده‌اند. نتایج حاصل از بررسی آن‌ها نشان می‌دهد که آموزش دارای اثر حفاظتی برای زنان و مردان بالای ۵۰ سال است. اثرات واسطه رفتارهای بهداشتی که با سیگار کشیدن، نوشیدن مشروب، ورزش و شاخص توده بدن^{۱۱} (BMI) سنجیده می‌شود در کوتاه مدت ۳۱ درصد و در بلندمدت ۴۵ درصد از اثر کل آموزش بر سلامت می‌باشد.

هوانگ^{۱۲} (۲۰۱۵) در تحقیقی با عنوان "فهم اثر آموزش بر سلامت: شواهدی از چین" تأثیر آموزش بر سلامت را بر اساس افراد در سن کار با توجه به یک نمونه ملی، قانون تحصیل اجباری و مدل اقتصاد سنجی کاتلر و لیراس-مونی (۲۰۱۰) مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که یک سال تحصیل اضافی، سلامت آسیب پذیر را یک درصد، کاهش وزن را دو درصد و مصرف سیگار را یک و نیم درصد کاهش می‌دهد.

کاتلر و لیراس-مونی^{۱۳} (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با عنوان "ارتباط بین آموزش و سلامت" تأثیر آموزش بر سلامت را برای ۶۱ کشور بررسی کرده‌اند. این کشورها شامل کشورهای در حال توسعه، کشورهای اروپایی و آمریکا می‌باشند. وضعیت سلامت با شاخص توده بدن (BMI) و شاخص آموزش با سال‌های تحصیل اندازه‌گیری شده است. نتایج حاصل از تخمین برای اکثر کشورها نشان می‌دهد که یک همگرایی بین کشورهای ثروتمند و فقیر در ارتباط با تأثیر آموزش بر سلامت وجود دارد به طوری که در اکثر کشورها، افزایش تحصیلات با سوء تغذیه پایین‌تر

⁹ Brunello et al

¹⁰ Method of Instrumental Variables (IV)

¹¹ Body Mass Index

¹² Huang

¹³ Cutler and Lleras-Muney

همراه بوده است. اما در کشورهای ثروتمند، تحصیل کرده‌ها دارای BMI پایین تری نسبت به کشورهای فقیر هستند. این امر نشان می‌دهد که میزان تأثیر آموزش بر سلامت به سطح توسعه کشورها نیز بستگی دارد.

در تحقیق دیگری که توسط کاتلر و لیراس - مونی (۲۰۱۱) انجام شده، با توجه به تئوری‌ها و شواهد، ارتباط بین آموزش و سلامت مورد بررسی قرار گرفته است. نمونه مورد بررسی شامل افراد دارای سنین ۲۵ سال و بالاتر می‌باشد. بررسی‌ها ابتدا برای کل نمونه و سپس برای گروه‌های مختلف جمعیت انجام گرفته‌اند. مدل‌های خطی برای متغیرهای پیوسته و مدل لاجیت برای متغیرهای دوگانه استفاده شده است. بر اساس نتایج این تحقیق، آموزش می‌تواند مرگ و میر ناشی از مصرف سیگار، مصرف مشروبات الکلی، عدم استفاده از کمربند ایمنی در زمان رانندگی و عدم استفاده از مراقبت‌های پیشگیرانه را به میزان ۳۰ درصد کاهش دهد.

فایسا و ترایان^{۱۴} (۲۰۱۱) تابع تولید سلامت را بر اساس مدل تئوریک گروسمن گروسمن (۱۹۷۲)، برای ۱۳ کشور اروپای شرقی طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۹۷ و با بهره‌گیری از روش برآوردگر حداقل مربعات تعمیم یافته تخمین زده‌اند. نتایج حاصل از تخمین مدل آن‌ها نشان می‌دهد که متغیرهای درآمد سرانه و سطح آموزش از نظر آماری تأثیر معناداری روی وضعیت سلامت دارند؛ به طوری که یک درصد افزایش در درآمد سرانه و سطح آموزش به ترتیب نرخ مرگ و میر نوزادان را ۰/۲۳ درصد و ۰/۹۶ درصد کاهش می‌دهد.

گریگنون^{۱۵} (۲۰۰۸) در مقاله خود با عنوان "نقش آموزش و پرورش در عملکرد نظام سلامت" با استفاده از اطلاعات ۱۱۱ کشور جهان تأثیر آموزش بر سلامت را مورد بررسی قرار داده است. کشورها به دو سطح آموزش تقسیم بندی شده‌اند؛ ۵۷ کشور با متوسط سال‌های تحصیل بیش از ۵/۸ و کشورهایی با متوسط سال‌های تحصیل کمتر از ۵/۸. سپس برای هر دو گروه از کشورها تأثیر آموزش بر سلامت با روش حداقل مربعات معمولی به طور جداگانه تخمین زده شده است. نتایج حاکی از آن است که تأثیر آموزش بر سلامت در این دو گروه از کشورها یکسان نیست. تخمین حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهد که افزایش تحصیلات بالاتر از ۳ سال

¹⁴ Fayissa and Traian

¹⁵ Grignon

و بیش از ۹ سال به ترتیب تأثیری بر عملکرد سلامت در میان هر دو گروه با آموزش کم و با آموزش بالا نداشته است.

عمادزاده و همکاران (۱۳۹۳) در تحقیقی با عنوان "اثر آموزش بر سلامت در ایران: رویکرد تابع تولید سلامت"، اثر آموزش بر سلامت را طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۳ با استفاده از تابع تولید سلامت و روش هم‌جمعی یوهانسن مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج به دست آمده از برآورد الگوی آن‌ها نشان می‌دهد که رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین آموزش و سلامت وجود دارد. در کوتاه مدت نیز نرخ باسوادگی با دو وقفه تأخیر، تأثیر مثبت بر سلامت افراد دارد. همچنین نتایج حاصل از برآورد "تأثیر با وقفه زمانی" تغییرات موقت و دائمی آموزش بر سلامت قابل ملاحظه است. به طوری که یک واحد افزایش در آموزش موقت بر سلامت بعد از ۵ سال خنثی می‌شود. این در حالی است که تأثیر یک واحد افزایش در آموزش دائمی، بعد از ۹ سال تعدیل می‌گردد.

عمادزاده و پاک‌نژاد (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای اثر آموزش بر سلامت را در منتخبی از کشورهای عضو کنفرانس اسلامی، با توجه به الگوی برگر و لی (۱۹۸۶) طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۰ بررسی کرده‌اند. نتایج به دست آمده از برآورد الگوی آن‌ها بیانگر آن است که در این کشورها، آموزش تأثیر مثبت بر سلامت دارد.

مهرآرا و سیما نصب (۱۳۹۲) در تحقیقی با عنوان "رویکرد اقتصاد سنجی بیزین برای تعیین عوامل مؤثر بر وضعیت سلامت در کشورهای در حال توسعه"، عوامل مؤثر بر سلامت را برای ۶۰ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۷۸ با استفاده از روش میانگیری مدل بیزینی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از تحقیق آن‌ها نشان داد که متغیر نرخ باسوادگی اثر منفی بر نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال دارد.

به طور کلی می‌توان به نتایج زیر در ارتباط با مطالعات گذشته اشاره نمود:

- ۱- در اکثر مطالعات تأثیر مثبت آموزش بر سلامت تأیید شده است.
- ۲- نتایج برخی از مطالعات نشان می‌دهد که تأثیر مثبت آموزش بر سلامت، به سطح توسعه کشورها بستگی دارد.
- ۳- نتایج تعدادی از مطالعات نشان می‌دهد که آموزش تا یک مرز مشخص می‌تواند بر سلامت تأثیر مثبت داشته باشد و فراتر از آن مرز، تأثیری بر عملکرد نتایج سلامت ندارد.

اگر چه مطالعات متعددی در سال‌های اخیر در ارتباط با تأثیر آموزش بر سلامت انجام شده، اما اکثر مطالعات در کشورهای پیشرفته صورت گرفته است. این کشورها اقدام به تأسیس بانک‌ها و آژانس‌های سلامت نموده‌اند که اطلاعات مربوط به وضعیت سلامت افراد به طور تخصصی همراه با اطلاعات اجتماعی و اقتصادی در آنها منعکس شده است. کشورهای در حال توسعه فاقد چنین بانک‌های اطلاعاتی می‌باشند و همین امر سبب گشته تا مطالعات در این زمینه بسیار محدود بوده و نتوان به نتایج دقیقی در ارتباط با موضوع مورد بررسی دست یافت.

۳- معرفی مدل تحقیق و روش تخمین

معادله‌ی اصلی برای برآورد تأثیر آموزش بر وضعیت سلامت مطابق با میانی نظری پژوهش و بر مبنای مدل گرو سمن (۱۹۷۲) و متعاقب آن مبتنی بر فرمول استاندارد در اکثر تحقیقات قبل مانند لیراس مونی (۲۰۰۵) و فایسا و ترایان (۲۰۱۱) است؛ در این راستا تابع تولید سلامت کاب - داگلاس به صورت زیر در نظر گرفته شده است (عمادزاده و همکاران، ۱۳۹۳).

$$h = \Omega \prod_{j=1} S_j^{\beta_j} \prod_f Y_f^{\beta_f} \prod_K V_K^{\beta_k} \quad (1)$$

$j = 1$
 $f = 2, 3, 4$
 $k = 5, 6$

در معادله (۱)، h متغیر سلامت، S بردار متغیرهای اجتماعی، Y بردار متغیرهای اقتصادی و V بردار متغیرهای عوامل زیست محیطی است. همچنین $\beta_k, \beta_j, \beta_f$ کشش‌های تابع تولید سلامت نسبت به متغیرهای بردارهای Y, S, V و Ω ، ذخیره سلامت اشاره شده توسط گروسمن هستند که باید برآورد گردند. از آنجا که هدف این تحقیق بررسی رابطه‌ی بلند مدت بین سلامت و آموزش می‌باشد، بنابراین متغیر آموزش به عنوان یک متغیر اجتماعی در بردار S وارد شده است. با توجه به اینکه سلامت امری نسبی است که تحت تأثیر عوامل اقتصادی و زیست محیطی نیز قرار می‌گیرد، لذا از متغیرهای شهرنشینی، آلودگی هوا و دسترسی به مواد غذایی، درآمد و مخارج بهداشتی به عنوان متغیرهای کنترل در بردارهای S, Y و V استفاده شده است. متغیرهای موجود در این بردارها عبارتند از:

$$Y = (GDP, FOOD, HEAL), V = (URBA, CO2), S = (LITER)$$

متغیرها در بردارهای مذکور عبارتند از:

LITER آموزش، GDP درآمد سرانه، FOOD دسترسی به مواد غذایی، HEAL مخارج سرانه بهداشتی، URBA نرخ شهرنشینی و CO2 آلودگی هوا. به این ترتیب تابع تولید سلامت به صورت زیر به دست می‌آید:

$$LIFE_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 LITER_{it} + \beta_2 LHEAL_{it} + \beta_3 LFOOD_{it} + \beta_4 LGDP_{it} + \beta_5 LCO2_{it} + \beta_6 LURBA_{it} + W_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که متغیرها و شاخص‌های استفاده شده برای آن‌ها عبارتند از:

LIFE = h، لگاریتم امید به زندگی در بدو تولد به عنوان شاخص سلامت.

LITER، لگاریتم نرخ با سواد بزرگسالان به عنوان شاخص آموزش.

LGDP، لگاریتم درآمد سرانه، LHEAL، لگاریتم مخارج سلامت سرانه.

LFOOD، لگاریتم شاخص تولید مواد غذایی به عنوان شاخص دسترسی به

مواد غذایی.

LURBA، لگاریتم نرخ شهرنشینی و LCO2، لگاریتم سرانه دی اکسید

کربن به عنوان شاخص آلودگی هوا.

t نشان دهنده زمان و i بیانگر کشور می‌باشد. همچنین در معادله (۲)، W_i تأثیر

مشاهده نشده‌ی مکانی، γ_t تأثیر مشاهده نشده‌ی زمانی و ε_{it} جمله خطای تصادفی

است.

جهت بررسی تأثیر آموزش بر سلامت، معادله (۲) برای ۱۵ کشور عضو

کنفرانس اسلامی با شاخص توسعه‌ی انسانی در محدوده (۰/۸۵ - ۰/۶۰)، طی

دوره‌ی ۲۰۱۳ - ۱۹۹۸ تخمین زده می‌شود. کشورهای مورد بررسی شامل آلبانی،

آذربایجان، الجزیره، اندونزی، ایران، اردن، قزاقستان، کویت، مالزی، مراکش، عمان،

عربستان سعودی، سوریه، تاجیکستان و تونس می‌باشد. داده‌ها و اطلاعات آماری

مربوط به متغیرها از شاخص‌های توسعه بانک جهانی^{۱۶}، سازمان بهداشت جهانی و

¹⁶ World Bank Development Indicators (www.Worldbank.org)

از مجموعه آمارهای بین‌المللی بهداشت و درمان^{۱۷} (WHS) استخراج گردیده است. قابل ذکر است داده‌های مربوط به متغیرهای الگو بر حسب دلار آمریکا و قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ در نظر گرفته شده‌اند.

جهت تخمین مدل، از روش هم‌انباشتگی داده‌های تابلویی استفاده می‌شود؛ بدین ترتیب که با استفاده از این تکنیک وجود یا عدم وجود رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای مدل مورد آزمون قرار می‌گیرد و در صورت وجود رابطه بلندمدت، بردار هم‌انباشتگی استخراج می‌شود. پس از تأیید وجود رابطه‌ی هم‌جمع، مدل تصحیح خطا ساخته می‌شود (پسران^{۱۸}، ۱۹۹۹) و بعد از آن رابطه‌ی علیت بین متغیرها بررسی می‌گردد. در نهایت کارایی فنی آموزش در کشورهای منتخب بر اساس یافته‌های مدل بلندمدت محاسبه می‌گردد.

۴- نتایج تجربی

۴-۱- آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مورد استفاده

جهت تعیین مانایی متغیرها، آزمون‌های متفاوتی وجود دارد که در دو دسته‌ی کلی قرار می‌گیرند. اول، آزمون‌های با فرآیند ریشه واحد یکسان که شامل آزمون لوین، لین و چو^{۱۹}، آزمون بریتونگ^{۲۰} و آزمون هادری^{۲۱} می‌شود. دوم، آزمون‌هایی با فرآیندهای ریشه واحد منحصر به فرد که شامل آزمون ایم، پسران و شین^{۲۲}، آزمون فیشر^{۲۳} و آزمون فیشر- فیلیپس پرون^{۲۴} می‌گردد (در آزمون هادری، فرضیه صفر، عدم وجود ریشه واحد است در حالی که در سایر آزمون‌ها فرضیه صفر وجود یک ریشه واحد می‌باشد). در این مقاله سعی شده است جهت اطمینان از نتایج به دست آمده، از برخی از هر دو دسته آزمون، استفاده شود.

¹⁷ world health statistic

¹⁸ Pesaran

¹⁹ Levin, Lin and chu

²⁰ Breitung

²¹ Hadri

²² Im, Pesaran and Shin

²³ Fisher

²⁴ Fisher pp

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد برای کلیه متغیرها در سطح

Hadri Z-stat		Fisher Chi-square pp		Im, Pesaran and Shin		نتیجه آزمون
نتیجه آزمون	آماره آزمون	نتیجه آزمون	آماره آزمون	نتیجه آزمون	آماره آزمون	
رد فرضیه صفر- نامانا	۶/۶۸ (۰/۰۰)	پذیرش فرضیه صفر- نامانا	۱۳/۱۲ (۰/۳۶)	رد فرضیه صفر- مانا	-۸/۸۵ (۰/۰)*	LIFE
رد فرضیه صفر- نامانا	۷/۴۵ (۰/۰۰۱)	پذیرش فرضیه صفر- نامانا	۷/۵۴ (۰/۵۷)	پذیرش فرضیه صفر- نامانا	-۰/۱۳ (۰/۴۴)	LITE
رد فرضیه صفر- نامانا	۷/۹۸ (۰/۰۰)	پذیرش فرضیه صفر- نامانا	۱۳/۱۲ (۱/۰۰)	پذیرش فرضیه صفر- نامانا	۳/۸۷ (۰/۹۹)	LHEAL
رد فرضیه صفر- نامانا	۹/۲۵ (۰/۰۰)	پذیرش فرضیه صفر- نامانا	۱۶/۱۴ (۱/۰۰)	پذیرش فرضیه صفر- نامانا	۲/۸۳ (۰/۹۹)	LCO2
رد فرضیه صفر- نامانا	۱۱/۷۱ (۰/۰۰)	پذیرش فرضیه صفر- نامانا	۵/۵۱ (۰/۹۹)	پذیرش فرضیه صفر- نامانا	۱/۴۴ (۰/۹۲)	LFOOD
رد فرضیه صفر- نامانا	۵/۶۶ (۰/۰۰)	پذیرش فرضیه صفر- تامانا	۱۴/۷۲ (۰/۳۵)	رد فرضیه صفر- مانا	-۵/۱۳ (۰/۰)*	LURBA
رد فرضیه صفر- نامانا	۸/۹۸ (۰/۰۰)	پذیرش فرضیه صفر- تامانا	۱۲/۶۳ (۰/۹۹)	پذیرش فرضیه صفر- نامانا	-۶/۳ (۰/۹۵)	LGDP

اعداد داخل پرانتز معرف P-Value می باشد
*معناداری در سطح خطای ۵٪ می باشد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد برای کلیه متغیرها در تفاضل مرتبه اول

Hadri Z-stat		Fisher Chi-square-pp		Im, Pesaran and Shin		نتیجه آزمون
نتیجه آزمون	آماره آزمون	نتیجه آزمون	آماره آزمون	نتیجه آزمون	آماره آزمون	
پذیرش فرضیه صفر - مانا	۶/۶۸ (۰/۶۵)	رد فرضیه صفر - مانا	۱۳/۱۲ (۰/۰۰)	رد فرضیه صفر - مانا	-۱۶/۳۰ (۰/۰*)	DLIFE
پذیرش فرضیه صفر - مانا	۷/۴۵ (۰/۸۶)	رد فرضیه صفر - مانا	۷/۵۴ (۰/۰۰)	رد فرضیه صفر - مانا	-۱/۵۱ (۰/۰۶**)	DLITE
پذیرش فرضیه صفر - مانا	۷/۹۸ (۰/۹۸)	رد فرضیه صفر - مانا	۱۳/۱۲ (۰/۰۰)	رد فرضیه صفر - مانا	-۵/۴۴ (۰/۰۰)	DLHEAL
پذیرش فرضیه صفر - مانا	۹/۲۵ (۰/۹۵)	رد فرضیه صفر - نامانا	۱۶/۱۴ (۰/۰۰)	رد فرضیه صفر - مانا	-۱۰/۶۵ (۰/۰*)	DLCO2
پذیرش فرضیه صفر - مانا	۱۱/۷۱ (۰/۸۴)	رد فرضیه صفر - مانا	۵/۵۱ (۰/۰۰)	رد فرضیه صفر - مانا	-۱۶/۷۵ (۰/۰*)	DLFOOD
پذیرش فرضیه صفر - مانا	۵/۶۶ (۰/۹۶)	رد فرضیه صفر - مانا	۱۴/۷۲ (۰/۰۰)	رد فرضیه صفر - مانا	-۱۷/۸۵ (۰/۰*)	DLURBA
پذیرش فرضیه صفر - مانا	۸/۹۸ (۰/۷۴)	رد فرضیه صفر - مانا	۱۲/۶۳ (۰/۰۰)	رد فرضیه صفر - مانا	-۷/۷۰ (۰/۰*)	DLGDP

علامت* و ** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۵ درصد و ۱۰ درصد و D در اول هر متغیر نشان دهنده تفاضل مرتبه اول آن متغیر می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرها در جدول‌های (۱) و (۲) آمده است. نتایج حاکی از آن است که کلیه متغیرها در سطح نامانا یا دارای ریشه واحد هستند؛ اما با یک بار تفاضل گیری، مانایی همه متغیرها بر اساس هر سه آزمون تأیید می‌گردد. دو متغیر **LIFE** و **LURBA** نیز، به جز آزمون ایم، پسران و شیم بر اساس دو آزمون هادری و فیشر - فیلیپس پررون در سطح نامانا می‌باشند. آزمون فیشر بر اساس فیلیپس پرون برای حجم کم نمونه از توان آزمون بیشتری برخوردار است (رزمجویی و حاجبی، ۱۳۹۵).

۴-۲- آزمون هم‌جمعی پدرونی برای کشورهای منتخب

پس از آنکه مانا بودن همه‌ی متغیرها در تفاضل مرتبه اول تأیید شد، جهت بررسی رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای مورد استفاده در مدل، از آزمون‌های هم‌جمعی پدرونی و کائو استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون پدرونی برای کشورهای منتخب در جدول (۳)، نشان داده شده است. با توجه به نتایج جدول، فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌جمعی بین متغیرها رد و فرضیه یک مبنی بر وجود رابطه

هم‌جمعی بین متغیرها (یعنی وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها) با توجه به چهار آماره Panel PP، Panel ADF، Group PP و Group ADF مورد تأیید قرار می‌گیرد. نتایج هم‌جمعی آزمون کائو در جدول (۴) نشان داده است. بر اساس این آزمون نیز متغیرهای مورد استفاده در مدل هم‌جمع هستند.

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی

آزمون	آماره	احتمال
Panel v-statistic	-۰/۳۳	۰/۰۶۲
Panel rho-statistic	۴/۸۸	۱
Panel PP-statistic	-۶/۲۰	*۰/۰۰
Panel ADF-statistic	-۳/۹۴	*۰/۰۰
Group rho-statistic	۷/۱۶	۱/.
Group PP-statistic	۴/۱۸	*۰/۰۰
Group ADF-statistic	-۳/۲۹	*۰/۰۰

*معناداری در سطح خطای ۵ درصد

مأخذ: نتایج پژوهش

جدول ۴: نتایج آزمون هم‌جمعی کائو

آماره t	احتمال	واریانس باقی‌ماندها	واریانس HAC _۵
-۲/۶۸	*۰/۰۰	۱/۳۴ E-۰۵	۱/۷۹ E-۰۵

مأخذ: نتایج پژوهش

۴-۳- تخمین بلند مدت با استفاده از روش داده‌های تابلویی

در این قسمت روابط بلندمدت بین متغیرهای مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد. جهت مشخص شدن روش تخمین، مقدار آماره F محاسبه می‌شود. آزمون F لیمر برآوردی برابر با ۲۳۲/۰۲ می‌باشد که بزرگتر از آماره F جدول در سطح خطای ۵ درصد است. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر استفاده از روش ترکیبی و تکنیک حداقل مربعات معمولی رد می‌شود. لذا باید از یکی از روش‌های تخمین با اثرات ثابت یا تصادفی استفاده شود. نتایج آزمون F لیمر در جدول (۵) آمده است.

جدول ۵: نتایج آزمون F لیمر

آماره F لیمر	آماره F	احتمال
	۲۳۲/۰۲	۰/۰۰

مأخذ: نتایج پژوهش

²⁵ Heteroskedasticity Autocorrelation Covariance

در مرحله بعد برای انتخاب بین تخمین زننده با اثرات ثابت یا اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون هاسمن در جدول (۶) نشان داده شده است. نتایج نشان دهنده‌ی تأیید فرضیه صفر مبنی بر کارایی تخمین زننده اثرات تصادفی است.

جدول ۶: نتایج تخمین آزمون هاسمن

احتمال	آماره کای دو	آماره آزمون هاسمن
۰/۴۸	۵/۵۳	
*معناداری در سطح خطای ۵ درصد		

مأخذ: نتایج پژوهش

در جدول (۷) اثرات بلندمدت متغیرها بر متغیر امید به زندگی در بدو تولد (LIFE) نشان داده شده است.

جدول ۷: نتایج حاصل از تخمین بلند مدت با اثرات تصادفی (متغیر وابسته: LIFE)

احتمال	آماره t	ضرایب	متغیرها
*۰/۰۰	۵/۵۵	۰/۰۱	IHEALT
*۰/۰۱	-۲/۴۹	-۰/۰۰۸	LCO2
*۰/۰۰	۲/۷۶	۰/۰۰۶	LITER
**۰/۰۰۸	۱/۷۴	۰/۰۰۳	LGDP
**۰/۰۰۶	۱/۸۸	۰/۰۰۴	LURBAN
۰/۰۰*	۵/۳۲	۰/۰۰۳	LFOOD
*۰/۰۰	۱۴/۷۱	۱/۲	C
$R^2 = ۰/۷۹$ $F = ۱۰/۱۹$ $Prob = 0/00*$ * و ** به ترتیب معناداری در سطح خطای ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهند.			

مأخذ: نتایج پژوهش

نتایج حاصل از جدول (۷)، نشان می‌دهد که نرخ با سواد بزرگسالان اثر مثبت بر شاخص امید به زندگی دارد و در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. به طوری که یک درصد افزایش در نرخ باسواد سبب افزایش ۰/۰۶ درصد در شاخص امید به زندگی می‌شود. آموزش از طریق تحویلی که در رفتار افراد به وجود می‌آورد، تأثیر مستقیمی بر وضعیت سلامتی آنان دارد (گروسمن، ۲۰۰۵). گفته می‌شود که عامل

عمده در ایجاد چنین تحولی، تغییراتی است که آموزش به تدریج در رفتار افراد به وجود می‌آورد (ریچارد و کاتلر، ۲۰۰۸).

متغیرهای مخارج سرانه بهداشت، درآمد سرانه و دسترسی به مواد غذایی تأثیر مثبت و معناداری بر متغیر امید به زندگی دارند به گونه‌ای که یک درصد افزایش در این متغیرها به ترتیب امید به زندگی را به میزان ۰/۰۱ درصد، ۰/۰۰۳ درصد و ۰/۰۳ درصد افزایش می‌دهد. از طرف دیگر متغیر نرخ شهرنشینی دارای اثر مثبت و معنادار بر شاخص امید به زندگی و متغیر تولید سرانه دی‌اکسیدکربن به عنوان شاخص آلودگی هوا اثر منفی و معناداری بر شاخص امید به زندگی دارد.

۴-۴- مدل تصحیح خطا

جهت بررسی رابطه‌ی علیت بین آموزش و سلامت از مدل تصحیح خطا به صورت زیر استفاده شده است. آزمون علیت بلندمدت به وسیله‌ی معناداری آماره t بر روی ضریب تصحیح خطا^{۲۶} (ECM) مشخص می‌گردد.

$$\Delta LIFE_{it} = \alpha_{1j} + \sum_k \alpha_{11ik} \Delta LIFE_{it-k} + \sum_k \alpha_{12ik} \Delta LITE_{it-k} + \sum_k \alpha_{13ik} \Delta HEAL_{it-k} + \sum_k \alpha_{14ik} \Delta FOOD_{it-k} + \sum_k \alpha_{16ik} \Delta URBA_{it-k} + \gamma_{1i} ECM(-1) \quad (3)$$

که در این معادله Δ نشان دهنده‌ی تفاضل مرتبه اول متغیرها ECM نشان دهنده‌ی جمله تصحیح خطا و k بیانگر طول وقفه متغیرها می‌باشد. طول وقفه‌ی بهینه بر اساس معیار شووارتز یک می‌باشد. نتایج مدل تصحیح خطا در جدول (۸) نشان داده شده است.

جدول ۸: نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته	ضریب ECM	آماره t	احتمال
$\Delta LIFE_{it}$	-۰/۶۱	-۲/۱۴	۰/۰۳

مأخذ: نتایج پژوهش

نتایج حاکی از آن است که ضریب جمله تصحیح خطا منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار است. با توجه به اینکه این ضریب بین صفر و یک و با علامت منفی می‌باشد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت یک رابطه‌ی علیت بلندمدت از سمت متغیر

²⁶ Error correction model

آموزش به سمت متغیر سلامت وجود دارد. همچنین این ضریب نشان دهنده‌ی سرعت تعدیل متوسط به سمت تعادل بلندمدت است و نشان می‌دهد که در هر سال $0/6$ از عدم تعادل یک دوره در LIFE در دوره بعد تعدیل می‌شود.

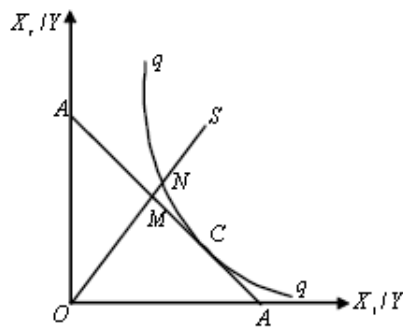
۴-۵- تعیین کارایی فنی در مدل

قبل از تعیین کارایی فنی به مفهوم کارایی و انواع آن پرداخته می‌شود.

۴-۵-۱- مفهوم کارایی و انواع آن

معرفی انواع روش‌های اندازه‌گیری عملی کارایی، از سوی فارل (۱۹۵۷) صورت گرفته است. وی پیشنهاد کرد که برای اندازه‌گیری کارایی یک بنگاه، عملکرد آن با عملکرد بهترین بنگاه‌های موجود در آن صنعت مقایسه شود. فارل سه نوع کارایی برای بنگاه مطرح کرد. وی نظر خود را با مثال ساده‌ای از بنگاه‌هایی بیان کرد که با استفاده از دو عامل تولید (X_1 و X_2) به تولید یک ستانده (Y) با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و بر مبنای حداقل‌سازی نهاده می‌پردازند. در ادامه هر یک از انواع کارایی مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

شکل ۳: انواع کارایی از دیدگاه فارل



مأخذ: فقیه نصیری و همکاران (۱۳۸۹)

کارایی فنی: کارایی فنی منعکس‌کننده‌ی توانایی بنگاه در کسب حداکثر محصول از مقدار معین نهاده‌ها و یا استفاده از حداقل نهاده‌ها برای دستیابی به میزان

معین ستانده است. کارایی فنی معادل $TE = \frac{ON}{OS}$ خواهد بود.

کارایی تخصیصی: توانایی بنگاه برای استفاده از ترکیب بهینه ی عوامل تولید با توجه به قیمت آن‌ها. چنانچه قیمت عوامل تولید با خط هزینه یکسان AA نشان

$$ALE = \frac{OM}{ON}$$

داده شود، آنگاه کارایی بنگاه عبارت است:

کارایی اقتصادی: از حاصل ضرب دو کارایی فنی و کارایی تخصیصی به دست می‌آید. حداکثر کارایی اقتصادی جایی محقق می‌شود که منحنی q بر خط هزینه یکسان مماس شود. مقدار کارایی اقتصادی از رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$ECE = TE \times ALE$$

جهت اندازه‌گیری کارایی دو رویکرد ناپارامتریک و پارامتریک وجود دارد. در رویکرد اول روش تحلیل پوششی داده‌ها و در رویکرد دوم روش تحلیل مرزی تصادفی بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرند. با توجه به استفاده این مطالعه از رویکرد دوم، در قسمت زیر به اختصار به توضیح این روش پرداخته می‌شود.^{۲۷}

اندازه‌گیری کارایی به روش تابع مرزی در سال ۱۹۷۷ و روش ناپارامتریک در سال ۱۹۷۸ معرفی گردید. مدل مرزی تصادفی که موضوع مورد نظر این مطالعه می‌باشد اولین بار توسط (ایگنر، لاول و اشمیت،^{۲۸} ۱۹۷۷) برای تخمین ناکارایی معرفی و سپس توسط سایر محققان توسعه داده شد. در این روش پسماندهای تخمین (ε_{it}) شامل دو قسمت اخلاص نرمال تصادفی^{۲۹} (آوای سفید) و مؤلفه عدم کارایی فنی می‌باشند. بنابراین با فرض وجود اطلاعات مربوط به I تولیدکننده (کشور) در طول T دوره زمانی با $(t = 1, 2, \dots, T)$ و یک تابع تولید مرزی تصادفی (شکل کاب- داگلاس) با کارایی تولید ثابت در طول زمان خواهیم داشت:

$$\ln h_{it} = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln X_{nit} + v_{it} - u_i, \quad (4)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_i$$

$$W = -U_i$$

معادله (۴) شکل ساده شده معادله (۲) است که در آن متغیر سلامتی، X_{it} بردار متغیرهای توضیحی ذکر شده در قسمت قبل و β_n ها ضرایب متغیرهای

^{۲۷} جهت اطلاعات بیشتر در ارتباط با توضیح و مقایسه‌ی کارایی از دو روش پارامتریک و ناپارامتریک به فقیه نصیری و همکاران (۱۳۸۹) مراجعه شود.

^{۲۸} Aigner, Lovell and Schmidt

^{۲۹} White Noise

توضیحی می‌باشند. در این مدل جزء اخلاص از دو بخش u_i و v_i تشکیل می‌شود به طوری که v_i جزء اخلاص آماری معمولی است که به علت عوامل تصادفی خارج از کنترل و خطاهای اندازه‌گیری متغیرها می‌باشد. جزء u_i متغیر تصادفی غیر منفی است ($u_i \geq 0$) که به عدم کارایی اشاره دارد. قابل ذکر است که کارایی در طول زمان ثابت فرض شده است. با توجه به اینکه در قسمت قبل، مدل به روش اثرات تصادفی برآورد گردید، لذا برای برآورد کارایی فنی از روش زیر استفاده شده است.

۴-۵-۲- برآورد کارایی فنی با توجه به الگوی اثرات تصادفی^{۳۰}

در این الگو فرض می‌شود که u_i ها دارای توزیع تصادفی با میانگین و واریانس ثابت اما ناهمبسته با برازش‌گرها و v_{it} ها هستند و هیچ گونه فرض توزیعی بر روی u_i ها برقرار نمی‌گردد، هر چند حفظ غیرمنفی بودن آن‌ها ضرورت دارد. v_{it} ها نیز دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت در نظر گرفته می‌شوند. لذا الگوی معرفی شده در معادله (۲) را می‌توان به صورت زیر ارائه نمود:

$$\begin{aligned} \ln h_{it} &= [\beta_0 - E(u_i)] + \sum_n \beta_n \ln X_{nit} + v_{it} - [u_i - E(u_i)] \\ &= \beta_0^* + \sum_n \beta_n \ln X_{jit} + v_{it} - u_i^* \end{aligned} \quad (۵)$$

این الگوی اثرات تصادفی دقیقاً در چارچوب الگوی اجزاء خطای ترکیبی یک طرفه موجود در ادبیات داده‌های تابلویی قرار می‌گیرد و می‌توان آن را به روش حداقل مربعات تعمیم یافته^{۳۱} (GLS) دو مرحله‌ای برآورد نمود. در ضمن چون $E(u_i)$ مقدار ثابت مثبتی است، پس β_0^* یک عرض از مبدا ثابت قابل برآورد بوده و به i بستگی ندارد. بعد از برآورد پارامترها از طریق GLS عملی، می‌توان u_i^* ها را از طریق خطاها به صورت زیر برآورد نمود:

$$\hat{u}_i^* = \frac{1}{T} \sum_t (\ln y_{it} - \hat{\beta}_0^* - \sum_n \hat{\beta}_n \ln X_{nit}) \quad (۶)$$

^{۳۰} جهت اطلاعات بیشتر در ارتباط با برآورد کارایی فنی با توجه تابع تولید کاب - داگلاس و الگوی اثرات تصادفی به فصل ۳ کتاب زیر مراجعه شود.

Stochastic Frontier Analysis. (SUBAL C. KUMBHAKAR and. A. KNOX LOVELL).

^{۳۱} Generalized Least Square

اکنون با به کارگیری فرایند نرمال سازی زیر، u_i های برآوردی قابل دستیابی هستند:

$$\hat{u}_i = \max(\hat{u}_i^*) - \hat{u}_i^* \quad (7)$$

که هرگاه I و T هر دو به سمت بی نهایت میل کنند، u_i های برآوردی سازگار خواهند بود. سرانجام با جایگزین کردن \hat{u}_i فوق در معادله (۸)، کارایی فنی تولید برآوردی ویژه‌ی هر کشور به صورت زیر به دست می‌آید.^{۳۲}

$$TE_i = \exp(-\hat{u}_i) \quad (8)$$

بهترین پیش‌بینی‌کننده نا اریب خطی^{۳۳} (BLUP) یک برآوردگر دیگری از u_i^* است که به صورت زیر معرفی می‌گردد:

$$\tilde{u}_i^* = - \left[\frac{\sigma_u^{2*}}{T(\sigma_u^{2*} + \sigma_v^{2*})} \right] \sum_t (Ln x_{it} - \hat{\beta}^*) - \sum_j \hat{\beta}_j Ln x_{jit} \quad (9)$$

که مجدداً از طریق جایگزینی در معادله (۷) نرمال‌سازی شده و سپس با جایگذاری u_i به دست آمده در معادله (۸)، کارایی تولید برآوردی ویژه‌ی هر کشور به دست می‌آید.

نتایج حاصل از محاسبه کارایی فنی برای کشورهای منتخب در جدول شماره (۹) نشان داده شده است. شاخص توسعه انسانی برای کشورهای مذکور بین ۰/۸۵ - ۰/۶۰ می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که در بین کشورهایی با شاخص توسعه‌ی انسانی بالاتر از ۰/۷۵ (عمان، مالزی، کویت، عربستان، قزاقستان) کشورهایی با نرخ باسوادی بالاتر، از کارایی فنی بهتری برخوردارند. در بین این کشورها، اگر چه کشور عربستان از شاخص توسعه انسانی بالاتری برخوردار است، اما کشورهایی مانند کویت با نرخ باسوادی ۹۸/۷ درصد و مالزی با نرخ باسوادی ۸۸/۷ درصد از کارایی فنی بهتری (نسبت به عربستان با نرخ باسوادی کمتر) برخوردار هستند. تنها مورد استثنا، کشور عمان می‌باشد که علی‌رغم نرخ باسوادی

^{۳۲} فرمول‌های ذکر شده در قسمت کارایی ابتدا در نرم افزار Excel طراحی شده سپس با توجه به نتایج به دست آمده از برآورد مدل به روش اثرات تصادفی (مدل بلندمدت)، کارایی فنی برای کلیه کشورها به صورت جداگانه با توجه به فرمول شماره (۸) محاسبه شده است.

^{۳۳} Best Linear Unbiased Predictor

کمتر، دارای کارایی بالاتری در بین کشورهای مذکور می‌باشد. کشور قزاقستان نیز علی‌رغم نرخ باسوادی بالا، دارای کارایی فنی کمتری است.

همچنین در بین کشورهایی با شاخص توسعه انسانی بین ۰/۵۷-۰/۵۶ نیز مشاهده می‌شود که کشورهایی با نرخ باسوادی بالاتر دارای کارایی فنی بهتری نسبت به سایر کشورها هستند. حالت استثنا در این گروه، دو کشور تونس و اندونزی می‌باشد. کشور تونس با نرخ باسوادی ۷۴ درصد از کارایی فنی بهتر و کشور اندونزی با نرخ باسوادی ۹۰ درصد، کارایی فنی آن برابر با کشور سوریه با نرخ باسوادی ۸۰ درصد است. شاید بتوان گفت که در این دو کشور سایر عوامل تأثیر بیشتری بر سلامت داشته‌اند. از دو کشور تاجیکستان و مراکش نیز به ترتیب با شاخص توسعه انسانی ۰/۶۰۷ و ۰/۶۱۷ کشور تاجیکستان با نرخ باسوادی بالاتر از کارایی بهتری برخوردار است. به طور کلی می‌توان گفت که از بین ۱۵ کشور، تقریباً ۱۲ کشور با نرخ باسوادی بیشتر از کارایی فنی بالاتری برخوردار هستند.

جدول ۹: تعیین کارایی فنی در کشورهای منتخب

کشور	شاخص توسعه انسانی	نرخ باسوادی درصد	کارایی فنی
کشورهایی با شاخص توسعه انسانی بالاتر از ۰/۷۵			
عمان	۰/۷۸۳	۸۱	۱
کویت	۰/۸۱۴	۹۳/۳	۰/۹۳۴
مالزی	۰/۷۷۳	۸۸/۷	۰/۹۳
عربستان	۰/۸۳۶	۷۸	۰/۹۲
قزاقستان	۰/۷۵۷	۹۹	۰/۸۷
کشورهایی با شاخص توسعه انسانی بین ۰/۷۵-۰/۶۵			
آلبانی	۰/۷۱۶	۹۸/۷	۰/۹۷
تونس	۰/۷۲۱	۷۴	۰/۹۵
آذر بایجان	۰/۷۴۷	۹۸	۰/۹۴۲
اندونزی	۰/۶۸۴	۹۰	۰/۹۴
سوریه	۰/۶۵۸	۸۰	۰/۹۴۰
اردن	۰/۷۴۵	۸۰	۰/۹۳۶
ایران	۰/۷۴۹	۷۷	۰/۹۳۰
الجزایر	۰/۷۱	۶۹	۰/۹۱
کشورهایی با شاخص توسعه انسانی کمتر از ۰/۶۵			
تاجیکستان	۰/۶۰۷	۹۹	۰/۹
مراکش	۰/۶۱۷	۵۵	۰/۸۸

مأخذ: نتایج پژوهش و (HDI، ۲۰۱۴)

۵- نتیجه گیری

در این پژوهش به بررسی رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین آموزش و سلامت در متخبی از کشورهای عضو کنفرانس اسلامی با شاخص توسعه‌ی انسانی ۸۵/۰-۶۰/۱ پرداخته شد. سپس کارایی فنی آموزش بر سلامت برای کشورهای مذکور محاسبه گردید. برای این منظور ابتدا تابع تولید سلامت به صورت تابع تولید کاب - داگلاس تصریح گردید. سپس جهت بررسی ایستایی متغیرهای مدل، آزمون‌های لازم صورت گرفت. پس از آن برای پاسخ به این سؤال که آیا رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین آموزش و سلامت وجود دارد یا خیر، از روش هم‌جمعی داده‌های تابلویی و مدل تصحیح خطای مربوط به آن بر اساس آزمون‌های پدرونی و کائو استفاده گردید و در ادامه با توجه به آزمون‌های F لیمر و هاسمن الگوی مورد نظر به روش اثرات تصادفی تخمین زده شد. در نهایت با توجه به روش تخمین، کارایی فنی آموزش بر سلامت برای کشورهای منتخب بر اساس روش اثرات تصادفی (مدل مرزی تصادفی) محاسبه گردید.

نتایج حاصل از تخمین مدل نشان داد که یک رابطه‌ی تعادلی بلند مدت بین متغیر آموزش با متغیر سلامت وجود دارد. نتایج حاصل از کارایی فنی نیز حاکی از آن است که به طور کلی کشورهایی با نرخ باسوادی بالاتر، از نهاده‌ها در تولید سلامت بهتر استفاده می‌کنند.

بر اساس گزارش سازمان جهانی بهداشت در ۱۵ کشور بررسی شده، بیماری‌های غیرواگیر از جمله سکنه‌های قلبی، مغزی و سرطان از علل اصلی مرگ و میر به حساب می‌آیند. معضل اصلی نظام سلامت در این کشورها رشد روزافزون بیماری‌های غیرواگیر و هزینه‌های هنگفت مقابله با این بیماری‌ها است که هر ساله مبالغ عظیمی از درآمد این کشورها را به هدر می‌دهد.

با توجه به افزایش روند مرگ و میر ناشی از بیماری‌های غیرواگیر به خصوص در کشورهای در حال توسعه، سازمان بهداشت جهانی از دو دهه پیش، بیماری‌های غیرواگیر را جزو اولویت‌های بهداشتی کشورهای در حال توسعه اعلام کرده است؛ بنابراین مسأله‌ی عمده‌ی بیماری‌ها و نابرابری‌های سلامتی در کشورهای در حال توسعه، فقط به سرمایه‌گذاری در بخش سلامت محدود نمی‌شود؛ بلکه بخش قابل ملاحظه‌ی آن، عوامل غیرپزشکی مانند رفتار مردم است که رفتار مردم نیز ارتباط مستقیم با آموزش دارد؛ لذا با آموزش می‌توان رفتارهای سالم را افزایش و با

نهادینه کردن فرهنگ پیش‌گیری به جای درمان، از انجام مخارج بالای سلامت جلوگیری کرد؛ بنابراین، برخی از منابع که می‌توانند صرف مخارج درمانی شوند، برای مقاصد دیگری قابل استفاده خواهند بود.

مطالعه‌ی سازمان بهداشت جهانی نشان داده است که اصلاح رژیم غذایی، کمتر مصرف کردن فست‌فودها و مواد غذایی آماده، ورزش و تحرک، کنترل فشار خون، کنترل قند خون و اضافه وزن، میزان بروز بیماری‌های قلبی - عروقی و دیابت نوع دو و مرگ و میر ناشی از آن را تا ۸۰ درصد کاهش می‌دهد؛ همچنین این سازمان برآورد کرده است که ۴۰ درصد سرطان‌ها با داشتن سبک زندگی سالم‌تر قابل پیشگیری هستند؛ بنابراین با آموزش و اصلاح شیوه‌ی زندگی می‌توان از روند رو به رشد مرگ و میر در دنیا ناشی از برخی از بیماری‌ها؛ مانند بیماری‌های قلبی - عروقی، سکته‌های مغزی، سرطان، تصادفات و غیره که هزینه‌های غیر قابل جیرانی از نظر تهدید سلامتی بر جوامع تحمیل می‌کنند، جلوگیری کرد.

با توجه به نتایج پژوهش پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

پیشنهاد می‌شود که دولت‌ها در کشورهای مذکور با توسعه و تجهیز کارآمد نظام آموزش رسمی به طور هماهنگ با نظام بهداشتی عمل کنند. ارائه‌ی آموزش‌های عمومی سلامت در دوره‌های دبستان تا دبیرستان، می‌تواند تأثیر بیشتری بر شیوه‌ی زندگی داشته باشد؛ زیرا آموزش‌های این دوران از زندگی، منشأ تحولات رفتاری و به تبع آن فرهنگی است. در همین راستا، برنامه‌ریزی جهت تدوین و تدریس کتاب‌های آموزش سلامت، از همان سال‌های اولیه در مدارس، می‌تواند از جمله برنامه‌های بلندمدت و مؤثر در پیشگیری از بیماری‌های غیرواگیر و عامل مؤثر بر افزایش سلامتی در جوامع باشد.

همان‌طور که گفته شد یکی از علل اصلی تغییر در الگوی مرگ‌ومیر از بیماری‌های واگیر به سمت بیماری‌های غیرواگیر، تغییراتی است که در سال‌های گذشته در شیوه‌ی زندگی مردم ایجاد شده است. در بسیاری از موارد، عدم آگاهی کافی از عوامل خطرناک و عدم به کارگیری تمهیدات لازم و ضروری، باعث شده است تا این عوامل روز به روز افزایش یابند. در این راستا پیشنهاد می‌شود دولت در کشورهای مذکور با انجام سرمایه‌گذاری در رسانه‌های جمعی از طریق توسعه‌ی آگاهی به مردم، نسبت به اصلاح شیوه‌ی زندگی و تغذیه‌ی صحیح، اقدامات لازم را انجام دهد.

فهرست منابع:

رزمی، محمدجواد و الناز حاجبی (۱۳۹۵)، تأثیر آموزش عالی زنان بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب عضو اوپک، فصلنامه‌ی تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۶(۲۴): ۲۰۰-۱۷۵.

عمادزاده، مصطفی و سمیرا پاک نژاد (۱۳۹۲)، تأثیر آموزش بر سلامت در کشورهای عضو کنفرانس اسلامی، مجله‌ی تعلیم تربیت، ۱۱۵: ۳۳-۵۰.

عمادزاده، مصطفی، نرگس صمدپور، همایون رنجبر و فیروزه عزیزی (۱۳۹۳)، تأثیر آموزش بر سلامت در ایران «فصلنامه‌ی تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۱۵: ۱۷۸-۱۴۷.

فقیه نصیری، مرجان، بهاره عریانی، امیررضا سوری و علیرضا گرشاسبی (۱۳۸۹)، مقایسه‌ی کارایی سرپرستی‌های پست بانک ایران با استفاده از دو روش ناپارامتری و پارامتری، پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی، ۱۰(۲): ۱۷۴-۱۵۲.

کریمی، سعید، مرضیه جوادی و فاطمه جعفرزاده (۱۳۹۰)، بار اقتصادی و هزینه‌های سلامت ناشی از بیماری‌های مزمن در ایران و جهان، مدیریت اطلاعات سلامت، ۸(۷): ۹۸۴-۹۹۶.

مهر آرا، محسن و سیما نصب پرست (۱۳۹۲)، رویکرد اقتصاد سنجی بیزی برای تعیین عوامل مؤثر بر وضعیت سلامت در کشورهای در حال توسعه. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی کاربردی، ۱(۲): ۲۸-۱.

Aigner, D. j., C.A. Lovell & K. Schmidt. (1977). Formulation And Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, 6: 21-37.

Albert, C & M. Davia. (2007). Understanding The Effect of Education on Health Across European Countries. WWW.if.es/documntos.

André, A.R., I.A. Guerra-Turrubiates & R. Montes. (2005). Empirical Evidence of the Impact of Health on Economic Growth. *Political Economy*, Vol. 14.

Barro, R. (1996). Health and Economic Growth. Paper prepared for the Pan American Health Organization, under Contract CSA-116-96.

Brunello, G., M. Fort & N Schneeweis. (2016). The Causal Effect Of Education On Health: What Is The Role Of Health Behaviors?. *Health Economics*, 25 (3): 314-336.

Cowell, A. (2006). The Relationship Between Education And Health Behavior Some Empirical Evidence. *Health Economics*. 15:124-14.

- Cutler, D. & A. Lleras-Muney. (2011). Education and Health Evaluating Theories and Evidence. IZA. DP. NO. 5944.
- Deaton, A. (2006). Global Patterns of Income and Health: Facts, Interpretations and Policies. WIDER Annual Lecture 0, Helsinki, Finland, UNU-WIDER (2007).
- Fayissa, B. & A. Traian. (2011). Estimation of Health Production Function: Evidence From East-European Countries. Department of Economics and Finance Working Paper Series. 1362.
- Fuchs, V.R. (2004). Reflections on the Socio-Economic Correlates of Health. *Journal of Health Economics*, 23: 653-661.
- Grignon, M. (2008). The Role of Education in Health System Performance. *Economics of Education Review*, 27: 299-307.
- Grossman, M. (1972). On the Concept of Health Capital and The Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 223-255.
- Grossman, M. (2005). Education and Non-Market Outcomes. NBE Working Paper 11582, Cambridge, MA.
- Huang, W. (2016). Understanding the Effects of Education on Health: Evidence from China, IZA. Discussion Paper No. 9225.
- Pesaran, M.H., Y. Shin & R.J. Smith. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *J Am Stat Assoc*, 94: 621-634.
- Richards, & D.M. Cutler. (2008). The Gap Gets Bigger: Changes in Mortality and Life Expectancy by Education, 1981-2000. *Health Affairs*, 27(2): 350-360
- Rosenweig, M. (1995). Why Are There Returns To Schooling?. *American economic review*, 85: 153 – 158.
- Smith, J., J. Strauss & Y.I. Zhao. (2014). Healthy Ageing in China. *The Journal of the Economics of Ageing*, forthcoming 4: 37-43
- Thornton, J. (2002). Estimating a Health Production Function for the U.S: Some New Evidence. *Applied Economics*, 34: 59-62.
- WDI. World Development Indicators. Washington, DC: 2011-2013.
- Weinstein, M.C. & J.A. Skinner. (2010). Comparative Effectiveness and Health Care Spending-Implications for Reform, *New England Journal of Medicine* 362(5): 460-465.
- World Bank Development Indicators (www.Worldbank.org):
- World Health Organization. World Health Statistics 2011-2012 -2013.