فصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال چهارم، شمارهٔ چهارم، زمستان ۱۳۹۵(پیاپی ۱۳)

اثر آزادسازی تجاری بر نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های ایران: هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی[۱]

ابوالقاسم گل‌خندان[۲] و محمد علیزاده[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۶/۱۸
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۸/۲۹

چکیده

یکی از چالش‌های اساسی در حوزه سلامت، موضوع تجارت سلامت و پاسخ به این سؤال است که آیا آزادسازی تجاری برای بخش سلامت مفید است یا نه؟ بر این اساس، تحقیق حاضر با استفاده از داده‌های پانل استان‌های ایران طی دوره زمانی ۹۱-۱۳۸۱، به بررسی ارتباط بین آزادسازی تجاری و نرخ مرگ‌ومیر (به‌عنوان یک شاخص اساسی از سلامت) پرداخته، و به این منظور، از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی و برآوردگر به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM) استفاده شده، و نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری اثر منفی و معناداری بر نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های کشور داشته است. همچنین، نتایج نشان از آن دارد که

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/edp.2018.16572.1103
۲. دانشجوی دکترا، دانشگاه لرستان (نویسنده مسئول)؛ golkhandana@gmail.com
۳. استادیار اقتصاد دانشگاه لرستان؛ alizadeh_176@yahoo.com

تعامل میان آزادسازی تجاری و درآمد سرانه، مثبت و معنادار است و بیانگر این حقیقت که بخشی از اثر کاهنده آزادسازی تجاری بر نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های ایران، با افزایش درآمد سرانه، کاهش می‌یابد.

واژگان کلیدی: آزادسازی تجاری، نرخ مرگ‌ومیر، ایران، روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM)
طبقه‌بندی JEL: C23, F10, O15, I10, I11

۱. مقدمه

پدیده جهانی شدن که فرایند درهم‌آمیختن و ادغام اقتصادهای ملّی با اقتصاد جهانی است، در دهه‌های اخیر مورد بحث سیاستگذاران و برنامه ریزان بوده است. آزادسازی تجاری نیز که به‌عنوان حرکت به سمت تجارت آزاد از طریق کاهش در تعرفه‌ها و سایر موانع تجاری تعریف شده، مهم‌ترین نیروی پیش‌برنده جهانی‌شدن محسوب می شود. آزادسازی و جهانی‌شدن، موجب افزایش حجم و نوع مبادلات مرزی کالاها و خدمات (افزایش بازرگانی بین‌المللی)، افزایش جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بین‌المللی و همچنین تسریع انتقال فناوری و جهانی‌شدن تولید می‌شود (شریفی رنانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۹).

در این راستا، بخش سلامت به‌رغم عمومی‌بودن و طبیعت غیرتجاری‌اش، به‌میزان قابل توجهی تحت تأثیر جهانی‌شدن و آزادسازی تجاری قرار گرفته است. آزادسازی تجاری به‌واسطه برداشته‌شدن مرزهای گمرکی، ایجاد بازارهای مشترک، رشد و توزیع درآمد و...، می‌تواند به‌طور مستقیم بر سلامت تأثیرگذار باشد؛ به علاوه، آزادسازی تجاری به‌واسطه عواملی چون تأثیر بر روی فرهنگ و آداب و رسوم، بر عرصه سلامت تأثیرگذار است (اخوان‌بهبهانی، ۱۳۸۳).

دیدگاه‌های متفاوتی در زمینه آثار جهانی‌شدن و آزادسازی تجاری بر سلامت جامعه وجود دارد. برخی به این پدیده به‌عنوان یک گام نهایی در تخریب سیستم‌های سلامت ملی می‌نگرند؛ در حالی‌که گروهی دیگر، به آن به‌عنوان ابزاری برای توسعه و گسترش دامنه و کیفیت خدمات سلامت به جامعه تحت پوشش، می‌پردازند. به هر روی، جهانی‌شدن و آزادسازی تجارت در بخش سلامت (مانند سایر بخش‌های جامعه) در حال وقوع بوده و این موضوع پتانسیل ایجاد چالش‌ها و فرصت‌های جدید برای کشورهای دنیا

فراهم آورده است و پیوستن به این جریان، می باید با ارزیابی‌های دقیق و کارشناسانه و با مطالعه تجربیات سایر کشورها و تحلیل موقعیت آنها و به‌صورت گام به گام در بخش سلامت و بهداشت، صورت پذیرد (اسمیت و همکاران[1]، ۲۰۰۹).

با وجود تمامی این اطلاعات و بحث های نظری موجود، انجام تحقیق و مطالعات تجربی، پیرامون اثر آزادسازی تجاری بر سلامت افراد جامعه در کشور ایران، همچنان حس می شود. لذا در مقاله حاضر، سعی شده است تا با استفاده از آمار و اطلاعات موجود در زمینه آزادسازی تجاری و سلامت، به یک بررسی دقیق در این حوزه برای کشور ایران پرداخته شود. به این منظور از متغیرهای درجه بازبودن تجاری (به‌عنوان شاخص آزادسازی تجاری)، نرخ مرگ‌ومیر در هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت (به‌عنوان یک شاخص اساسی و معکوس از سلامت) و سایر متغیرهای مؤثر بر سلامت استان‌های کشور، شامل: درآمد سرانه، اثر متقابل آزدسازی تجاری و درآمد سرانه، آموزش و نرخ شهرنشینی و همچنین، اطلاعات و داده‌های آماری ۲۸ استان کشور طی دوره زمانی ۹۱-۱۳۸۱ و تکنیک «هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی»[2] بهره‌گیری شده است.

مقاله حاضر در ۵ بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه بخش دوم، مقاله به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش سوم، به معرفی مدل و روش تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم، به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده و در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری آمده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

سلامت و بهداشت فرد و جامعه، از عوامل متعددی ناشی می‌شود. عوامل خرد و کلان تأثیرگذار بر سلامتی را در حالت کلی می‌توان به‌صورت زیر دسته‌بندی کرد:

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

1. Smith, *et al.*
2. Panel Co-integration with Cross-Sectional Dependency

ب) عوامل کلان: این دسته از عوامل بر خصوصیات کلان جامعه متمرکز بوده و تحت کنترل افراد جامعه نیست و از عوامل مختلفی نظیر عوامل اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و... تأثیر می‌پذیرند (هالیکی‌اوغلو[1]، ۲۰۱۱).

یکی از متغیرهای کلان مؤثر بر وضعیت سلامت، که به‌تازگی مورد توجه تجربی محققان قرار گرفته، جهانی‌شدن (که یکی از شاخص‌های عمده اندازه‌گیری آن آزادسازی تجاری است) می باشد. به‌رغم اینکه در تعداد زیادی از مطالعات، اثرات جهانی‌شدن بر متغیرهایی مانند: رشد اقتصادی، مالیات، هزینه‌های دولت، نابرابری درآمد در کشورها و حتی کیفیت محیط‌زیست بررسی شده، اما تاکنون در مورد تأثیرات جهانی‌شدن بر سلامت جامعه، تحقیق چندان زیادی صورت نگرفته است (گل‌خندان و رستمی، ۱۳۹۵: ۸۲). به‌طور کلی می‌توان آثار جهانی‌شدن بر روی وضعیت سلامت را از دو زاویه مثبت و منفی تشریح و بررسی کرد.

از زاویه مثبت، جهانی‌شدن از راه‌های مختلف مانند: افزایش جابه‌جایی متخصصان حوزه سلامت، افزایش جابه‌جایی بیماران به‌عنوان مصرف‌کنندگان سلامت، استفاده از فناوری‌های جدید در ارائه خدمات بهداشتی و درمانی، افزایش دسترسی به داروها و تجهیزات پزشکی، منجر به ارتقای سطح سلامت افراد جامعه می‌شود (تی‌سای[2]، ۲۰۰۷).

در نقطه مقابل و از زاویه منفی، جهانی‌شدن می‌تواند از راه‌های مختلف مانند: گسترش سریع‌تر و وسیع‌تر بیماری‌های عفونی و مسری مانند ویروس‌های HIV و آنفولانزای مرغی H5N1، تغییر رژیم غذایی، ایجاد اضطراب، آلودگی‌های زیست‌محیطی و نابرابری درآمد، سلامت افراد جامعه را تهدید کند (برگ و نیلسون[3]، ۲۰۰۹). علاوه بر آن، در خلال جهانی‌شدن با رفع موانع گمرکی، حذف تعرفه‌های واردات و حذف مالیات بر صادرات، درآمد کشورها از محل عوارض و تعرفه‌ها کاهش خواهد یافت. این امر ممکن است به کاهش سهم هزینه سلامت عمومی از تولید ناخالص داخلی (GDP) در کشورهای در حال توسعه منجر شود. همچنین، با جهانی‌شدن، در کشورهای در حال توسعه، همراه با گسترش و شکوفایی اقتصاد، مشارکت زنان در نیروی کار جامعه افزایش خواهد یافت. اگر این مشارکت بیشتر با توسعه کافی مراکز و مؤسسات مراقبت از کودکان همراه نباشد، ممکن است علی‌رغم افزایش درآمد خانواده، به افزایش صدمات و سوءتغذیه در بین کودکان بیانجامد (اخوان‌بهبهانی، ۱۳۸۳: ۲۸۸-۲۸۷).

1. Halicioglu
2. Tsai
3. Bergh & Nilsson

خدمات سلامت در طول سال‌های اخیر به‌دلیل پیشرفت‌های ایجادشده در تکنولوژی‌های اطلاعات و ارتباطات، افزایش نقل مکان ارائه‌دهندگان و نیز مصرف کنندگان خدمات (بیماران) و توسعه مشارکت بخش خصوصی به صورت روزافزون مورد تجارت قرار گرفته‌اند و شمار رو به رشدی از کشورها برای تبدیل‌شدن به صادرکنندگان کلیدی خدمات سلامت به رقابت می‌پردازند (تورانی و همکاران، ۱۳۹۰: ۴۵۴).

تجارت خدمات سلامت به چهار روش زیر انجام می‌شود:

۱. عرضه برون‌مرزی[1] (M1): در این روش، خدمات از طریق ابزارهای متعددی نظیر پست سنتی یا الکترونیکی و بدون جابه‌جایی ارائه‌دهنده و دریافت‌کننده خدمات، ارائه می‌شود (بلون و همکاران[2]، ۲۰۰۶). مثال بارز این روش «پزشکی از راه دور»[3] و «آموزش از راه دور»[4] است. مبادلات برون‌مرزی خدمات سلامت از طریق انتقال نمونه‌های آزمایشگاهی، انجام مشاوره‌های تشخیصی و بالینی از کانال‌های پستی سنتی و شیوه‌های متعدد سلامت از راه دور (مانند پاتولوژی، رادیولوژی و مشاوره از راه دور) و نیز انجام فعالیت‌های تکمیلی نظیر مستندسازی مدارک پزشکی بیماران، تنظیم صورت حساب‌های مالی برای مطالبات بیمه‌ای و موارد مشابه انجام می‌شود (چاندا[5]، ۲۰۰۲).

۲. دریافت خدمات از خارج[6] (M2): در این الگو، خدمات از طریق جابه‌جایی موقت مصرف‌کننده خدمات به محل اقامت ارائه‌دهنده آن، ارائه می‌شود. گروه‌های مختلف دریافت‌کنندگان خدمات پزشکی از خارج، عبارت‌اند از:

الف) این گروه شامل گردشگران پزشکی است که برای دریافت خدمات پزشکی با کیفیت بهتر، هزینه کمتر، درمان سریع و یا به‌دلیل غیرقانونی یا غیرقابل دسترس بودن برخی از خدمات پزشکی در کشورشان، به کشورهای دیگر مسافرت می‌کنند؛ یا علاوه بر دلایل فوق، به‌منظور بازدید از وطن خود و درمان در آنجا از کشور محل اقامت خود خارج می‌شوند؛

ب) گردشگرانی که به‌صورت اتفاقی به خدمات پزشکی در کشور مقصد نیاز پیدا می‌کنند؛

1. Cross Border Supply
2. Blouin, *et al*.
3. Tele Medicine
4. Tele Education
5. Chanda
6. Consumption Abroad

ج) بازنشستگان خارجی (مقیم کشور مقصد)؛
د) کارگران مهاجر و یا موقت خارجی؛
ه) مسافرین دائمی که می‌توانند از گزینه‌های مختلف پوشش‌های بیمه‌ای چندملیتی استفاده کنند (بلون و همکاران، ۲۰۰۶).

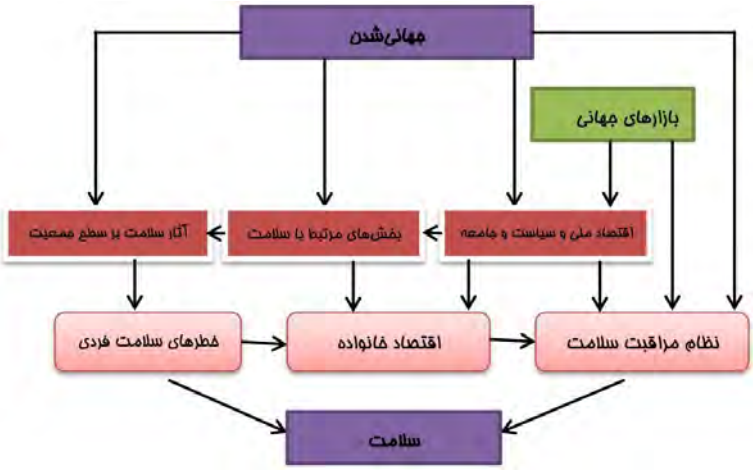
۳. حضور تجاری[1] (M3): در این روش، اشخاص حقوقی یا شرکت‌های ارائه‌دهنده خدمات، در کشورهای دریافت‌کننده آن خدمات، سرمایه‌گذاری می‌کنند (سرمایه گذاری‌مستقیم خارجی[2] (FDI)). این روش نه تنها مولد منابع بیشتر برای سرمایه‌گذاری در ارتقای زیرساخت‌ها و تکنولوژی‌ها و کاهش فشار موجود بر منابع دولتی بوده، بلکه موجب ایجاد فرصت‌های شغلی و ارتقای استانداردهای مراقبت، مدیریت و فراهم بودن خدمات می‌شود (اسمیت[3]، ۲۰۰۴).

حضور تجاری خارجی اغلب از طریق تأسیس برخی از اقسام نهادهای قانونی نظیر شعب یا دفاتر نمایندگی، سرمایه‌گذاری مشترک و مشارکت در مالکیت شرکت‌های داخلی یک کشور خارجی و یا تأسیس شرکت‌های چندملیتی[4] (MNCs) و یا مدیریت مراکز موجود توسط شرکت‌های خارجی بدون مالکیت انجام می‌شود (مورتنسن[5]، ۲۰۰۸).

۴. نقل مکان اشخاص حقیقی[6] (M4): در این روش، انتقال و جابه‌جایی کارکنان و متخصصان سلامت به محل اقامت مصرف‌کنندگان این خدمات به صورت موقت صورت می‌پذیرد. این روش، مهاجرت موقت ارائه‌کنندگان خدمات که به‌صورت مستقل در یک کشور خارجی فعالیت می کنند، گردشگران کسب و کار (با اقامت موقت)، کارکنان یک شرکت خارجی که در کشور میزبان تأسیس شده و کارکنانی که یک شرکت خارجی برای انجام تعهدات خود (طبق قرارداد با میزبان) به این کشور اعزام کرده است، را در بر می‌گیرد (بلون و همکاران، ۲۰۰۶).

برای درک بهتر تمامی تأثیرات جهانی‌شدن بر سلامت، سازمان بهداشت جهانی[7] (WHO)، چارچوب مفهومی ذیل را ارائه کرده است.

1. Commercial Presence
2. Foreign Direct Investment
3. Smith
4 Multi Nation Companies
5. Mortensen
6. Movement of Natural Persons
7. World Health Organization



شکل ۱. چارچوب مفهومی تأثیرات جهانی‌شدن بر سلامت

مأخذ: سازمان بهداشت جهانی (۲۰۰۱)

این چارچوب مفهومی، به‌طور اجمالی، پیوندهای جهانی‌شدن و سلامت را نشان می‌دهد که در ادامه، به اختصار به ارزیابی آن پرداخته شده است. در این چارچوب، جهانی‌شدن به دو صورت، مستقیم و غیرمستقیم بر نظام مراقبت سلامت تأثیر می‌گذارد. در شکل مستقیم آن، اثرگذاری از طریق سیاست‌هایی است که به‌طور مستقیم بر تصمیمات بخش سلامت وارد می‌شود، مانند: موافقت‌نامه‌های عمومی درباره تجارت در زمینه خدمات سازمان تجارت جهانی[1] (GATS). به‌علاوه، همان‌طور که در چارچوب مفهومی فوق (شکل ۱) ملاحظه می شود، بازارهای جهانی به‌طور غیرمستقیم نیز بر نظام مراقبت سلامت تأثیر می‌گذارند، مانند اثر موافقت‌نامه ابعاد مرتبط با تجارت حقوق مالکیت معنوی سازمان تجارت جهانی بر روی قیمت محصولات دارویی[2] (TRIPs).

جهانی‌شدن بر روی سایر عوامل مرتبط با سلامت نیز تأثیرگذار است؛ چنانکه در سطح جمعیت، از طریق انتقال فرامرزی بیماری‌های عفونی و فروش محصولات (نظیر دخانیات) مؤثر است. تأثیراتی که جهانی‌شدن در بعد اقتصاد ملی بر جای می‌گذارد، به‌طور غیرمستقیم با تأثیر بر روی نظام مراقبت، نظام سلامت را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد (نظیر تأثیر آزادسازی تجارت و جریان‌های مالی بر تأمین منابع برای هزینه‌های

1. General Agreement on Trade in Services
2. Trade-related Aspects of Intellectual Property Rights

عمومی سلامت). همچنین تغییر در اقتصاد ملی به‌واسطه تأثیر بر اقتصاد خانوار (بخصوص تأثیر آن بر تغذیه و اوضاع زندگی ناشی از تغییر درآمد خانوار) بر روی سلامت نیز اثر دارد. طبق آموزه سازمان بهداشت جهانی، این چارچوب مفهومی می‌تواند مبنایی برای تدوین سیاست‌های سلامت و ارائه راهکارهایی در سیاستگذاری اقتصاد ملی و مذاکرات بین‌المللی باشد.

به‌طور کلی از لحاظ نظری، رابطه بین تجارت و سلامت مبهم است. قسمت گسترده‌ای از ادبیات نظری موجود، معتقدند که تجارت ممکن است تأثیر مثبتی بر شاخص‌های سلامت در کشورهای درحال‌توسعه داشته باشد. به‌عنوان مثال، رومر[1] (۱۹۸۹) به‌عنوان یکی از پیشگامان این مطالعات، استدلال می‌کند که بازبودن تجارت، فعل‌وانفعال بین کشورها را تقویت می‌کند که این موجب افزایش دانش عمومی می‌شود و به تولیدکنندگان داخلی برای افزایش بهره‌وری‌شان و همچنین رشد اقتصادی کمک می‌کند. رشد اقتصادی بالاتر به افزایش درآمد خانوار کمک می‌کند و دسترسی بهتر به امکانات بهداشتی را افزایش می‌دهد (آلام و همکاران[2]، ۲۰۱۶).

استیونز و همکاران[3] (۲۰۱۳: ۱۲۵) معتقدند که گسترش تجارت ممکن است از طریق دو مکانیسم، منجر به بهبود برون‌داده‌های سلامت شود. تجارت از یک سمت، رشد اقتصادی را ترقی می‌دهد که این به نوبه خود درآمد بیشتری را برای افراد جامعه و مقامات دولتی، به‌منظور بهبود شرایط زندگی و تأمین هزینه‌های بهداشت عمومی (مانند سیستم تخلیه فاضلاب و واکسیناسیون جهانی) فراهم می‌کند (مکانیسم نخست). مکانیسم دیگر، سرریز دانش است که موجب انتشار جهانی یافته‌های جدید پزشکی و همچنین، محصولات دارویی و وسایل پزشکی مدرن می‌شود.

استارک[4] (۲۰۰۴) ادعا می‌کند که باز بودن تجارت موجب افزایش سطح تحصیلات و افزایش آگاهی از سلامت در میان انبوهی از افراد می‌شود که به بهبود امید به زندگی آنها کمک می‌کند. علاوه بر این، دیتون[5] (۲۰۰۴) تأکید می‌کند که ادغام یکپارچه اقتصاد، سلامت عمومی را بهبود می‌بخشد؛ زیرا باز بودن اقتصاد، دانش و تخصص مربوط به سلامت را انتقال می‌دهد.

1. Romer
2. Alam, *et al.*
3. Stevens, *et al.*
4. Stark
5. Deaton

هاوکس[1] (۲۰۰۷) مدعی است که آزاد سازی تجارت باعث کاهش میزان سوءتغذیه کودکان و بزرگسالان می‌شود؛ زیرا این امر امکان دسترسی بیشتر به مواد غذایی تصفیه‌شده، پرکالری و مغذی را در کشورهای درحال‌توسعه فراهم می‌آورد. با این حال، بزان و ییهیس[2] (۲۰۱۴) نتایج مطالعه هاوکس (۲۰۰۷) را به چالش کشیدند. آنها با استفاده از یک مجموعه اطلاعاتی از ۳۷ کشور درحال‌توسعه، شواهد جدیدی را نشان می‌دهند که آزادسازی تجارت بر روی دسترسی به مواد غذایی، تأثیر منفی می‌گذارد و ممکن است در مورد کشورهای درحال توسعه، تأثیرات مضر روی سلامت عمومی داشته باشد.

پاپاجرجیو و همکاران[3] (۲۰۰۷) نشان داده‌اند که گسترش فناوری پزشکی از طریق بازبودن تجارت، یکی از عوامل مهم رشد سلامت در سال‌های اخیر در بسیاری از کشورهای درحال توسعه است. این مطالعه با استفاده از اطلاعات مقطعی ۶۷ کشور واردکننده فن‌آوری، نشان می‌دهد که واردات تکنولوژی پزشکی به‌طور قابل توجهی به بهبود امید به زندگی در بسیاری از کشورهای کمتر توسعه‌یافته کمک کرده است. با این حال، کاواشی و وامالا[4] (۲۰۰۶) بیان می کنند که ادغام اقتصادی از طریق حرکت آزاد کالاها و سرمایه ممکن است از طریق گسترش سریع بیماری‌های عفونی مانند SARS و HIV تهدیدی برای سلامت عمومی ایجاد کند.

بلون و همکاران (۲۰۰۹) بیان می کنند که اگرچه ممکن است تجارت با افزایش سطح زندگی و افزایش دسترسی به خدمات و کالاهای پزشکی، سلامت عمومی را بهبود بخشد، اما ممکن است برای سلامت عمومی از راه‌های مختلفی از جمله نارضایتی اقتصادی، نابرابری درآمد، آلودگی محیط‌زیست و در دسترس بودن محصولات ناسالم مانند تنباکو، الکل و غذاهای کنسروشده، زیان‌آور باشد.

با توجه به مباحث فوق، می‌توان گفت که ارتباط بین جهانی‌شدن و سلامت، مساله‌ای پیچیده و چند بعدی است، که در خصوص آن پاسخی آشکار و قاطع، قابل ارائه نیست و هرگونه نتیجه‌گیری باید نسبی و با احتیاط کامل تلقی شود.

1. Hawkes
2. Bezuneh & Yiheyis
3. Papageorgiou, *et al.*
4. Kawachi & Wamala

۲-۲. مطالعات تجربی

در این بخش به‌ترتیب خلاصه‌ای از اهم مطالعات خارجی و داخلی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق یا مرتبط با آن، آمده است:

درحالی‌که طیف گسترده‌ای از ادبیات نظری در رابطه با تأثیر تجارت بر روی سلامت در دسترس می‌باشد، تعداد مطالعات اندکی در دست است که این موضوع را به‌صورت تجربی بررسی کرده باشند (آلام و همکاران[1]، ۲۰۱۶).

مطالعه وی و وو[2] (۲۰۰۲)، یکی از مطالعات پیشگام است که به‌طور تجربی ارتباط بین بازبودن تجارت و وضعیت سلامت عمومی را مورد بررسی قرار داده، و نرخ پایین تعرفه به‌عنوان شاخص بازبودن تجاری درنظر گرفته شده و بر این اساس نشان می دهد که بازبودن بیشتر تجارت، با امید به زندگی طولانی‌تر و نرخ پایین مرگ‌ومیر نوزادان در ارتباط است.

اواسکا و تاکاشیما[3] (۲۰۰۶)، اثرات آزادی اقتصادی و تجارت را بر سطح شادی و رضایت از زندگی بررسی کرده‌اند و به این منظور از تحلیل مقطعی ۶۸ کشور دنیا در سال ۱۹۹۰ استفاده نموده‌اند. نتایج حاصل از بررسی آنها نشان داده که در بسیاری از موارد، آزادی اقتصادی دارای اثر مثبت و معناداری بر امید به زندگی است.

لوین و روتمن[4] (۲۰۰۶)، در مطالعه خود این موضوع را بررسی کرده‌اند که آیا گسترش تجارت بین‌الملل بر روی سلامت کودکان مؤثر است یا نه؟ نتایج این مطالعه با استفاده از داده‌های مقطعی ۱۳۰ کشور جهان نشان می‌دهد که بازبودن تجارت باعث کاهش مرگ‌ومیر نوزادان، مرگ‌ومیر کودکان و سوء تغذیه می‌شود.

استروپ[5] (۲۰۰۷)، با استفاده از داده‌های پانل نشان داده است که شاخص آزادی اقتصادی، رابطه مثبتی با امید به زندگی و سایر برون‌داده‌های رفاه دارد.

تی‌سای (۲۰۰۷)، با استفاده از داده‌های پانل ۱۱۲ کشور دنیا در سال‌های ۱۹۸۰، ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰، نشان داده که یک رابطه مثبت بین شاخص جهانی‌شدن KOF[6] و

1. Alam, *et al*.
2. Wei & Wu
3. Ovaska & Takashima
4. Levine & Rothman
5. Stroup

۶. واژه KOF مخفف عبارت آلمانی (Konjunkturforschungsstelle)، به‌معنای مؤسسه تحقیقات در زمینه کسب و کار، عنوان یک مؤسسه اقتصادی در سوئیس است.

شاخص توسعه انسانی (که یکی از مؤلفه‌های آن امید به زندگی مـی باشـد) وجـود دارد؛ امـا شـدت ایـن اثرگـذاری مثبـت در کشـورهای توسـعه‌یافتـه بیشـتر از کشـورهای درحال‌توسعه است.

اون و وو[1] (۲۰۰۷)، در یک تحلیل بین‌کشوری با استفاده از روش اقتصادسنجی پانـل بـرای ۲۱۹ کشـور جهـان طـی دوره زمـانی ۹۵-۱۹۶۰ نشـان داده‌انـد کـه گسـترش جهانی‌شدن اقتصادی (که با اسـتفاده از شـاخص نسـبت مجمـوع صـادرات و واردات بـه تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری شده است) نرخ مرگ‌ومیر را کاهش و امید بـه زنـدگی را افزایش می‌دهد. در مقابل، باسـمن[2] (۲۰۰۹)؛ بـه شـواهدی مبنـی‌بـر اینکـه بـازبودن تجاری منجر به افزایش امید به زندگی در زنان می‌شود، دست نیافت.

برگ و نیلسون (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای که به‌روش پانل بـین‌کشـوری انجـام داده‌انـد، رابطه بین جهانی‌شدن و امید به زندگی را در ۹۲ کشور جهان طـی دوره زمـانی ۲۰۰۵-۱۹۷۵ بررسی کرده‌اند. نتـایج حاصـل از ایـن بررسـی نشـان داده اسـت کـه بـر خـلاف شاخص‌های جهانی‌شدن سیاسی و اجتماعی، یک رابطـه قـوی (و مثبـت) بـین شـاخص جهانی‌شدن اقتصادی و امید به زندگی در کشورهای مورد مطالعه وجود دارد.

استیونز و همکـاران (۲۰۱۳)، ارتبـاط بـین بـاز بـودن تجـارت و سـلامت را در یـک مجموعه بزرگ از کشورها مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها با استفاده از مدل اثـرات ثابـت[3] نتیجه می‌گیرند که درجه بازبودن تجاری تأثیر مثبتی بر سلامت جمعیت در کشـورهای کم درآمد دارد. با این وجود، بر اساس تجزیه و تحلیل آنها، رابطه بین درآمـد و سـلامت به‌صورت غیرخطی است. تأثیر بازبودن تجارت بر سلامت، به‌دلیل افـزایش سـطح درآمـد کاهش می‌یابد و در سطوح بالای درآمد، منفی می‌شود. باز بودن تجـارت تـا یـک سـطح مشخص از درآمد به نام سطح آستانه، سلامت را افزایش و پس از آن، هـیچ تـأثیر قابـل توجهی بر سلامت عمومی ندارد. این یافته از سوی محققان این‌گونه اسـتدلال مـی‌شـود که بازبودن تجارت می‌تواند در کشورهای دارای درآمد بالا مضر باشد؛ درآمـد بیشـتر بـا ساعت کار طولانی، فشار روانی بیشتر، خواب کـم و افـزایش مصـرف محصـولات ناسـالم همراه است.

1. Owen & Wu
2. Bussmann
3. Fixed Effects

ولاندر و همکاران[1] (۲۰۱۴)، با استفاده از داده‌های پانل ۷۰ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۷۰، نشان داده‌اندکه یک رابطه مثبت بین شاخص جهانی‌شدن KOF و سلامت کودکان در کشورهای مورد مطالعه وجود دارد.

هرزر[2] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر بلندمدت تجارت بر امید به زندگی در کشور ایالات متحده، با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۶۰ پرداخته است. نتایج این تحقیق با استفاده از تکنیک‌های هم‌انباشتگی، نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار تجارت در بلندمدت بر امید به زندگی در این کشور است.

ناگل و همکاران[3] (۲۰۱۵)، تأثیر FDI را بر سلامت با استفاده از داده‌های پانل ۱۷۹ کشور جهان طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۰ بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که رابطه بین FDI و شاخص سلامت (نرخ مرگ‌ومیر نوزادان به‌ازای هر ۱۰۰۰ تولد زنده) غیرخطی است و به سطح درآمد وابسته است. در سطوح پایین درآمد، FDI تأثیر مثبت بر سلامت دارد؛ اما با افزایش سطح درآمد، این تأثیرگذاری مثبت، کاهش می‌یابد.

لین و همکاران[4] (۲۰۱۵)، تأثیر تجارت را بر مرگ‌ومیر نوزادان در کشورهای کمتر توسعه‌یافته[5] (LDC) طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۵ بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق با استفاده از داده‌های پانل ۴۸ کشور LDC نشان می‌دهد که تجارت به کاهش مرگ‌ومیر کودکان کمک نمی‌کند. در واقع، این مطالعه نشان می‌دهد که تجارت می‌تواند باعث افزایش مرگ‌ومیر کودکان از طریق افزایش آلودگی محیط‌زیست شود.

آلام و همکاران (۲۰۱۶)، تأثیر FDI و بازبودن تجارت را بر امید به زندگی در کشور پاکستان، با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۷۲ بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[6] (ARDL) و علیت گرنجری مبتنی‌بر مدل تصحیح خطای برداری[7] (VECM) نشان می‌دهد که افزایش FDI و بازبودن تجاری در کشور پاکستان با افزایش امید به زندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت همراه شده است.

1. Welander, *et al.*
2. Herzer
3. Nagel, *et al*.
4. Lin, *et al*.
5. Least Developing Countries
6. Auto Regression Distributed Lag
7. Vector Error Correction Model

برنز و همکاران[1] (۲۰۱۷)، تأثیر FDI را بر سلامت با استفاده از داده‌های ترکیبی ۸۵ کشور جهان (با درآمد پایین و متوسط) طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۴ و با استفاده از رویکرد متغیرهای ابزاری بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که FDI بر افزایش امید به زندگی و کاهش نرخ مرگ و میر بزرگسالان این گروه از کشورها، تأثیر معناداری داشته است؛ در حالی که بین FDI و نرخ مرگ و میر کودکان، رابطه معناداری مشاهده نشده است.

از معدود مطالعات داخلی نزدیک به موضوع می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد:

فطرس و همکاران (۱۳۹۱)، با استفاده از داده‌های پانل ۷ کشور منتخب (شامل ایران) طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ نشان داده‌اند که آزادی اقتصادی بیشتر، می‌تواند امید به زندگی را در کشورهای منتخب افزایش دهد.

حضارمقدم و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای به بررسی اثر جهانی‌شدن اقتصادی، اجتماعی و سیاسی بر سلامت افراد جامعه با استفاده از یک نمونه ۱۴۴ کشوری از کشورهای درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. بدین منظور از سه متغیر نرخ مرگ و میر کودکان، نرخ مرگ و میر زیر ۵ سال و متوسط امید به زندگی در بدو تولد به‌عنوان شاخص‌های سلامت استفاده شده، و نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که گسترش شاخص‌های جهانی‌شدن سبب بهبود شاخص‌های سلامت در کشورهای مورد مطالعه شده است.

گل‌خندان و رستمی (۱۳۹۵)، با استفاده از داده‌های سری زمانی ۹۰-۱۳۵۸ به بررسی رابطه پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین شاخص‌های سلامت، شاخص‌های جهانی‌شدن، درآمد سرانه و سرانه پزشک پرداخته و به این منظور، از آزمون همگرایی کرانه‌ها و مدل ARDL استفاده کرده‌اند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، جهانی‌شدن کل، جهانی‌شدن اقتصادی، جهانی‌شدن اجتماعی، درآمد سرانه و سرانه پزشک، شاخص‌های سلامت را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بهبود می‌بخشند، در حالی‌که تأثیر جهانی‌شدن سیاسی بر شاخص‌های سلامت در کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌معناست. یک درصد افزایش در شاخص جهانی‌شدن کل، امید به زندگی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به‌ترتیب ۰/۰۳ و ۰/۱۴ درصد افزایش و نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال را در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به‌ترتیب ۰/۰۷ و ۰/۲۹ درصد کاهش می‌دهد.

1. Burns, *et al*.

در مورد وجه تمایز و نوآوری مطالعه حاضر، می‌توان گفت که اول آنکه تاکنون هیچ مطالعه داخلی با استفاده از داده‌های پانل استانی به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر وضعیت سلامت نپرداخته است. دوم اینکه مطالعه حاضر از حیث مدل‌سازی و بالاخص در نظرگرفتن اثرات متقابل آزادسازی تجاری و درآمد سرانه، با معدود مطالعات داخلی نزدیک به موضوع متفاوت است.

از مطالعات داخلی انجام‌شده در زمینه عوامل مؤثر بر شاخص‌های سلامت، نیز می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد:

جهانگرد و علی‌زاده (۱۳۸۸)، به برآورد عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر تابع تولید سلامتی در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۸۲-۱۳۷۹ پرداخته‌اند. نتایج برآورد تابع نشان داده است که افزایش سرانه مخارج بهداشتی تأثیر معنی‌داری بر بهبود وضعیت سلامت در کشور نخواهد داشت؛ ولی افزایش درصد شاغلان، درصد باسوادی، درصد جمعیت شهرنشین، درآمد سرانه و بهبود الگوی تغذیه، سلامتی را در کشور بهبود خواهند بخشید. همچنین در بین متغیرهای ذکر شده، درصد جمعیت شاغل و درصد باسوادی بیشترین ضریب و اهمیت را دارا هستند.

سلاطین و محمدی (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای به بررسی میزان تأثیرگذاری عوامل مهم مؤثر بر مخارج بهداشتی و درمانی به عنوان شاخص سلامت در استان‌های ایران با استفاده از داده‌های پانل پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه با استفاده از روش اثرات ثابت طی دوره زمانی ۹۰-۱۳۸۰ نشان می‌دهد که تعداد دانشجویان دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی استان‌ها به‌عنوان شاخص نشان‌دهنده سرمایه انسانی، درآمد سرانه، تعداد بیمه شدگان اصلی تحت پوشش سازمان تأمین اجتماعی بر حسب بیمه اختیاری استان ها، تأثیر مثبت و معناداری بر مخارج بهداشتی و درمانی به عنوان شاخص سلامت در استان‌های ایران دارد.

طاهری بازخانه و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای به شناسایی عوامل مؤثر بر امید زندگی در ایران طی سال‌های ۸۷-۱۳۵۱پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش ARDL نشان می‌دهد که در بلندمدت، متغیرهای نرخ شهرنشینی، نرخ بی‌سوادی و سرانه مخارج مصرف دخانیات، اثر منفی و درآمد سرانه و سرانه مخارج رفاه اجتماعی دولت، اثر مثبت بر امید به زندگی داشته‌اند. اما متغیر سرانه مخارج بهداشتی دولت، اثر معناداری بر برون‌داد سلامت جامعه بر جای نگذاشته است.

غفاری گولک و همکاران (۱۳۹۵)، مطالعه‌ای با هدف بررسی اثرات ادوار تجاری بر نرخ مرگ‌ومیر (به‌عنوان یک شاخص اساسی از سلامت) در استان‌های ایران در دوره ۸۹-۱۳۸۱ با روش داده‌های ترکیبی انجام داده‌اند. نتایج بررسی نشان‌دهنده رابطه‌ای منفی بین مرگ‌ومیر و تولید ناخالص داخلی سرانه است. ضریب اثرات متقابل بیکاری و سطوح فعالیت اقتصادی نیز منفی شده، یعنی با افزایش GDP، رابطه بین بیکاری و مرگ‌ومیر منفی تر می شود (بیکاری بیشتر موجب مرگ و میر کمتر است). همچنین رابطه‌ای مثبت بین مرگ‌ومیر و شهرنشینی و نیز مرگ‌ومیر و آلودگی هوا وجود دارد.

۳. مدل و روش تحقیق

در این مطالعه به‌منظور بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر شاخص‌های سلامت در استان‌های ایران، از مدل کلی مطرح‌شده در مقالات استیونز و همکاران (۲۰۱۳) و ناگل و همکاران (۲۰۱۵) و به‌صورت زیر استفاده شده است:

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln(Health)_{it}} &= \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Ln(OPEN)_{it}} + \beta_2 \mathrm{Ln(GDPpc)_{it}} \\ &+ \beta_3 \mathrm{Ln(OPEN)_{it}} \times \mathrm{Ln(GDPpc)_{it}} \\ &+ \sum_{m=4}^{M+3} \beta_m \mathrm{Ln(Control)_{it}} + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad , \quad M \geq 1\end{aligned} \tag{۱}$$

که در رابطه فوق:

Ln: لگاریتم طبیعی؛

Health: شاخص اندازه‌گیری سلامت؛ در این مطالعه با توجه به در دسترس بودن داده‌ها از شاخص نرخ مرگ‌ومیر در هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت (MR) هر استان، به‌عنوان یک شاخص معکوس و اساسی از اندازه‌گیری سلامت استفاده شده است.

i: مقاطع (استان‌ها)؛ به‌علت عدم وجود داده‌های آماری، سه استان البرز، زنجان و خراسان شمالی از بین استان‌های مورد بررسی حذف شده‌اند.

t: دوره زمانی تحقیق (۱۳۸۱-۱۳۹۱)؛

β_0: عرض از مبدأ (اثر ثابت مقاطع)؛

OPEN: درجه بازبودن تجاری (سهم مجموع صادرات و واردات از GDP بر حسب درصد) استان‌ها، به‌عنوان شاخص آزادسازی تجاری؛

GDPpc: تولید ناخالص داخلی (درآمد) سرانه استان‌ها، به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ و بر حسب هزار ریال؛ درآمد یکی از مهم‌ترین عوامل خرد مؤثر بر سلامت بوده و معمولاً بین 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 با استانداردهای پایین زندگی، امکانات مالی کم برای تأمین مخارج بهداشتی، تغذیه ناکافی و تحصیلات پایین، که همه این موارد، می‌تواند موجب کاهش سلامتی افراد جامعه شوند. بنابراین، انتظار بر آن است که علامت ضریب برآوردی این متغیر، مثبت باشد؛ یعنی $\beta_2 > 0$.

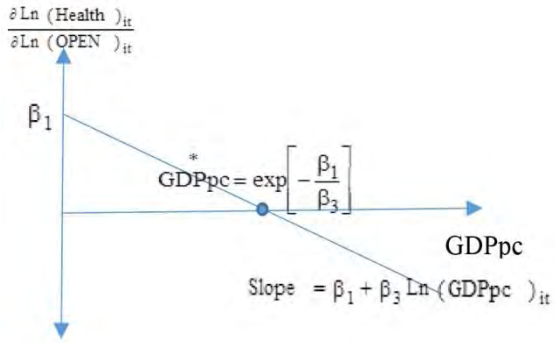
Ln(OPEN)×Ln(GDPpc): اثرات متقابل آزادسازی تجاری و درآمد سرانه؛ به این معنا که اثر آزادسازی تجاری بر وضعیت سلامت جامعه در سطوح مختلف توسعه و درآمد، متفاوت است. همان‌طور که استیونز و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه خود نشان می‌دهند، ممکن است کسب درآمد بیشتر در اثر آزادسازی تجاری، با ساعت کار طولانی، فشار روانی بیشتر، خواب کمتر و افزایش مصرف محصولات ناسالم همراه باشد؛ که تمام این موارد سبب کاهش سطح سلامت افراد جامعه می‌شوند. بنابراین، انتظار بر آن است که علامت ضریب برآوردی این متغیر، منفی باشد؛ یعنی $\beta_3 < 0$. با توجه به وجود اثرات متقابل در مدل تحقیق، می‌توان تأثیر آزادسازی تجاری بر سلامت را از رابطه زیر محاسبه کرد:

$$\frac{\partial \mathrm{Ln(Health)_{it}}}{\partial \mathrm{Ln(OPEN)_{it}}} = \beta_1 + \beta_3 \mathrm{Ln(GDPpc)_{it}} \qquad (۲)$$

بر اساس رابطه فوق، می‌توان گفت که اثرآزادسازی تجاری بر سطح سلامت، با توجه به علامت انتظاری اثرات متقاطع که منفی است، غیرخطی می‌باشد و با افزایش سطح درآمد سرانه، کاهش می‌یابد. در این حالت، نقطه‌ای که در آن، تغییر آزادسازی تجاری بر وضعیت سلامت بی‌اثر و پس از آن، حتی منفی می‌شود (با فرض اینکه $\beta_1 < 0$) را می‌توان به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$\frac{\partial \mathrm{Ln(Health)_{it}}}{\partial \mathrm{Ln(OPEN)_{it}}} = 0 \Leftrightarrow \beta_1 + \beta_3 \mathrm{Ln(GDPpc)_{it}} = 0 \Leftrightarrow (\mathrm{GDPpc})_{\mathrm{it}} = \exp\left[-\frac{\beta_1}{\beta_3}\right] \qquad (۳)$$

توصیف ساده‌ای از این توضیحات در شکل (۲) نشان داده شده است.



شکل ۲. اثرات فرضی آزادسازی تجاری بر سلامت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

M: تعداد متغیرهای کنترل (Control): متغیرهای کنترل مؤثر بر سلامت؛ سلامتی مفهومی چندبعدی است که در دنیای واقع تحت تأثیر طیف گسترده‌ای از تعیین‌کننده‌های محیطی، اجتماعی، زیستی و اقتصادی است که هر یک سهمی در توضیح تغییرات آن دارد. لذا تنها آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی نمی‌توانند تغییرات شاخص سلامت را توضیح دهند و به‌منظور افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل و همچنین جلوگیری از تورش تصریح مدل و با توجه به اصل قلت پارامترهای توضیحی و محدودیت‌های آماری از بین شاخص‌های مختلف، متغیرهای تعداد دانشجویان دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی (EDU) هر استان (به‌عنوان شاخص آموزش) و نرخ شهرنشینی (UR) (درصدی از کل جمعیت که در شهرها زندگی می‌کنند) به‌صورت متغیرهای کنترل و دیگر متغیرهای توضیحی به مدل اضافه شده است. این استدلال وجود دارد که افرادی که از تحصیلات برخوردارند، در خصوص اتخاذ سبک زندگی سالم، یافتن شغل مناسب و... تصمیمات درستی داشته باشند. بنابراین، انتظار بر آن است که علامت ضریب برآوردی این متغیر، مثبت باشد؛ یعنی $\beta_4 > 0$. به‌طور کلی در مورد تأثیر شهرنشینی بر وضعیت سلامت، دو دیدگاه وجود دارد. بر اساس دیدگاه نخست، گسترش شهرنشینی و افزایش جمعیت ساکن در نقاط استاندارد شهری، دسترسی به مراقبت‌های بهداشتی و ... را افزایش و باعث بهبود سلامت جامعه می‌شود. در مقابل، دیدگاه دوم معتقد است که گسترش شهرنشینی از طریق آلودگی هوا، استرس و بیماری‌های عصبی ناشی از تنش‌های شهرنشینی، تهدیدی برای سلامت می‌باشد. لذا در مورد علامت ضریب برآوردی این متغیر نمی‌توان از پیش قضاوت قطعی داشت.

μ_t: اثر ثابت زمان و ε_{it} جمله خطاء تصادفی؛ بر این اساس می‌توان گفت که مدل نهایی تحقیق به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} Ln(MR)_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 Ln(OPEN)_{it} + \beta_2 Ln(GDPpc)_{it} \\ & + \beta_3 [Ln(OPEN)_{it} \times Ln(GDPpc)_{it}] + \beta_4 Ln(ED)_{it} \\ & + \beta_5 Ln(UR)_{it} + \mu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (۴)$$

شایان ذکر است که چون شاخص اندازه‌گیری سلامت در این مطالعه، یک شاخص معکوس است، لذا با توجه به توضیحات ارائه‌شده قبلی، بایستی علامت ضرایب برآوردی β_2، β_3 و β_4، به‌ترتیب منفی، مثبت و منفی باشد. در مورد علامت ضرایب برآوردی β_1 و β_5 نیز نمی‌توان از پیش قضاوت قطعی داشت. همچنین، منبع داده‌های آماری کلیه متغیرهای تحقیق، مرکز آمار ایران می‌باشد.

الگوی موردنظر در این مقاله، به‌صورت یک معادله ترکیبی (پانل) است. اولین گام در اقتصادسنجی داده‌های پانلی، تشخیص استقلال مقطعی[1] بین داده‌ها است؛ زیرا وابستگی بین مقاطع می تواند در اثر عواملی همچون پیامدهای خارجی، ارتباط های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد (آقایی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۵۹). به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر: آزمون‌های بریوش و پاگان[2] (۱۹۸۰) و CD پسران[3] (۲۰۰۴) ارائه شده‌اند که در این مقاله، از آزمون CD پسران استفاده شده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. همچنین، بر خلاف روش بریوش و پاگان، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه نموده و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴). فرضیه صفر در آزمون CD پسران نشان‌دهنده عدم وجود وابستگی مقطعی، و برای پانل‌های متوازن آماره آزمون CD به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{P}_{ij} \right) \rightarrow N(0,1) \qquad (۵)$$

1. Cross- Sectional Independence
2. Breusch & Pagan
3. Pesaran's Cross- Sectional Dependence

که در آن، $\hat{P}_{ij}$ ضرایب همبستگی جفت جفت پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی $y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it}$ است. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در آن صورت، فرضیه صفر این آزمون رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد.

هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل رد نشد، می باید در گام بعد، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل توسط آزمون‌های ریشه‌واحد و هم‌انباشتگی آزمون شود. به این منظور، از آزمون ریشه‌واحد تعمیم‌یافته مقطعی ایم، پسران و شین (CIPS) (ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷)) و آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند[1] (۲۰۰۷) برای داده‌ها با وابستگی مقطعی، استفاده شده است. در این آزمون‌ها، فرضیه صفر به‌ترتیب، نشان‌دهنده وجود ریشه واحد (نامانایی) و عدم هم‌انباشتگی است. در گام آخر نیز می باید مدل، برآورد شود.

در صورت عدم رد وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل، نمی‌توان از روش‌های معمول برآورد مدل در داده‌های ترکیبی، استفاده کرد. در این راستا، بای و همکاران[2] (۲۰۰۹) برآوردگری به نام به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده[3] (Cup-FM) را برای داده‌های پانلی که در آنها مشکل وابستگی مقطعی وجود دارد، بر مبنای برآوردگر حداقل مربعات کاملاً تعدیل‌شده[4] (FMOLS) پیشنهاد داده‌اند. این برآوردگر همانند برآوردگر FMOLS، نسبت به اریب خودهمبستگی پیاپی و اریب درونزایی مقاوم، و علاوه بر این، نسبت به مانایی و نامانایی متغیرهای توضیحی بی‌تفاوت است. به‌منظور معرفی این برآوردگر، فرض می‌کنیم یک الگوی پانل به‌صورت زیر وجود داشته باشد:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + e_{it} \qquad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \quad x_{it} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

که در این رابطه، y_{it}: متغیر وابسته، x_{it}: مجموعه‌ای از k متغیر توضیحی نامانا، β: یک بردار $k \times 1$ بعدی از پارامترهای شیب و e_{it}: جمله اخلال معادله رگرسیون است. برآوردگر حداقل مربعات تلفیقی برای بردار پارامترهای β به‌صورت زیر ارائه می‌شود (بای و همکاران، ۲۰۰۹: ۸۹):

$$\hat{\beta}_{LS} = \left(\sum_{i=1}^{n} \sum_{t=1}^{T} \acute{x}_{it} x_{it} \right)^{-1} \sum_{i=1}^{n} \sum_{t=1}^{T} x_{it}\, y_{it} \qquad (۷)$$

1. Westerlund
2. Bai, *et al.*
3. Continuously-updated and Fully-Modified
4. Fully Modified Ordinary Least Squares

بر اساس تحلیل فیلیپس و هانسن[1] (۱۹۹۰) توزیع حدی این برآوردگر به‌دلیل اریب به‌وجود آمده بین e_{it} و ε_{it} از صفر فاصله می‌گیرد، مگر در شرایطی‌که x_{it} به‌طور اکید برونزا باشد. در این راستا می‌توان به‌منظور دستیابی به سازگاری بلندمدت و توزیع نرمال مجانبی یک برآوردگر FMOLS را به روش فیلیپس و هانسن برای داده‌های پانلی ارائه داد (همان: ۸۳). از طرفی، فرض استقلال مقطعی در مطالعات سری زمانی اقتصادی بسیار محدودکننده و به‌سختی قابل توجیه است. بای و همکاران (۲۰۰۹) برای در نظر گرفتن بحث وابستگی مقطعی، فرض نموده‌اند که جمله خطای معادله و رگرسیون از الگوی عاملی رابطه زیر تبعیت می‌کند:

$$e_{it} = \acute{\lambda}_{it} F_t + u_{it} \qquad (۸)$$

که در آن، F_t یک بردار $r \times 1$ از عوامل مشترک غیرقابل مشاهده و λ_i یک بردار$r \times 1$ از وزن‌های عاملی است؛ بنابراین الگوی پانلی رابطه (۶) را می‌توان در این حالت به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + \acute{\lambda}_{it} F_t + u_{it} \qquad (۹)$$

جدا نمودن F_t از جزء اخلال و وارد نمودن آن به تابع رگرسیون باعث بهبود تخمین‌ها می‌شود؛ زیرا اگر برخی از اجزای x_{it} مانا بوده و F_t با x_{it} همبسته باشد، با در نظر گرفتن F_t به‌عنوان جزئی از جمله اخلال، برآورد β ناسازگار خواهد بود. با توجه به مطالب فوق، برآوردگر Cup-FM که برآوردی سازگار از ضرایب معادله ارائه می‌کند؛ به‌صورت زیر معرفی و تعریف شده است:

$$\hat{\beta}_{Cup-FM} = \left[\sum_{i=1}^{N} \acute{x}_i M_{\hat{F}} x_{it}\right]^{-1} \sum_{i=1}^{n} (\acute{x}_i M_{\hat{F}} y_i{}^{+} - T(\hat{\Delta}^{+}_{\varepsilon ui} - \hat{\delta}_i \hat{\Delta}^{+}_{\eta u})) \qquad (۱۰)$$

$$\hat{F}V_{nt} = \left[\frac{1}{nT^2}\sum_{i=1}^{n} (y_i - x_i\hat{\beta}_{Cup-FM})(y_i - x_i\hat{\beta}_{Cup-FM})'\right]$$

در دو معادله فوق، $\bar{\Delta}$ عملگر ماتریس کواریانس یک‌طرفه، V_{nt} ماتریس قطری از r تا از بزرگ‌ترین مقادیر ویژه ماتریس داخل براکت است که به‌صورت کاهنده مرتب شده‌اند و متغیرهای x_i،F، $y_i{}^{+}$ و ui نماینده بردارهای زیر هستند:

$$y_i{}^{+} = \begin{bmatrix} y_{i1}{}^{+} \\ y_{i2}{}^{+} \\ \vdots \\ y_{iT}{}^{+} \end{bmatrix},\ x_i{}^{+} = \begin{bmatrix} \acute{x}_{i1}{}^{+} \\ \acute{x}_{i2}{}^{+} \\ \vdots \\ \acute{x}_{iT}{}^{+} \end{bmatrix},\ F = \begin{bmatrix} \acute{F}_1 \\ \acute{F}_2 \\ \vdots \\ \acute{F}_T \end{bmatrix},\ u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \qquad (۱۱)$$

1. Phillips & Hansen

متغیر η نیز جمله اخلال فرایند خودتوضیح F_t و با فرض نامانایی F_t و به‌صورت زیر معرفی شده است (همان: ۸۶):

$$F_t = F_{t-1} + \eta_t \qquad (۱۲)$$

همچنین، فرض می‌شود که رابطه $u_{it} = a_i\eta_t + b_{it}$ بین جملات اخلال (خطا) دو معادله (۸) و (۱۲) برقرار باشد. به این ترتیب، در این مطالعه به‌منظور تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی، از نرم‌افزارهای STATA و GAUSS استفاده شده است.

۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج

نخستین گام درتخمین داده‌های پانل، انجام آزمون وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل می باشد. به این منظور، از آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) استفاده شده و نتیجه آن در جدول (۱) آمده و باتوجه به مقادیر بحرانی این آزمون که از توزیع نرمال برخوردار بوده، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی در سطح ۱ درصد رد شده و وجود وابستگی مقطعی قوی بین متغیرهای مدل، نتیجه گرفته شده است.

جدول ۱. نتیجه آزمون وابستگی مقطعی CD پسران (۲۰۰۴)

مقدار آماره آزمون	مقادیر بحرانی در سطوح احتمال مختلف			نتیجه
	۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد	
-۳/۰۵۵	-۱/۶۴	-۱/۹۶	-۲/۵۷	عدم رد وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل

مأخذ: محاسبات تحقیق.

با توجه به وجود وابستگی مقطعی در مدل، از آماره CIPS پسران (۲۰۰۷) برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون برای تمام متغیرها، یک‌بار با وجود عرض ازمبدأ (C) و یک‌بار با وجود عرض از مبدأ و روند زمانی (C+T) در سطح و با یک تفاضل در جدول (۲) آمده است. بر اساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷: ۲۸۱-۲۸۰) در قسمت پایین جدول (۲)، نتیجه می‌گیریم تمام متغیرها درسطح نامانا هستند (درسطح۱۰درصد)، اما با یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند و از درجه مانایی واحد، یعنی I(1) برخوردارند.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)

متغیر	مقدار آماره CIPS				درجه مانایی
	سطح		تفاضل مرتبه اول		
	C	C+T	C	C+T	
Ln(MR)	-۱/۸۲۱	-۲/۰۴۲	-۳/۶۳۸	-۴/۴۹۶	I(1)
Ln(OPEN)	-۲/۰۶۱	-۲/۱۸۴	-۳/۸۹۵	-۴/۸۸۱	I(1)
Ln(GDPpc)	-۰/۷۷۲	-۱/۴۵۴	-۲/۹۴۲	-۳/۲۲۵	I(1)
Ln(OPEN)×Ln(GDPpc)	-۰/۴۱۸	-۰/۶۱۲	-۲/۷۲۶	-۳/۰۵۱	I(1)
Ln(ED)	-۱/۰۹۱	-۱/۳۱۴	-۲/۹۷۱	-۳/۶۶۸	I(1)
Ln(UR)	-۱/۵۵۲	-۱/۸۱۸	-۳/۲۱۴	-۴/۱۱۶	I(1)

مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) درسطوح مختلف

حالت	۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
C	-۲/۵۱	-۲/۲۵	-۲/۱۲
C+T	-۳/۳۰	-۲/۹۴	-۲/۷۴

مأخذ: مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران، از جدول ارائه شده توسط پسران (۲۰۰۷: ۲۸۱-۲۸۰) و سایر نتایج بر اساس محاسبات تحقیق

با توجه به‌وجود وابستگی مقطعی در مدل مورد بررسی و همچنین نتایج آزمون ریشه واحد و اینکه تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه هم‌انباشته از مرتبه اول هستند، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) بررسی، و نتایج این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول (مقدار آماره و سطح احتمال محاسبه شده) می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی‌بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه G_τ و دو آماره پانل P_τ و P_α در سطح ۱ درصد رد می‌شود. ستون سوم جدول (۳) مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلاند (۲۰۰۷) را که به‌وسیله روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به‌دست آمده است، نشان می‌دهد. بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس دو آماره میانگین گروه G_τ و G_α و دو آماره پانل P_τ و P_α در مدل رد می‌شود.

جدول (۳). نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند (۲۰۰۷)

نوع آماره	مقدار آماره	احتمال	احتمال قوی
G_τ	-۳/۴۵۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
G_α	-۶/۷۱۲	۰/۹۴۵	۰/۰۰۲
P_τ	-۲۶/۵۱۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
P_α	-۱۰/۸۱۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

* طول وقفه بهینه با استفاده از معیار آکائیک (AIC) و بر اساس جای‌گذاری در تعیین طول پنجره Bartlett-kernel تعیین، و تعداد بوت‌استرپ‌ها نیز برای تعیین ارزش احتمال بوت‌استرپ‌شده که باعث حذف اثرات مقطعی در داده‌های پانل می‌شوند، ۴۰۰ در نظر گرفته شده است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

بعد از عدم رد هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب، می‌توان مدل را برآورد کرد. همان‌طور که قبلاً نیز توضیح داده شد، به‌دلیل وابستگی مقطعی در مدل تحقیق، به‌منظور برآورد ضرایب بلندمدت از روش Cup-FM استفاده شده و نتایج این برآورد در رابطه (۱۳) آمده است.[۱] بر اساس این رابطه، علامت جبری ضرایب برآوردی با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در تخمین رابطه بلندمدت برآورده می‌کنند. مقدار آماره t نیز نشان می‌دهد که کلیه ضرایب برآوردی در بلندمدت در سطح اطمینان ۱۰ درصد معنادار می‌باشند؛ لذا ضرایب تخمینی قابلیت لازم برای تحلیل و تفسیر را دارند.

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln(MR)_{it}} = \alpha_i &+ \underset{(-4.462)}{-0.188}\mathrm{Ln(OPEN)_{it}} + \underset{(-2.81)}{-0.341}\mathrm{Ln(GDPpc)_{it}} \\ &+ \underset{(2.21)}{0.016}[\mathrm{Ln(OPEN)_{it}} \times \mathrm{Ln(GDPpc)_{it}}] \\ &+ \underset{(-3.64)}{-0.515}\mathrm{Ln(EDU)_{it}} + \underset{(-1.925)}{-0.125}\mathrm{Ln(UR)_{it}}\end{aligned} \qquad (۱۳)$$

ضریب شاخص آزادسازی تجاری (OPEN) به‌عنوان موضوع اصلی این تحقیق منفی و معنادار است. بر این اساس می‌توان گفت که آزادسازی تجاری با ارتقای خدمات بهداشتی و درمانی، منجر به رفع موانع و آسیب های بهداشتی شده و از این طریق با کاهش نرخ مرگ‌ومیر به بهبود وضعیت سلامت در استان‌های کشور انجامیده است.

۱. در نرم‌افزار GAUSS مقدار عرض از مبدأ در روش Cup-FM به‌طور خودکار ارائه نمی‌شود. به هر حال این ضریب، اهمیت آماری چندانی ندارد و در صورت لزوم، می‌توان آن‌را به‌صورت دستی و جای‌گذاری در معادله رگرسیونی تحقیق محاسبه کرد. در ضمن اعداد داخل پرانتز در رابطه (۱۰) نشان‌دهنده مقدار آماره t است.

نتیجه به‌دست‌آمده مبنی‌بر تأثیر مثبت آزادسازی تجاری بر شاخص سلامت، با نتایج مطالعاتی نظیر: اون و وو (۲۰۰۷)، تی‌سای (۲۰۰۷)، ولاندر و همکاران (۲۰۱۴)، هرزر (۲۰۱۵) و لین و همکاران (۲۰۱۵) همسویی نزدیکی دارد. به‌منظور تشریح کمی میزان اثرگذاری آزادسازی تجاری بر نرخ مرگ‌ومیر استان‌های کشور، با مشتق‌گیری از رابطه (۱۳) خواهیم داشت:

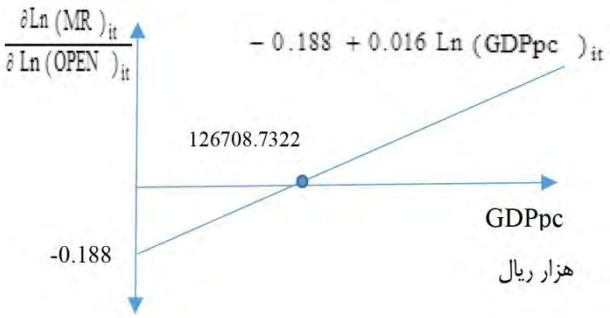
$$\frac{\partial \mathrm{Ln(MR)_{it}}}{\partial \mathrm{Ln(OPEN)_{it}}} = -0.188 + 0.016\mathrm{Ln(GDPpc)_{it}} \qquad (۱۴)$$

بر اساس رابطه فوق، میزان اثرپذیری نرخ مرگ‌ومیر (شاخص سلامت) در استان‌های کشور از آزادسازی تجاری، به سطح درآمد سرانه وابسته است و با افزایش سطح درآمد سرانه، میزان تأثیر منفی آزادسازی تجاری بر نرخ مرگ‌ومیر و یا به‌عبارت دیگر، میزان اثرگذاری مثبت آزادسازی تجاری بر شاخص سلامت، کاهش می‌یابد. همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد، کسب درآمد بیشتر در اثر آزادسازی تجاری، به‌طور معمول با ساعت کار طولانی، فشار روانی بیشتر، خواب کم و افزایش مصرف محصولات ناسالم همراه است؛ که تمام این موارد سبب کاهش سطح سلامت افراد جامعه می‌شود. بنابراین نتیجه به‌دست‌آمده، قابل قبول و مطابق انتظار است و با نتایج مطالعات استیونز و همکاران (۲۰۱۳) و ناگل و همکاران (۲۰۱۵) همسو می‌باشد.

با توجه به رابطه (۱۴) می‌توان نقطه‌ای را که در آن تغییر آزادسازی تجاری بر وضعیت سلامت بی‌اثر و پس از آن حتی منفی می‌شود، می‌توان به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathrm{Ln(MR)_{it}}}{\partial \mathrm{Ln(OPEN)_{it}}} = 0 &\Leftrightarrow -0.188 + 0.016\mathrm{Ln(GDPpc)_{it}} = 0 \\ &\Leftrightarrow (\mathrm{GDPpc})_{\mathrm{it}} = \exp\left[-\frac{-0.188}{0.016}\right] = 126708.7322 \end{aligned} \qquad (۱۵)$$

با توجه به اینکه طی دوره مورد بررسی تحقیق، مقدار تولید ناخالص داخلی سرانه در بسیاری از استان‌ها طی سال‌های مختلف از مقدار محاسبه‌شده فوق (بر حسب هزار ریال) کمتر است، می‌توان گفت که آزادسازی تجاری بر نرخ مرگ‌ومیر، در کل منفی بوده و شاخص سلامت را بهبود بخشیده، اما به هر حال با افزایش سطح درآمد سرانه استان‌های کشور، این اثرگذاری مثبت بر شاخص سلامت کاهش یافته، که توصیف ساده‌ای از این توضیحات در شکل (۳) نشان داده شده است.



شکل (۳): اثرات آزادسازی تجاری بر نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های ایران
مأخذ: یافته‌های تحقیق

ضریب تولید ناخالص داخلی (درآمد) سرانه (GDPpc) منفی و معنادار است. این نتیجه (مبنی‌بر اثر مثبت درآمد بر شاخص سلامت) با نتایج بسیاری از مطالعات مانند جهانگرد و علی‌زاده (۱۳۸۸)، سلاطین و محمدی (۱۳۹۴)، غفاری گولک و همکاران (۱۳۹۵)، استیونز و همکاران (۲۰۱۳)، ناگل و همکاران (۲۰۱۵) و برنز و همکاران (۲۰۱۷) همسو است. این متغیر به‌عنوان شاخصی از وضعیت اقتصادی افراد در مدل وارد شده است و منفی‌بودن ضریب آن به این معنا است که هر چه سطح درآمد بالاتر باشد، دسترسی به امکانات سلامتی و پزشکی بیشتر بوده و بنابراین مرگ‌ومیر کم‌تر خواهد بود و بالعکس با کاهش درآمد، مردم به‌نوعی کالاها و خدمات کمتری از جمله خدمات سلامتی خریداری می‌نمایند. افزایش سوءتغذیه، نرخ جرم و جنایت بالاتر، افزایش نرخ خودکشی، بدترشدن سلامت روانی و جسمانی و تضعیف زیرساخت‌های سلامت عمومی را می‌توان از پیامدهای منفی دیگر پایین‌بودن درآمد دانست.

ضریب متغیر تعداد دانشجویان دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی (ED)، به‌عنوان شاخص آموزش منفی و معنادار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر در بلندمدت (با فرض ثبات سایر متغیرها)، نرخ مرگ‌ومیر در هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت، حدود ۰/۵۲ درصد در استان‌های کشور کاهش می‌یابد. کودکانی که از آموزش مناسب برخوردارند، به احتمال فراوان انتخاب‌های سالم‌تری را برای زندگی در بزرگسالی در مواردی نظیر: عادات غذایی، رعایت بهداشت فردی، استفاده از الکل و دخانیات و میزان ورزش خواهند داشت و از سوی دیگر نیز، آموزش و تحصیلات، امکان اشتغال و کسب درآمد بیشتری را برای افراد فراهم می‌کند و از این طریق می‌تواند بر سطح بهداشت اثرگذار باشد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی‌بر اثر مثبت آموزش بر شاخص سلامت، با نتایج

مطالعات متعددی نظیر جهانگرد و علی‌زاده (۱۳۸۸)، سلاطین و محمدی (۱۳۹۴)، استیونز و همکاران (۲۰۱۳)، ناگل و همکاران (۲۰۱۵) و برنز و همکاران (۲۰۱۷) همسو می‌باشد.

ضریب متغیر درجه شهرنشینی (UR) منفی و معنادار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر در بلندمدت (با فرض ثبات سایر متغیرها)، نرخ مرگ‌ومیر در هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت، حدود ۰/۱۳ درصد در استان‌های کشور کاهش می‌یابد. همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد، در مورد تأثیر شهرنشینی بر وضعیت سلامت، دو دیدگاه وجود دارد. بر اساس دیدگاه نخست، گسترش شهرنشینی و افزایش جمعیت ساکن در نقاط استاندارد شهری، دسترسی به مراقبت های بهداشتی و... را افزایش و باعث بهبود سلامت جامعه می شود. در مقابل، دیدگاه دوم معتقد است که گسترش شهرنشینی از طریق آلودگی هوا، استرس و بیماری های عصبی ناشی از تنش های شهرنشینی، تهدیدی برای سلامت می‌باشد. نتایج این مطالعه، دیدگاه اول را تأیید می‌کند و با نتایج مطالعه جهانگرد و علی‌زاده (۱۳۸۸) همسو و با نتایج مطالعه غفاری گولک و همکاران (۱۳۹۵) مغایر است.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

یکی از چالش‌های اساسی در حوزه سلامت، موضوع تجارت سلامت و پاسخ به این سؤال است که آیا آزادسازی تجاری برای بخش سلامت مفید است یا نه؟ در این راستا، تحقیق حاضر با استفاده از داده‌های پانل استان‌های کشور و با بهره‌گیری از ابزار اقتصادسنجی، به بررسی ارتباط بین آزادسازی تجاری و نرخ مرگ‌ومیر پرداخته است. به این منظور از متغیرهای نرخ مرگ‌ومیر در هر ۱۰۰۰ نفر (شاخص معکوس سلامت)، درجه بازبودن تجاری (شاخص آزادسازی تجاری)، درآمد سرانه، اثر متقابل آزادسازی تجاری و درآمد سرانه و دو متغیر کنترل تعداد دانشجویان دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی (به‌عنوان شاخص آموزش) و نرخ شهرنشینی در قالب یک مدل پانل‌دیتا استفاده شده است.

پس از تأیید وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل و بررسی مانایی متغیرها توسط آزمون ریشه‌واحد CIPS پسران (۲۰۰۷)، وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل توسط آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند (۲۰۰۷) تأیید شده، سپس به‌منظور به‌دست‌آوردن رابطه بلندمدت، برآوردگری به نام به‌روزرسانی مکرر و کاملاً

تعدیل‌شده (Cup-FM) به کار رفته، و نتایج نشان می‌دهد، اثر آزادسازی تجاری بر نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های کشور منفی است. به‌عبارت دیگر، آزادسازی تجاری منجر به بهبود وضعیت سلامت در استان‌های کشور می‌شود. ضریب متقابل آزادسازی تجاری و درآمد سرانه نیز نشان می‌دهد که اثر مثبت آزادسازی تجاری بر وضعیت سلامت استان‌های کشور با افزایش سطح درآمد، کاهش می‌یابد.

نتایج دیگر این تحقیق حاکی از اثر منفی و معنادار درآمد سرانه، تحصیلات و نرخ شهرشینی بر نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های ایران بوده، و بر اساس این نتایج، می‌توان نتیجه گرفت که اعمال آزادسازی تجاری در ایران باعث کاهش نرخ مرگ‌ومیر در استان‌ها و در نتیجه بهبود وضعیت سلامت آنها شده است. در این راستا، برنامه‌ریزی در جهت گسترش جهانی شدن و حرکت از سمت اقتصاد بسته به سمت یک اقتصاد باز در جهت گسترش تجارت خدمات سلامت، به منظور ارتقای نظام سلامت در ایران، مهمترین پیشنهاد و توصیه سیاستی این تحقیق است.

همچنین، پیشنهاد می‌شود که مراکز و سازمان‌های متولی امر سلامت و بهداشت، از دستاوردهای علمی و فناوری نوین در حوزه سلامت و درمان که در جهان مورد استفاده قرار می گیرند، بهره ببرند تا بتوانند به رفع موانع و آسیب‌های بهداشتی و ارتقای سطح سلامت جامعه بپردازند.

منابع

- آقایی، مجید؛ قنبری، علی؛ عاقلی، لطفعلی و حسین صادقی. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران با استفاده از مدل هم انباشتگی و تصحیح خطای پانل چند متغیره. *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، شماره ۹: ۱۸۵-۱۴۸.
- اخوان بهبهانی، علی. (۱۳۸۳). جهانی‌شدن و سلامت. *فصلنامه مجلس و راهبرد*. شماره ۴۳: ۳۰۶-۲۸۳.
- تورانی، سوگند؛ طبیبی، جمال‌الدین؛ توفیقی، شهرام و نسرین شعربافچی‌زاده. (۱۳۹۰). تجارت بین‌المللی خدمات سلامت در کشورهای منتخب آسه‌آن، چالش‌ها و فرصت‌ها. *مدیریت اطلاعات سلامت*. شماره ۴: ۴۶۸-۴۵۳.

- حضارمقدم، نسرین؛ سحابی، بهرام؛ احمدی، علی‌محمد و وحید محمودی. (۱۳۹۴). بررسی اثر جهانی‌شدن بر شاخص‌های سلامت. *فصلنامه مطالعات راهبردی جهانی‌شدن*. شماره ۱۶: ۲۳۶-۱۹۹.
- جهانگرد، اسفندیار و ناصرالدین علی‌زاده. (۱۳۸۸). .برآورد عوامل اقتصادی - اجتماعی مؤثر بر تابع تولید سلامتی در استان‌های ایران. *فصلنامه نامه اقتصادی*، شماره ۷۵: ۱۰۶-۸۵.
- سلاطین، پروانه و سمانه محمدی. (۱۳۹۴). بررسی عوامل مؤثر بر سلامت در استان‌های ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*. شماره ۶۴: ۲۰۷-۱۷۷.
- شریفی رنانی، حسین؛ شعاعی، فروغ؛ میرفتاح، مریم و محمدرضا توکل‌نیا. (۱۳۹۲). بررسی تأثیرات آزادسازی اقتصادی بر شاخص‌های کلان اقتصادی در ایران: با تأکید بر آزادسازی تجاری. *فصلنامه مطالعات راهبردی سیاستگذاری عمومی*. شماره ۱۰: ۵۸-۲۹.
- طاهری بازخانه، صالح؛ کریم‌زاده، مصطفی و حسن تحصیلی. (۱۳۹۴). .بررسی عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر امید به زندگی در ایران. *مجله اقتصادی (دوماهنامه بررسی مسائل و سیاستهای اقتصادی)*، شماره ۱ و ۲: ۹۴-۷۷.
- فطرس، محمدحسن؛ اکبری شهرستانی، فاطمه و محمد میرزایی. (۱۳۹۱). بررسی اثر آزادی اقتصادی بر امید به زندگی (مطالعه کشورهای منتخب، شامل ایران، با رویکرد داده‌های تلفیقی). *فصلنامه راهبرد اقتصادی*. شماره ۳: ۱۹۳-۱۶۹.
- غفاری گولک، مرضیه؛ عاقلی، لطفعلی؛ ناصری، علی‌رضا و حسین صادقی. (۱۳۹۵). اثرات ادوار تجاری بر نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های ایران. *فصلنامه سیاست‌گذاری اقتصادی*، شماره ۱۶: ۱۱۰-۸۵.
- گل‌خندان، ابوالقاسم و مهدی رستمی. (۱۳۹۵). جهانی‌شدن؛ فرصت یا تهدیدی برای سلامت؟ (مورد کاوی ایران). *فصلنامه مدیریت بهداشت و درمان*. شماره ۱: ۸۱-۹۵.
- Alam, M. S., Raza, S. A., Shahbaz, M., & Abbas, Q. (2016). Accounting for contribution of trade openness and foreign direct investment in life expectancy: The long-run and short-run analysis in Pakistan. *Social Indicators Research*, *129*(3), 1155-1170.

- Bai, J., Kao, C., & Ng, S. (2009). Panel cointegration with global stochastic trends. *Journal of Econometrics*, *149*(1), 82-99.
- Bergh, A., & Nilsson, T. (2009). Good for living? On the relationship between globalization and life expectancy. *World Development*, *38*(9), 1191-1203.
- Bezuneh, M. & Z. Yiheyis. (2014). Has Trade liberalization improved food availability in developing countries? An empirical analysis. *Journal of Economic Development*, 39(1), 63-78.
- Blouin, C., Chopra, M., & van der Hoeven, R. (2009). Trade and social determinants of health. *The Lancet*, *373*, 502-507.
- Blouin, C., Lethridge, J., Singh, D., Smith, R., & Warner, D. (2006). Trade in health services under the four modes of supply: a review of current trends and policy issues. In: Blouin C., Drager N., Smith R., Editors. International trade in health services and the GATS: current issues and debates. Washington (DC): World Bank Publications: 203-208.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, *47*(1), 239-253.
- Burns, D. K., Jones, A. P., Goryakin, Y., & Suhrcke, M. (2017). Is foreign direct investment good for health in low and middle-income countries? An instrumental variable approach. *Social Science & Medicine*, *181*, 74-82.
- Bussmann, M. (2009). The effect of trade openness on women's welfare and work life. *World Development*, *37*(6), 1027-1038.
- Chanda, R. (2002). Trade in health services. *Bulletin of the World Health Organization*, *80*(2), 158-163.
- Deaton, A. (2004). *Health in an Age of Globalization* (No. w10669). National Bureau of Economic Research.
- Halicioglu, F. (2011). Modeling life expectancy in Turkey. *Economic Modelling*, *28*(5), 2075-2082.
- Hawkes, C. (2007). Globalization, food and nutrition transitions. Geneva, Switzerland: Institution of Population Health. WHO Commission on Social Determinants of Health.

- Herzer, D. (2015). The long-run effect of trade on life expectancy in the United States: an empirical note. *Applied Economics Letters*, *22*(5), 416-420.
- Kawachi, I., & Wamala, S. (2006). *Globalization and health*. Oxford University Press.
- Levine, D.I. & D. Rothman. (2006). Does trade affect child health?. *Journal of Health Economics*, 25(3), 538-554.
- Lin, F., Sim, N. C., & Pham, N. (2015). Child Mortality in the LDCs: The Role of Trade, Institutions and Environmental Quality.
- Mortensen, J. (2008). *International trade in health services-assessing the trade and the trade-offs* (No. 2008: 11). DIIS working paper.
- Nagel, K., Herzer, D., & Nunnenkamp, P. (2015). How Does FDI Affect Health?. *International Economic Journal*, *29*(4), 655-679.
- Ovaska, T., & Takashima, R. (2006). Economic policy and the level of self-perceived well-being: An international comparison. *The Journal of Socio-Economics*, *35*(2), 308-325.
- Owen, A. L., & Wu, S. (2007). Is trade good for your health?. *Review of International Economics*, *15*(4), 660-682.
- Papageorgiou, C., Savvides, A., & Zachariadis, M. (2007). International medical technology diffusion. *Journal of International Economics*, *72*(2), 409-427.
- Romer, P. (1989). Endogenous technological change. Working paper No. 3210, National Bureau of Economic Research.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. IMF Working Paper.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, *22*(2), 265-312.
- Phillips, P. C., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, *57*(1), 99-125.

- Smith, R. D. (2004). Foreign direct investment and trade in health services: a review of the literature. *Social Science & Medicine*, *59*(11), 2313-2323.
- Smith, R. D., Chanda, R., & Tangcharoensathien, V. (2009). Trade in health-related services. *The Lancet*, *373*, 593-601.
- Stark, O. (2004). Rethinking the brain drain. *World Development*, *32*(1), 15-22.
- Stevens, P., Urbach, J., & Wills, G. (2013). Healthy trade: The relationship between open trade and health. *Foreign Trade Review*, *48*(1), 125-135.
- Stroup, M. D. (2007). Economic freedom, democracy, and the quality of life. *World Development*, *35*(1), 52-66.
- Tsai, M. C. (2007). Does globali zation affect human well-being?. *Social Indicators Research*, *81*(1), 103-126.
- Wei, S. J., & Wu, Y. (2002). The life-and-death implications of globalization. IMF Working Paper.
- Welander, A., Lyttkens, C. H., & Nilsson, T. (2014). Globalization and Child Health in Developing Countries: The Role of Democracy. IFN Working Paper, No. 1016.
- WHO. (2001). Globalization-How Healthy?. *Bulletin of the World Health Organization*, 79, 902-903.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *69*(6), 709-748.

پرتال جامع علوم انسانی