

بررسی عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر امید به زندگی در ایران

صالح طاهری بازخانه

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)

saleh.Taheri@ymail.com

مصطفی کریمزاده

استادیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

m.karimzadeh@um.ac.ir

حسن تحصیلی

استادیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

hntahsili@um.ac.ir

امید به زندگی یکی از مهم‌ترین شاخص‌های سلامت و برآیند عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، زیست‌محیطی و ... است. شاخص‌های سلامت و در رأس آنها امید به زندگی بر مسائل مهمی نظیر رشد اقتصادی و سرمایه انسانی تأثیر چشمگیری دارند. از این رو پژوهش حاضر به شناسایی عوامل مؤثر بر امید زندگی در ایران طی سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۵۱) می‌پردازد. به‌منظور تأمین هدف پژوهش، از روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و نرم‌افزار Microfit 4.1 استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز از سالنامه‌های آماری موجود در درگاه ملی آمار، داده‌های موجود در درگاه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و داده‌های بانک جهانی استخراج شده‌اند. نتایج تخمین نشان می‌دهد که در بلندمدت نرخ شهرنشینی، نرخ بی‌سوادی و سرانه مخارج مصرف دخیلیات اثر منفی (ضرایب به دست آمده متغیرهای مذکور به ترتیب عبارتند از: $-۱۸/۸۱$ ، $-۴/۸۳$ و $-۰/۰۴۲$) و درآمد سرانه و سرانه مخارج رفاه اجتماعی دولت اثر مثبت (ضرایب به دست آمده متغیرهای مذکور به ترتیب عبارتند از: $۰/۰۶۵$ و $۰/۰۳۷$) بر امید به زندگی داشته‌اند. اما سرانه مخارج بهداشتی دولت اثر معناداری بر برون‌داد سلامت جامعه بر جای نگذاشته است. به نظر می‌رسد تخصیص نامناسب بودجه در بخش بهداشت و سهم کم بودجه بهداشتی از تولید ناخالص داخلی، دلایل نتیجه‌خیز باشند.

واژه‌های کلیدی: امید به زندگی، اقتصاد ایران، اقتصاد سلامت، ARDL.

۱. مقدمه

امید به زندگی^۱ را می‌توان به‌طور ساده متوسط سال‌هایی که انتظار می‌رود یک فرد در یک کشور به آن عمر برسد، تعریف کرد. این شاخص یکی از مهم‌ترین شاخصه‌های خلاصه‌ای^۲ بوده که برآیند عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، زیست‌محیطی و ... است و از آن به‌عنوان نماگر اصلی سلامت یک جامعه یاد می‌شود.

در باب اهمیت مطالعه عوامل مؤثر بر امید به زندگی (به‌عنوان سنجش‌ای از اوضاع سلامت در یک جامعه) می‌توان بیان داشت از یک سو در تلاش برای رفاه نوع بشر، سلامتی وسیله و هدفی مهم و ارزشمند محسوب می‌شود. اقتصاددانان و سیاستگذاران توجه بسیاری در یافتن روش و مکانیزم بهینه برای ارتقای سلامتی جامعه داشته‌اند که طی سال‌های اخیر این تلاش‌ها تأثیراتی ارزشمند بر سلامتی و رفاه انسان‌ها در بسیاری از نقاط جهان داشته است. برای دستیابی به سطوح بالایی از سلامتی، شناسایی ماهیت سلامت و همچنین عوامل تأثیرگذار بر آن مهم‌ترین نقش را دارا می‌باشند. در صورتی که عوامل تهدیدکننده سلامتی و اهمیت آنها مشخص نگردد، اقدامات صورت گرفته برای ارتقای سلامتی فرد و جامعه در فضایی از تردید انجام خواهند گرفت. از سوی دیگر، منابع محدود برخی از کشورها (به‌ویژه کشورهای فقیر و نیازمند) سال‌ها به‌گونه‌ای تخصیص یافته که تنها نتیجه آن کاهش سلامتی و افزایش مرگ‌ومیر بوده است. از این‌رو همیشه پرسش‌هایی از این دست برای اقتصاددانان و سیاستگذاران مطرح بوده است که آیا هزینه‌های بهداشتی به اهداف مورد نظر دست می‌یابند؟ برای بهبود وضع سلامتی در کشورهای توسعه‌نیافته، دسترسی به دارو اساسی‌تر است یا دسترسی به غذا؟ اهمیت یافتن چنین پرسش‌هایی^۲ دلیل اصلی دارد: نخست اینکه زیاده‌روی در استفاده از مخارج بهداشتی ممکن است نتایج معکوسی بر سلامتی داشته باشد و دوم اینکه وقتی هزینه‌های محدودی صرف موردی خاص می‌شود مشخصاً برای نیازهای دیگر منابع کمتری در اختیار جامعه خواهد بود. بنابراین، علم بر اینکه چه عواملی مهم‌ترین نقش را بر بهبود سلامتی خواهند داشت، موضوع ارزشمندی است که هم بر سلامت فرد و جامعه خواهد افزود و هم در تخصیص بهینه منابع محدود فردی و ملی به اشخاص و دولت‌ها یاری خواهند رساند.

از سوی دیگر سلامتی را می‌توان جزئی مهم از سرمایه انسانی محسوب نمود و به‌طور معمول انتظار می‌رود افراد سالمی که با مقادیر مشخصی از عوامل تولید مشغول کار هستند، در واحد زمان بهره‌وری بیشتری نسبت به نیروی کار بیمار داشته باشند. افراد سالم به‌طور معمول با انگیزه‌ای

1. Life Expectancy
2. Summery Measure

بیشتر برای کسب درآمد، سخت‌کوش‌تر و کاراتر می‌باشند. علاوه بر آن، سرمایه‌گذاری برای افزایش خدمات سلامتی می‌تواند بازده سرمایه‌گذاری‌های دیگر در تربیت نیروی انسانی سالم را در زمینه‌هایی مانند آموزش‌های عمومی و تخصصی بالا ببرد. تندرستی بیشتر می‌تواند توان یادگیری افراد را افزایش دهد که این خود در افزایش بازده سرمایه‌گذاری در تعلیم و تربیت تأثیری حائز اهمیت را دارا می‌باشد.

بنابراین با توجه به تأثیر انکارناپذیر امید به زندگی بر مسائل مهم اقتصادی، بررسی عوامل اثرگذار بر آن در ایران به منظور ارتقای اوضاع سلامت جامعه و تخصیص بهینه منابع فردی و ملی ضروری به نظر می‌رسد. پژوهش‌های داخلی در زمینه برآورد و تعیین عوامل اثرگذار بر امید به زندگی و سایر شاخص‌های سلامت با تکیه بر روش‌های اقتصادسنجی سری زمانی بسیار اندک می‌باشد. این تحقیق در جهت رفع خلأ موجود، به منظور بررسی عوامل مؤثر بر امید به زندگی در ایران از روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)^۱ و داده‌های سالیانه (۱۳۸۷-۱۳۵۱) استفاده می‌نماید.

۲. پیشینه تحقیق

۲-۱. مطالعات خارجی

آستر و همکاران (۱۹۶۹) با استفاده از داده‌های مقطعی، رابطه‌ی بین مرگ‌ومیر و ۲ متغیر مراقبت‌های بهداشتی و متغیر محیطی در ایالات متحده را با استفاده از گرسون داده‌های تجمیع شده^۲ سال ۱۹۶۰ بررسی کردند. مراقبت‌های بهداشتی با ۲ روش اندازه‌گیری شدند: ابتدا توسط هزینه‌های سرانه مراقبت‌های بهداشتی و سپس توسط ستانده تابع کاب-داگلاس^۳ که ترکیبی از خدمات پزشکان، سایر پرسنل پزشکی، سرمایه و دارو بود. متغیرهای محیطی شامل درآمد سرانه، سطح تحصیلات، درصدی از جمعیت ساکن در مناطق شهری، درصد جمعیت شاغل در بخش صنعت، سرانه مصرف الکل، درصد افرادی که در شغل‌های مناسب کار می‌کنند، درصد زنانی که جزو نیروی کار محسوب نمی‌شوند و وجود مدارس پزشکی در ایالت‌ها می‌شد. نتایج نیز از روش برآورد حداقل مربعات دو مرحله‌ای^۴ که هزینه‌های پزشکی به صورت درون‌زا تعیین می‌شد، به دست آمده‌اند. مهم‌ترین یافته‌های تحقیق مزبور این بوده که در ایالات متحده متغیرهای محیطی در مشخص کردن نرخ و مرگ‌ومیر بسیار مهم‌تر از مخارج بهداشتی هستند. محققین به این نتیجه رسیدند که تحصیلات

1. Autoregressive Distributed Lag
2. Aggregate
3. Cobb - Douglas
4. Two Stage Least Squares Method

با ضریب منفی و درآمد با ضریب مثبت بر روی نرخ مرگ‌ومیر تأثیر می‌گذارند. در مورد تأثیر مثبت درآمد، محققین معتقدند که درآمد بالا احتمالاً با رژیم غذایی نامطلوب، عدم تحرک و به‌طور کلی سبک زندگی غیر سالم و استرس‌های روانی که ممکن است با درآمد متناسب باشند، همراه بوده است. همچنین نویسندگان معتقدند که این نتایج قادر خواهند بود علت عملکرد ضعیف ایالات متحده را در کاهش مرگ‌ومیر توضیح دهند.

استوارت^۱ (۱۹۷۱) منابع اختصاص یافته به بهداشت را در ۴ رده درمان، پیشگیری، اطلاعات و تحقیقات دسته‌بندی می‌کند. امید به زندگی به‌عنوان متغیر وابسته بر روی متغیرهای درمانی (مانند پرسنل بهداشتی و تعداد تخت‌های بیمارستانی)، نرخ بی‌سوادی (جانشینی برای اطلاعات)، دسترسی به آب آشامیدنی سالم (متغیر جانشین برای پیشگیری) برازش می‌شود. مطالعه به‌صورت یک تحلیل مقطعی با در نظر گرفتن تمام کشورهای نیمکره غربی در اواسط دهه ۱۹۶۰ صورت گرفته است. استوارت به ۲ نتیجه کلی در مورد آمریکا و کشورهای همسایه کمتر توسعه‌یافته‌اش از جمله کشورهای آمریکای مرکزی دست یافته است. نخست اینکه به‌نظر می‌رسد ایالات متحده در قسمت سطح منحنی مخارج بهداشتی قرار دارد به‌گونه‌ای که بهره‌وری مراقبت‌های بهداشتی نگران‌کننده هستند. به‌عبارت دیگر تأثیر نهایی هر یک از منابع تخصیص یافته به پیشگیری، اطلاعات یا درمان در ایالات متحده بر روی مرگ‌ومیر اندک است. بهترین اقدام شاید افزایش منابع تخصیص یافته به تحقیق برای پیشرفت و بهبود بهره‌وری منابع اختصاصی به درمان باشد. تا جایی که به کشورهای کمتر توسعه‌یافته نیمکره غربی مربوط است تمام منابع می‌بایست برای پیشگیری بیماری‌ها تخصیص یابند. مهندسين پزشکی و پزشکان کمتری می‌بایست تربیت شوند.

رودگرز (۱۹۷۹) از اندازه نابرابری درآمد و ضرایب جینی برای مشخص کردن تأثیر نابرابری بر امید به زندگی در هنگام تولد و مرگ‌ومیر در سطح کشورها استفاده کرده است. وی با یک مدل خطی و داده‌های سال ۱۹۷۵ برای ۴۶ کشور به این نتیجه رسید که نابرابری زیاد با امید به زندگی پایین در هنگام تولد و مرگ‌ومیر بالای نوزادان رابطه دارد. در این رگرسیون وی تنها درآمد و ضریب جینی را لحاظ کرده است.

آنانند و همکاران (۱۹۹۳) رابطه بین درآمد سرانه و ۲ کمیت توسعه انسانی یعنی امید به زندگی و مرگ‌ومیر نوزادان را بررسی کردند. این نمونه شامل ۲۲ کشور از فقیرترین کشورها در میانه‌های دهه ۱۹۸۰ بود. ۳ توضیح ممکن برای تشریح رابطه بین درآمد و سلامتی ارائه شده است. نخست؛

1. Stewart

توانایی در تولید سلامتی به طور مستقیم با توسعه اقتصادی افزایش می‌یابد. دوم؛ این توانایی با کاهش فقر افزایش می‌یابد و در نهایت؛ توانایی تولید سلامتی طی گسترش خدمات اجتماعی و به ویژه خدمات بهداشتی افزایش می‌یابد. برای تشخیص اینکه کدام یک از این توضیحات قدرتمند هستند، محققین امید به زندگی را بر روی درآمد سرانه به تنهایی برآزش کردند و به این نتیجه رسیدند که رابطه‌ای مثبت و بسیار قوی بین این دو متغیر وجود دارد. سپس آنها نسبت جمعیتی که در سال ۱۹۸۵ کمتر از یک دلار مصرف می‌کردند را برای ارزیابی اثر فقر و کمیتی را نیز برای سرانه مخارج بهداشتی عمومی به کار بستند. پس از این کار همبستگی بین امید به زندگی و درآمد سرانه آشکار گردید، به طوری که ضریب مخارج بهداشتی سرانه مثبت و معنادار و ضریب کمیت فقر منفی و معنادار به دست آمد.

هرتز و همکاران (۱۹۹۴) داده‌هایی از منابع سازمان ملل متحد برای هدایت یک تحقیق مقایسه‌ای بین‌المللی از نرخ مرگ‌ومیر مادران و نوزادان و امید به زندگی را به کار بردند. نمونه آنها شامل داده‌های مقطعی ۶۶ کشور جهان بود که نماینده تمام سطوح توسعه اقتصادی بودند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که در هر دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، کاهش در مرگ‌ومیر نوزادان و مادران و افزایش امید به زندگی با سهولت در دفع فاضلاب و بهسازی سیستم بهداشتی قوی‌تری مرتبط است. همچنین یافته‌های آنها نشان می‌دهد که نرخ باسوادی، دریافت کالری لازم و رژیم غذایی در تعیین وضع سلامتی مهم هستند. متغیر دسترسی به مراقبت‌های بهداشتی مانند دسترسی به پرسنل بهداشتی و سرانه تعداد تخت‌های بیمارستانی تأثیر معناداری بر متغیرهای وابسته ندارند. گنج و اکونور (۱۹۹۴) به منظور آزمون رابطه بین تغذیه و مرگ‌ومیر نمونه‌ای شامل کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه انتخاب کردند و ۲ معادله خطی-لگاریتمی برای سنجش دسترسی به کالری و ترکیب مواد غذایی مورد استفاده تخمین زدند. در تخمین مدل از حداقل مربعات وزنی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد امید به زندگی به طور مستقیم با مقدار کالری، کیفیت و کمیت رژیم غذایی و نسبت چربی و پروتئین رابطه دارد. نسبت کربوهیدرات‌ها به چربی به طور مثبت با امید به زندگی رابطه دارد. نسبت چربی به پروتئین در ابتدا تأثیر مثبت بر سلامتی دارد اما با غنی‌تر شدن رژیم غذایی تأثیر آن معکوس می‌گردد. در همه موارد تأثیر مثبت تغذیه به طور قابل توجهی در مقادیر بالای دسترسی به مواد غذایی کاهش می‌یابد.

تورنتون (۲۰۰۲) با یک تابع چند متغیره کاب-داگلاس و داده‌های مقطعی سال ۱۹۹۰ ایالات متحده به بررسی عوامل مؤثر بر سلامتی پرداخت. نتایج وی نشان می‌دهند که ضریب مراقبت‌های پزشکی تخمین زده شده بسیار ناچیز است. همچنین خانوارهای با مشخصه درآمد و آموزش بالا و متأهل،

نرخ مرگ‌ومیر کمتری دارند و خانواده‌های با مصرف سیگار بیشتر و جرم بیشتر نرخ مرگ‌ومیر بالایی دارند و بالعکس. در بین این متغیرها بیشترین ضریب مربوط به وضعیت زناشویی می‌باشد.

فائیس و گوتما (۲۰۰۵) در مطالعه خود یک تابع تولید سلامتی برای کشورهای جنوب آفریقا بر اساس مدل تئوریک گروسمن^۱ (۱۹۷۲) با فاکتورهای اجتماعی، اقتصادی و محیطی به‌عنوان نهاد، تخمین زدند. در محاسبه این تابع متغیرهایی مانند درآمد سرانه، نرخ بی‌سوادی، دسترسی به غذا، سرانه هزینه بهداشتی، نرخ شهرنشینی و تولید دی‌اکسید کربن برای کمی کردن هر یک از عوامل یاد شده در تصریح تابع سلامتی مورد استفاده قرار گرفته است و سلامتی به‌عنوان متغیر وابسته به‌صورت تعداد سال‌هایی که انتظار می‌رود یک فرد به‌طور متوسط از هنگام تولد زندگی کند، (امید به زندگی) محاسبه می‌گردد.

مقاله مذکور تابع تولید کاب-داگلاس را برای ۳۱ کشور آفریقایی با استفاده از آمارهای بانک جهانی (۲۰۰۲) برای سال‌های (۲۰۰۰-۱۹۹۰) تخمین زد. برای برآورد پارامترها یک رویکرد تحلیلی بر اساس داده‌های تابلویی به کار گرفته شد و با بهره‌گیری از برآوردگر حداقل مربعات تعمیم‌یافته تابع برآورد گردید. نتایج نشان می‌دهند ضریب درآمد سرانه و دسترسی به غذا تأثیر مثبت و معناداری بر روی سلامتی دارند. از سوی دیگر، نتایج یک ضریب معنادار منفی را برای هزینه‌های بهداشتی نشان می‌دهند. در توضیح علامت منفی ضریب مخارج بهداشتی، نویسندگان معتقدند اگر جامعه در حالت بسیار ضعیف امرار معاش باشد افزایش مخارج بهداشتی که از هزینه مالیات‌ها یا دستمزدها تأمین می‌گردد، ممکن است به کاهش دسترسی به مواد غذایی، پوشاک، مسکن و غیره منجر شود. در صورتی که اثر منفی عوامل اخیر بیش از اثر مثبت مستقیم افزایش هزینه‌های بهداشتی باشد در کل شاهد اثر منفی خواهیم بود. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهند که ضریب نسبت بی‌سوادی تأثیر قوی بر وضعیت سلامتی دارد و بالاخره نتایج نشان می‌دهند که افزایش در نرخ شهرنشینی، کاهش در مصرف الکل، کاهش در دی‌اکسید کربن و کاهش در نرخ افزایش جمعیت به بهبود سلامتی کمک خواهند کرد.

هالیکی اوغلو (۲۰۱۱) با استفاده از روش ARDL به شناسایی عوامل مؤثر بر امید به زندگی کشور ترکیه در بازه زمانی (۲۰۰۵-۱۹۶۱) پرداخته است. عوامل اثرگذار بر امید به زندگی در مطالعه مزبور عبارتند از: هزینه‌های بهداشتی، شاخص تولید غذا، مصرف سیگار، نرخ بی‌سوادی، شاخص جرم و جنایت و شهرنشینی. نتایج وی نشان می‌دهند مهم‌ترین عامل اثرگذار بر طول عمر، تغذیه است. تأثیر هزینه‌های بهداشتی مثبت اما کوچک است. مصرف سیگار مهم‌ترین علت مرگ‌ومیر در این کشور و در بازه زمانی مذکور گزارش شده است. نرخ بی‌سوادی اثری منفی بر امید به زندگی دارد

1. Grossman

اما در بلندمدت اثرگذاری خود را از دست خواهد داد. جرم و جنایت و شهرنشینی نیز اثری منفی بر امید به زندگی مردم کشور ترکیه داشته‌اند.

۲-۲. مطالعات داخلی

مطالعات داخلی در این زمینه بسیار کم بوده و تنها در ۲ مطالعه عوامل مؤثر بر سلامتی به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است:

جهانگرد و همکاران (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های تابلویی سال‌های (۱۳۸۲-۱۳۷۹) مربوط به ۲۸ استان کشور به برآورد تابع تولید سلامتی ایران پرداخته‌اند. در این تابع مخارج بهداشتی، درآمد سرانه، درصد بیکاری، درصد باسوادی، نحوه تغذیه و درصد جمعیت شهرنشین به‌عنوان متغیرهای مستقل وارد مدل شده‌اند. متغیر وابسته سلامتی نیز از طریق میزان مرگ‌ومیر در هر ۱۰۰۰ نفر کمی شده است. تابع اولیه به‌صورت کاب-داگلاس انتخاب شده و پس از لگاریتم‌گیری با استفاده از روش GLS^۱ تخمین زده شده است. نتایج تخمین از روش اثرات ثابت نشان می‌دهند که ضریب سرانه مخارج بهداشتی معنادار نیست. افزایش درآمد سرانه، درصد باسوادی، درصد جمعیت شهرنشین و بهبود نحوه تغذیه تأثیر مثبتی بر سلامتی در ایران خواهند داشت که در بین این عوامل بیشترین تأثیر مثبت بر سلامتی مربوط به اشتغال می‌باشد.

احمدی و همکاران (۱۳۸۸) در مقاله‌ای تحت‌عنوان "رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با سلامت در ایران"، رابطه متغیرهای اقتصاد کلان را بر ۲ شاخص سلامت شامل امید به زندگی در بدو تولد و نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال طی سال‌های (۱۳۸۵-۱۳۵۹) آزمون کرده‌اند. متغیرهای کلان سلامتی به کار گرفته شده عبارتند از: بیکاری، رشد اقتصادی، تورم، موازنه پرداخت‌ها، ضریب‌جینی و مخارج عمومی دولت.

نتایج حاصل از روش VECM^۲ به کار گرفته شده در این مطالعه حاکی از آن است که رشد تولید تأثیرگذاری مثبت اما با تأخیر بر بخش سلامت دارد. متغیرهای تورم و بیکاری نیز تأثیر نامطلوبی بر برون‌داد بخش سلامت گذاشته‌اند. مخارج دولتی سلامت و مخارج عمومی شاخص‌های برون‌داد سلامت را بهبود بخشیده است. ضریب‌جینی و تراز پرداخت‌ها به‌طور معناداری تأثیری منفی بر بخش سلامت ایران گذاشته‌اند.

1. Generalized Least Squares
2. Vector Error Correction Model

۳. مبانی نظری

سلامتی و بهداشت فرد و جامعه از عوامل متعددی ناشی می‌شود. عوامل خرد و کلان تأثیرگذار بر سلامتی را در حالت کلی می‌توان اینگونه دسته‌بندی کرد (هالیکی اوغلو، ۲۰۱۱):

الف) عوامل خرد: این دسته از عوامل بر سلامت فردی تأکید دارند و فقط به خصوصیات فردی و سبک زندگی^۱ افراد بستگی دارند. عواملی نظیر جنس، سن، وراثت، رژیم غذایی، مصرف دخانیات و الکل و این دسته کمتر تحت تأثیر سیاست‌های کلان اقتصادی قرار می‌گیرند.

ب) عوامل کلان: این عوامل بر خصوصیات کلان جامعه متمرکز بوده و تحت کنترل افراد جامعه نیستند و از عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و ... تأثیر می‌پذیرند.

اطلاعات مربوط به وضعیت سلامت هر کشور معمولاً از تابع تولید سلامت^۲ آن کشور حاصل می‌شود. تابع تولید سلامت رابطه یا جریان داده‌ها و ستانده‌ها را طی دوره زمانی خاصی مشخص می‌کند. ستانده یا خروجی این تابع معیارهایی مانند امید به زندگی یا مرگ‌ومیر هستند. داده‌ها یا ورودی نیز عوامل تأثیرگذار بر معیارهای فوق می‌باشند که از آنها به‌عنوان عوامل مؤثر بر سلامتی یاد می‌شود (نظیر درآمد سرانه، مخارج بهداشتی و ...).

مدل گراسمن^۳ (۱۹۷۲) برای سلامت، به‌منظور مفهوم‌سازی تابع تولید سلامت و عوامل مؤثر بر سلامت بسیار مفید بوده و همواره برای محققان این زمینه قابل اتکا بوده است. بر طبق مدل گراسمن، مردم با توجه به رفتارها و انتخاب‌هایشان به‌عنوان تولیدکننده سلامت در نظر گرفته می‌شوند. نتیجه این فرایند از دید وی طول عمر بیشتر و یا کمتر است. در این مدل، مردم هنگام انتخاب‌های خود با محدودیت‌های متعددی مواجه هستند که برخی از آنها عبارتند از محدودیت‌های مالی، محدودیت‌های زمانی، خصوصیت‌های ژنتیکی، شرایط اجتماعی و زیست‌محیطی جامعه‌ای که در آن زندگی می‌کنند. مدل نظری سلامت گراسمن را می‌توان به‌صورت زیر خلاصه کرد:

$$H = f(X) \quad (1)$$

که در آن H، یکی از معیارهای سنجش سلامت (مثل امید به زندگی) و X، برداری است که انتخاب‌های فردی را به تابع تولید سلامت وارد می‌کند. عناصر این بردار مواردی نظیر مصرف مواد مغذی، درآمد، مصرف کالاهای عمومی، تحصیلات و ... را شامل می‌شود. این مدل نظری در ابتدا به‌منظور تجزیه و تحلیل تابع تولید سلامت

1. Life Style
2. Health Production Function
3. Grossman

در سطح خرد ارائه شد. با این حال همانطور که فائیسو و گوتما (۲۰۰۵) نشان داده‌اند، می‌توان همان تجزیه و تحلیل را بدون از دست دادن مبنای نظری، با مشتق کردن X به ۳ زیرمجموعه به سطح کلان تعمیم داد:

$$H = f(Y, S, V) \quad (۲)$$

که در آن H مانند مدل قبل تعریف می‌گردد. Y ، S و V به ترتیب منعکس‌کننده بردار متغیرهای اقتصادی، بردار متغیرهای اجتماعی و بردار متغیرهای زیست‌محیطی و ... هستند. مدل ارائه شده گراسمن برای سلامت بر اساس روش‌های اتخاذ شده اقتصادسنجی سازگار شده است. در مطالعات تجربی انجام شده، متغیرهای موجود در هر زیرمجموعه به دلیل محدودیت دسترسی به داده‌ها، شرایط فرهنگی جامعه تحت بررسی و ... تفاوت قابل ملاحظه‌ای دارند. در این تحقیق عوامل مؤثر بر سلامتی به ۴ دسته کلی عامل مراقبت‌های بهداشتی (M)، عامل اقتصادی-اجتماعی (ES)، عامل روش زندگی (L) و عامل محیطی (E) تقسیم شده‌اند:

$$H = f(M, ES, L, E) \quad (۳)$$

برای کمی کردن این عوامل از ۶ متغیر توضیحی به شرح زیر استفاده شده است: عامل مراقبت‌های بهداشتی توسط سرانه مخارج بهداشتی دولت (ME)، عامل اقتصادی-اجتماعی توسط درآمد سرانه (PI)، سرانه مخارج رفاه اجتماعی دولت (W)، نرخ بی‌سوادی؛ تعداد افرادی که توانایی خواندن و نوشتن ندارند تقسیم بر کل جمعیت، (IR)، عامل محیطی توسط نرخ شهرنشینی؛ جمعیت شهرنشین تقسیم بر کل جمعیت، (UR) و عامل سبک زندگی توسط سرانه مخارج مصرف دخانیات (TR) کمی شده است. در نهایت نیز امید به زندگی (LE) به عنوان برون‌داد بخش سلامت مدنظر واقع شده است.

با توجه به چارچوب نظری ارائه شده توسط گراسمن و همچنین فائیسو و گوتما، عوامل اثرگذار بر امید به زندگی توسط الگوی زیر تصریح می‌گردد:

$$LE_t = \beta_0 + \beta_1 LUR_t + \beta_2 LIR_t + \beta_3 LPI_t + \beta_4 LME_t + \beta_5 LW_t + \beta_6 LTC_t + \beta_7 T + \beta_8 D_{68} + \beta_9 D_{85} + U_t \quad (۴)$$

که در آن:

LLE_t : لگاریتم امید به زندگی (بانک جهانی)

UR_t : نرخ شهرنشینی (سالنامه‌های آماری، ۱۳۸۷-۱۳۵۱)

IR_t : نرخ بی‌سوادی (سالنامه‌های آماری، ۱۳۸۷-۱۳۵۱)

LPI_t : لگاریتم در آمد سرانه به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (بانک مرکزی ایران)

LME_t : لگاریتم سرانه مخارج بهداشتی دولت به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (بانک مرکزی ایران)

LW_t : لگاریتم سرانه مخارج رفاه اجتماعی دولت ثابت سال ۱۳۷۶ (بانک مرکزی ایران)

LTC_t : لگاریتم سرانه مخارج مصرف دخانیات سال ۱۳۷۶ (سالنامه‌های آماری ایران، ۱۳۸۷-۱۳۵۱)

D68: متغیر مجازی برای شروع اصلاحات ساختاری در اقتصاد ایران

D85: متغیر مجازی برای افزایش قیمت نفت در بازارهای جهانی

T: روند زمانی

علامت انتظاری ضرایب به شرح زیر است:

$$\beta_1 = \frac{\partial LLE}{\partial UR} < 0$$

شهرنشینی و افزایش جمعیت ساکن در نقاط استاندارد شهری دسترسی به مراقبت‌های بهداشتی و ...

را به‌عنوان عوامل مثبت و آلودگی هوا استرس و بیماری‌های عصبی ناشی از تنش‌های شهرنشینی را به‌عنوان عوامل منفی به همراه دارد. در اکثر مطالعات صورت گرفته اثرگذاری این متغیر منفی گزارش شده است.

$$\beta_2 = \frac{\partial LLE}{\partial IR} < 0$$

سبک زندگی سالم، یافتن شغل مناسب و ... تصمیمات درستی داشته باشند. اکثر مطالعات مؤید اثرگذاری نامطلوب این متغیر بر امید به زندگی هستند.

$$\beta_3 = \frac{\partial LLE}{\partial LPI} < 0$$

درآمد پایین و فقر بهداشت همبستگی بالا و دائمی وجود دارد. آشکار است که دسترسی به درآمد کافی، خود پیش‌نیاز دسترسی به سایر عوامل تعیین‌کننده بهداشت مانند تغذیه و آموزش می‌باشد. افراد کم‌درآمد از استانداردهای پایین زندگی، امکانات مالی کم برای تأمین مخارج بهداشتی، تغذیه ناکافی و سطح پایین تحصیلات برخوردار هستند که همه این موارد می‌توانند موجب کاهش سلامتی فرد شوند.

$$\beta_4 = \frac{\partial LLE}{\partial LME} < 0$$

برخی از مطالعات حاکی از اثرگذاری مثبت و برخی قائل به اثرگذاری منفی این متغیر هستند. انتظار می‌رود این متغیر اثر مثبتی بر امید به زندگی در ایران داشته باشد.

قابل توجهی بر بخش سلامت می‌باشند. از این رو به نظر می‌رسد مخارج دولت در این بخش تأثیر مثبت و مستقیمی در خروجی بخش سلامت دارد.

متخصصین بهداشت و سلامت است. مصرف دخانیات در کشورهای مختلف موجب نگرانی (مصرف دخانیات موجب بیماری‌های کشنده‌ای نظیر سرطان می‌شود) و هم به خاطر اثرات خارجی آن برای سلامتی زیان‌آور است.

۴. برآورد اقتصادسنجی الگو و تحلیل نتایج

۴-۱. انتخاب مدل

به منظور بررسی متغیرهای مؤثر بر امید به زندگی از مدل اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. این روش بدون در نظر گرفتن $I(0)$ یا $I(1)$ بودن متغیرهای مدل، قابل استفاده است. همچنین، با انجام این روش می‌توان تحلیل‌های اقتصادی را در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت انجام داد. استفاده از این روش در حجم نمونه‌های کوچک نیز به دلیل در نظر گرفتن پویایی‌های کوتاه‌مدت بین متغیرها از کارایی بالاتری برخوردار است.

۴-۲. آزمون ریشه واحد

از آنجا که به کارگیری سری‌های زمانی ناپایا در روش‌های معمول اقتصادسنجی ممکن است به بروز رگرسیون کاذب منجر گردد، لازم است پیش از انجام هرگونه برآوردی ابتدا از پایا بودن سری‌های زمانی مورد استفاده در برآورد پارامترهای الگوی تحت بررسی اطمینان حاصل نمود. به این منظور از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF)^۱ استفاده می‌گردد. در این مطالعه طول وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز-بیزین (SBC)^۲ انتخاب شده است. این معیار با توجه به کوچک بودن حجم نمونه، در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند تا در نهایت تعداد درجات آزادی کمتری از دست داده شود. نتایج آزمون ریشه واحد روی سطح متغیرها در جدول زیر ارائه شده است.

1. Augmented Dicky - Fuller Unit Root Test
2. Schwarz - Bayesian Criterion

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته روی سطح متغیرها

متغیر	عرض از مبدأ بدون روند		عرض از مبدأ با روند	
	آماره آزمون	کمیت بحرانی	آماره آزمون	کمیت بحرانی
LLE	-۲/۲۴۰۸	-۲/۹۶۲۷	-۲/۷۸۳۹	-۳/۵۶۷۱
UR	-۱/۲۴۷۵	-۲/۹۶۲۷	-۲/۵۴۹۳	-۳/۵۶۷۱
IR	-۲/۹۴۱۲	-۲/۹۶۲۷	-۲/۷۸۶۱	-۳/۵۶۷۱
LPI	-۱/۴۰۵۰	-۲/۹۶۲۷	-۲/۲۶۰۹	-۳/۵۶۷۱
LME	-۱/۰۸۷۶	-۲/۹۶۲۷	-۳/۹۱۸۲	-۳/۵۶۷۱
LW	-۴/۹۳۹۰	-۲/۹۶۲۷	-۵/۹۴۵۰	-۳/۵۶۷۱
LTC	-۱/۷۱۳۵	-۲/۹۶۲۷	-۳/۱۶۹۴	-۳/۵۶۷۱

مأخذ: نتایج تحقیق.

با ملاحظه جدول فوق مشخص می‌شود که تمام متغیرهای الگو، بجز LW، ناپایا می‌باشند. بنابراین ضروری است که آزمون ریشه واحد روی تفاضل مرتبه اول سایر متغیرها انجام شود. (جدول ۲) نتایج این آزمون را روی تفاضل مرتبه اول نشان می‌دهد.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	عرض از مبدأ بدون روند		عرض از مبدأ با روند	
	آماره آزمون	کمیت بحرانی	آماره آزمون	کمیت بحرانی
DLLE	-۶/۳۱۰۶	-۲/۹۶۶۵	-۶/۵۷۳۱	-۳/۵۷۳۱
DUR	-۶/۰۴۷۹	-۲/۹۶۶۵	-۶/۱۴۴۷	-۳/۵۷۳۱
DIR	-۳/۴۰۰۷	-۲/۹۶۶۵	-۴/۰۰۴۲	-۳/۵۷۳۱
DLPI	-۵/۳۹۹۹	-۲/۹۶۶۵	-۶/۵۴۸۶	-۳/۵۷۳۱
DLME	-۶/۷۸۹۲	-۲/۹۶۶۵	-۶/۶۴۷۹	-۳/۵۷۳۱
DLTC	-۶/۵۱۶۸	-۲/۹۶۶۵	-۶/۴۱۶۶	-۳/۵۷۳۱

مأخذ: محاسبات تحقیق.

همانگونه که ملاحظه می‌گردد نتایج آزمون نشان می‌دهند تمام متغیرها بجز LW که در سطح پایاست، جمعی^۱ از مرتبه یک، $I(1)$ می‌باشند.

۳-۴. برآورد الگوی تحقیق

همانطور که ذکر شد جهت برآورد الگوی تصریح شده تحقیق، از روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی استفاده می‌شود.

حداکثر وقفه‌های مدل ۱ در نظر گرفته می‌شود و نرم‌افزار 4.1 Microfit مدل (۱/۰/۰/۰/۰/۰/۰/۰) ARDL را مطابق معیار شوارتز-بیزین به‌عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب می‌کند. جدول (۳) مدل برآورد شده مزبور را ارائه می‌نماید.

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL

متغیر	ضریب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
LLE(-1)	۰/۵۷	۰/۰۹	۶/۳۴
UR	-۸/۰۱	۱/۱۰	-۷/۲۷
IR	-۲/۰۵	۰/۳۶	-۵/۷
LPI	۰/۰۲	۰/۰۱	۲/۴۱
LME	۰/۷۴	۰/۰۰۵	۰/۱۲
LW	۰/۰۱	۰/۰۰۶	۲/۶۲
LTC	-۰/۰۱	۰/۰۱	-۱/۶۱
C	۵/۵	۰/۶۹	۷/۹۰
T	۰/۰۴	۰/۰۰۷	۵/۷۸
D68	-۰/۰۳	۰/۰۱	-۲/۴۷
D85	-۰/۰۳	۰/۰۱	-۲/۵۲
$R^2 = ۰/۹۹$		$R^2 = ۰/۹۹$	

مأخذ: نتایج تحقیق.

همانطور که جدول فوق نشان می‌دهد مدل برآورد شده از R^2 و R^2 بالایی برخوردار است و به این معناست که ۹۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی، توضیح داده شده است. پس از برآورد الگوی پویا، فرضیه وجود و یا عدم وجود همجمعی بین متغیرهای موجود در الگو آزمون می‌شود. در آزمون بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) چنانچه مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش دارد. بنابراین برای آزمون وجود همجمعی در الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی ARDL لازم است آزمون فرضیه‌های زیر انجام شود:

$$\begin{cases} H_0 : \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0 \\ H_1 : \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0 \end{cases} \quad (5)$$

مقدار آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می شود:

$$t = \frac{\sum \hat{\alpha}_i - 1}{\sum S \hat{\alpha}_i} = \frac{0/57393 - 1}{0/090453} = -4/7104 \quad (6)$$

کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و همکاران برای مدل با عرض از مبدأ و مشتمل روند برابر با $-4/60$ می باشد، بنابراین فرض صفر رد و وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو تأیید می شود. پس از حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت می توان مدل بلندمدت را برآورد کرد. جدول (۴) نتایج این برآورد را ارائه می دهد.

جدول ۴. نتایج حاصل از تخمین بردار همجمعی مدل

متغیر	ضریب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
UR	-۱۸/۸۱	۳/۸۶	-۴/۸۶
IR	-۴/۸۳	۰/۸۶۳	-۵/۵۹
LPI	۰/۰۶۵	۰/۰۲۱	۲/۹۸
LME	۰/۰۰۱	۰/۰۱۳	۰/۱۲
LW	۰/۰۳۷	۰/۰۱۴	۲/۶۷
LTC	-۰/۰۴۲	۰/۰۲	-۲/۰۶
C	۱۲/۹۱	۱/۷۵	۷/۳۶
T	۰/۰۹۸	۰/۰۲۳	۴/۱۰
D68	-۰/۰۷۷	۰/۰۳۷	-۲/۰۴
D85	-۰/۰۷۵	۰/۰۳۲	-۲/۲۹

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج به دست آمده حاکی از اثر گذاری منفی بلندمدت نرخ شهرنشینی، نرخ بی سوادى و سرانه مخارج مصرف دخانیات و همچنین اثر گذاری مثبت بلندمدت درآمد سرانه و سرانه مخارج رفاه اجتماعى دولت بر امید به زندگى می باشد. در این بین نرخ شهرنشینی و درآمد سرانه بیشترین اثر گذاری را داشته اند. با توجه به آماره محاسبه شده برای سرانه مخارج بهداشتی، این متغیر اثر معناداری بر امید به زندگى ندارد.

ضریب متغیرهایی که به صورت لگاریتمی استفاده شده اند نشان دهنده کشش آنها می باشد. بنابراین، با افزایش یک درصدی درآمد سرانه و سرانه مخارج رفاه اجتماعى دولت امید به زندگى به ترتیب ۰/۰۶ و ۰/۰۳ درصد افزایش و با افزایش یک درصدی سرانه مخارج مصرف دخانیات، امید به زندگى ۰/۰۴ درصد کاهش می یابد.

با توجه به مطالب ذکر شده ضریب به دست آمده برای تمام متغیرها بجز سرانه مخارج بهداشتی (ME)، مطابق انتظار می باشند. در توجیه عدم اثر گذاری این متغیر ۲ توجیه قابل استدلال است: نخست اینکه ممکن است مانند کشورهای توسعه یافته این مخارج به حدی افزایش یافته باشد که عوارض آن فوایدش را خنثی کند یا به عبارت دیگر به قسمت مسطح منحنی سلامت رسیده باشیم. دوم اینکه ممکن است به قسمت مسطح منحنی نرسیده باشیم، اما همین مخارج محدود به صورتی غیر متوازن و غیر بهینه تخصیص یافته باشند.

اطلاعات ارائه شده توسط بانک جهانی نشان می دهند مخارج بهداشتی دولتی ۲/۶۲ درصد از تولید ناخالص داخلی را شامل می شود که در مقایسه با متوسط جهانی این شاخص، یعنی ۹ درصد، رقم پایینی است. علاوه بر این مواردی نظیر کمبود زیرساخت های لازم در بخش بهداشت و درمان، کمبود قابل ملاحظه سرانه تعداد تخت های بیمارستانی (۱/۷ تخت به ازای هر ۱۰۰۰ نفر) در مقابل متوسط جهانی (۲/۷ تخت به ازای هر ۱۰۰۰ نفر)، کمبود دارو و ... نیز امری ملموس است. پس توجیه نخست منطقی به نظر نرسیده و توجیه دوم مبنی بر تخصیص غیر بهینه و نامتوازن مخارج بهداشتی پذیرفته می شود. بنابراین تمام فرضیه های تحقیق بجز فرضیه مربوط به سرانه مخارج بهداشتی تأیید شد.

مرحله آخر روش ARDL، برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM) است. ضرایب مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط کوتاه مدت می باشد، در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. الگوی تصحیح خطای مربوط به LLE

متغیر	ضریب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
DUR	-۸/۰۱	۱/۱۰	-۷/۲۷
DIR	-۲/۰۵	۰/۳۶	-۵/۷۰
DLPI	۰/۰۲۷	۰/۰۱۱	۲/۴۱
DLME	۰/۷۴	۰/۰۰۵	۰/۱۲
DLW	۰/۰۱۶	۰/۰۰۶	۲/۶۲
DTC	-۰/۰۱۸	۰/۰۱۱	-۱/۶۱
DC	۵/۵۰	۰/۶۹	۷/۹۰
DT	۰/۰۴۱	۰/۶۹	۵/۷۸
DD68	-۰/۰۳۲	۰/۰۱۳	-۲/۴۷
DD85	-۰/۰۳۲	۰/۰۱۲	-۲/۵۲
ECM(-1)	-۰/۴۲	۰/۹۰	-۴/۷۱

مأخذ: نتایج تحقیق.

آنچه در معادله ECM دارای اهمیت اساسی است ضریب $ECM(-1)$ می‌باشد که نشان‌دهنده سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت می‌باشد. این ضریب در مدل فوق حدود $۰/۴۲-$ بوده که از لحاظ آماری کاملاً معنادار است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتاً بالای تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت دارد. این مقدار نشان می‌دهد در هر دوره به مقدار ۴۲ درصد از عدم تعادل تصحیح می‌گردد.

۵. نتیجه‌گیری

پژوهش اخیر سعی در الگوسازی امید به زندگی در ایران داشت. برای این منظور با توجه به مبانی نظری ارائه شده توسط گراسمن و همچنین فائیس و گوتما، عوامل اثرگذار بر امید به زندگی تصریح شد. این معادله با استفاده از روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و در دوره زمانی (۱۳۸۷-۱۳۵۱) مورد برآورد قرار گرفت. حداکثر یک وقفه در نظر گرفته شد و نرم‌افزار Microfit 4.1 مدل $(1/0/0/0/0/0/0/0)$ ARDL را مطابق معیار شوارتز-بیزین به‌عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب کرد. با توجه به مقدار آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون در آزمون بنرجی، دولادو و مستر، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو تأیید شد؛ نتایج تخمین نشان دادند:

- نرخ شهرنشینی، نرخ بی‌سوادی و سرانه مخارج مصرف دخیلیات اثر منفی معناداری بر امید به زندگی دارند.
- درآمد سرانه و سرانه مخارج رفاه اجتماعی دولت اثر مثبت معناداری بر امید به زندگی دارند.

- ضریب سرانه مخارج بهداشتی دولت از لحاظ آماری معنادار نیست.

به نظر می‌رسد تخصیص نامناسب بودجه در بخش بهداشت و همچنین سهم کم بودجه بهداشتی از تولید ناخالص داخلی، دلیل نتیجه اخیر باشند.

بر اساس نتایج حاصله می‌توان توصیه‌های سیاستی زیر را ارائه نمود:

نتایج به دست آمده از بررسی داده‌ها و آمارهای موجود کشور بیانگر افزایش روزافزون جمعیت ساکن در مناطق شهری و در نتیجه افزایش میزان شهرنشینی در دهه‌های اخیر بوده است. افزایش جمعیت شهرنشین در ایران در ۳ شیوه ممکن یعنی رشد طبیعی، مهاجرت از روستا به شهر و تبدیل مناطق روستایی به شهر یا الحاق مناطق حاشیه شهرها به شهر قابل توجه است. با توجه ضریب به دست آمده برای نرخ شهرنشینی، چنین به نظر می‌رسد که مؤلفه‌های منفی (آلودگی هوا، استرس و ...) شهرنشینی بر مؤلفه‌های مثبت (دسترسی به مراقبت‌های بهداشتی و ...) آن برتری بیشتری دارد. بنابراین محدود کردن مهاجرت از روستاها به شهر و در کنار آن فراهم آوردن هر چه بیشتر مؤلفه‌های مثبت در مناطق شهری ضروری می‌نماید.

بی‌سوادی یکی از مشکلات عمده اجتماعی است که موجب مشکلات اقتصادی، اجتماعی و ... برای افراد و جامعه است. نتایج این مطالعه نیز مؤید اثر گذاری نامطلوب بی‌سوادی است. هدایت سوادآموزی به بخش غیردولتی و خصوصی، گسترش فعالیت‌های سوادآموزی به آموزش چدرسانه‌ای نیمه‌حضور و غیرحضور و بهبود و اصلاح نظام آموزش سوادآموزی می‌توانند در جهت کاهش این معضل و پیامدهای آن گام بردارند.

زیان‌های وارده ناشی از مصرف دخانیات بر فرد مصرف کننده و اطرافیانش بر کسی پوشیده نیست. قانون کنترل و مبارزه ملی با دخانیات که در سال ۱۳۸۵ به تصویب مجلس شورای اسلامی رسید، تنها سیاست جامع ایران در سال‌های اخیر بوده که به گواه آمارهای موجود (طبق گزارشات بانک جهانی، ۱/۳ درصد زنان و ۲۲/۱ درصد مردان ایرانی دخانیات مصرف می‌کنند و این میزان در طول سال‌های اخیر روند افزایشی داشته) علیرغم شمول مفاد تأثیرگذار، در عمل موفقیت چندانی کسب نکرده است. افزایش همکاری‌های بین‌بخشی و افزودن ضمان اجرایی می‌تواند در پیاده‌سازی این قانون مؤثر واقع شده و مصرف دخانیات را کاهش دهد.

همانطور که ذکر شد مخارج بهداشتی تنها ۲/۶۹ درصد تولید ناخالص داخلی را در بر می‌گیرد که از متوسط جهانی (۹ درصد) پایین‌تر است. به منظور اثرگذاری مطلوب این مخارج بر امید به زندگی، فراهم آوردن زیرساخت‌های لازم، توجه هر چه بیشتر به تخصیص بهینه منابع و تلاش در جهت کاهش عدم توازن از برخورداری‌های بهداشتی پیشنهاد می‌گردد.

نتایج این تحقیق می‌تواند راهگشای سیاستگذاران و برنامه‌ریزان وزارت امور اقتصادی و دارایی، وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی، وزارت کار، تعاون و رفاه اجتماعی و سایر نهادهای ذیربط به‌منظور تخصیص بهینه منابع ملی در زمینه افزایش سلامت افراد جامعه و شاخص‌های مربوط به آن باشد.

منابع

- آمارها و نشریات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- احمدی، علی محمد، محمدغفاری، حسن و سیدجواد عمادی (۱۳۸۸) "رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با سلامت در ایران"، فصلنامه علمی-پژوهشی رفاه اجتماعی، سال ۱۰، شماره ۳۹، صص ۳۲-۷.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit، تهران، مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران، چاپ اول.
- جهانگرد، اسفندیار و ناصرالدین علیزاده (۱۳۸۸)، "برآورد عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر تابع تولید سلامتی در استان‌های ایران"، نامه اقتصادی، جلد ۵، شماره ۲، صص ۱۰۶-۸۵.
- سالنامه‌های آماری ایران (۱۳۸۷-۱۳۵۱).
- لطفعلی‌پور، محمدرضا، فلاحی، محمدعلی و معصومه برجی (۱۳۹۰)، "بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی ایران"، مدیریت سلامت، شماره ۶۴، صص ۷۰-۴۶.
- Anand, S. & M. Ravallion (1993), "Human Development in Poor Countries: on the Role of Private Income and Public Services", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 7, No. 1, PP. 130-150.
- Auster, R., Leveson, I. & D. Sarachek (1969), "The Production of Health, an Exploratory Study", *Journal of Human Resource*, Vol. 4, No. 4, PP. 411-436.
- Fayissa, B. & P. Gutema (2005), "Estimating a Health Production Function for Sub Saharan Africa (SSA)", *Applied Economics*, Vol. 37, PP. 155-164.
- Gage, T. B. & K. Ocnnor (1994), "Nutrition and the Variation in Level and Age Patterns of Mortality", *Human Biology*, Vol. 66, No. 1, PP. 77-103.
- Halicioglu, F. (2011), "Modeling Life Expectancy in Turkey", *Economic Modelling*, Vol. 28, No. 5, PP. 2075-2082.
- Hertz, E., Herbert, J. R. & J. Landon (1994), "Social and Enviromental Factors and Expectancy. Infant Mortality and Mortality Rates: Results of a Cross-National Comparison", *Social Science and Medicine*, Vol. 39, No. 1, PP. 105-114.
- Rodgers, G.B. (1979), "Income and Inequality as Determinants of Mortality: an International Cross-Section Analysis", *Population Studies*, Vol. 33, No. 2, PP. 343-351.
- Stewart, J. R. & T. Charles (1971), "Allocations of Resources to Health", *Journal of Human Resources*, Vol. 6, No. 1, PP. 103-122.
- Torenton, J. (2002), "The Health Production Function for US, Some New Evidence", *Applied Economics*, Vol. 34, No. 1, PP. 59-62.
- World Bank (WB), World Development Indicators (2012), Edition, Washington DC.