اقتصاد و تجارت نوین، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
فصل‌نامهٔ علمی ـ پژوهشی، سال سیزدهم، شمارهٔ سوم، پاییز ۱۳۹۷، ۹۷– ۱۲۳

تأثیر بازبودن تجاری در شاخص‌های سلامت در کشورهای عضو OIC

ابوالقاسم گل‌خندان*
آزاده احمدی‌منش**

چکیده

بخش سلامت، باوجود عمومی‌بودن و طبیعت غیرتجاری‌اش، به‌میزان قابل‌توجهی تحت‌تأثیر بازبودن تجاری قرار گرفته است. بر این اساس، تحقیق حاضر با استفاده از داده‌های پانل کشورهای عضو سازمان همکاری کشورهای اسلامی (OIC) طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱٤ ارتباط بازبودن تجاری و شاخص‌های سلامت را بررسی کرده است. به این منظور، از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی و برآوردگر به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM) استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که بازبودن تجاری اثر مثبت و معناداری بر شاخص‌های سلامت در کشورهای OIC داشته است. بنابراین، حرکت به‌سمت اقتصاد باز می‌تواند بر ارتقای سلامت کشورهای موردمطالعه مؤثر باشد. هم‌چنین، نتایج حاکی از آن است که تعامل بین آزادسازی تجاری و درآمد سرانه منفی و معنادار است و بیان‌گر این حقیقت است که بخشی از اثر آزادسازی تجاری بر شاخص‌های سلامت در کشورهای عضو OIC با افزایش درآمد سرانه کاهش می‌یابد.

کلیدواژه‌ها: بازبودن تجاری، سلامت، کشورهای عضو OIC، وابستگی مقطعی، به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM).

طبقه‌بندی JEL: I10 ،F10.

---

* دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه لرستان (نویسندهٔ مسئول)، golkhandana@gmail.com
** کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه مازندران، aziahmadi.mnsh@gmail.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۳/۱۸، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۷/۲۲

۱. مقدمه

یکی از چالش‌های اساسی در حوزهٔ سلامت پاسخ به این سؤال است که آیا بازبودن تجاری برای بخش سلامت مفید است یا نه؟ چراکه بخش سلامت باوجود عمومی‌بودن و طبیعت غیرتجاری‌اش به‌میزان قابل‌توجهی تحت‌تأثیر جهانی‌شدن اقتصادی و بازبودن تجاری قرار گرفته است. بازبودن تجاری به‌واسطهٔ برداشته‌شدن مرزهای گمرکی، ایجادشدن بازارهای مشترک، رشد و توزیع درآمد، و ... می‌تواند به‌طور مستقیم در سلامت تأثیرگذار باشد؛ علاوه‌برآن، آزادسازی تجاری به‌واسطهٔ عواملی هم‌چون تأثیر در فرهنگ و آداب‌ورسوم در عرصهٔ سلامت تأثیرگذار است (اخوان بهبهانی ۱۳۸۳).

دیدگاه‌های متفاوتی درزمینهٔ آثار جهانی‌شدن و بازبودن تجاری بر سلامت افراد جامعه وجود دارد. برخی به این پدیده به‌منزلهٔ یک گام نهایی در تخریب سیستم‌های سلامت ملی می‌نگرند؛ درحالی‌که گروهی دیگر آن را به‌منزلهٔ ابزاری برای توسعه و گسترش دامنه و کیفیت خدمات سلامت به جامعهٔ تحت‌پوشش بررسی می‌کنند. به‌هرروی، جهانی‌شدن و آزادسازی تجارت در بخش سلامت (مانند دیگر بخش‌های جامعه) در حال روی‌دادن است و همین موضوع پتانسیل ایجادکردن چالش‌ها و فرصت‌های جدیدی برای کشورهای دنیا فراهم آورده است. پیوستن به این جریان باید با ارزیابی‌های دقیق و کارشناسانه و با مطالعهٔ تجربیات دیگر کشورها و تحلیل موقعیت آن‌ها و به‌صورت گام‌به‌گام در بخش سلامت و بهداشت انجام شود (Smith et al. 2009).

بر این اساس، سعی شده است با استفاده از آخرین آمار و اطلاعات موجود درزمینهٔ بازبودن تجاری و سلامت بررسی دقیقی در حوزهٔ یادشده برای کشورهای عضو سازمان همکاری کشورهای اسلامی (Organization of Islamic Conference/ OIC) انجام شود. علت اصلی انتخاب کشورهای عضو OIC آن است که کشورهای عضو این سازمان باوجود تلاش‌های بسیار، هنوز به توفیق‌های قابل‌قبولی در بخش سلامت دست نیافته‌اند و وضعیت سلامتی در این کشورها در مقایسه با متوسط جهانی در موقعیت پایین‌تری قرار دارد (World Health Organization 2010). سازمان بهداشت جهانی (WHO 2010) در گزارش خود آماری گسترده از بسیاری از شاخص‌های سلامت، نظیر کمبود وزن کودکان زیر پنج سال، نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال، نرخ مرگ‌ومیر مادران، میزان تولد توسط پرسنل بهداشتی ماهر، میزان شیوع HIV در بزرگ‌سالان، و ... برای تک‌تک کشورهای دنیا ارائه کرده است. مروری گذرا بر این شاخص‌ها نشان‌دهندهٔ پایین‌بودن نسبی وضعیت سلامت در

کشورهای OIC در مقایسه با دیگر کشورهاست. علاقه‌مندان برای آگاهی بیش‌تر در این زمینه می‌توانند به گزارش سازمان بهداشت جهانی مراجعه کنند. بنابراین، بررسی عوامل مؤثر بر شاخص‌های سلامت در این کشورها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. به این منظور، از متغیرهای سهم مجموع صادرات و واردات از GDP برحسب درصد (به‌منزلهٔ شاخص درجهٔ بازبودن تجاری)، دو شاخص نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال به‌ازای هر هزار نفر و امید به زندگی در بدو تولد به‌ترتیب، به‌منزلهٔ شاخص‌هایی معکوس و مستقیم از اندازه‌گیری سلامت و دیگر متغیرهای مؤثر بر سلامت، شامل درآمد سرانه (شاخصی از وضعیت اقتصادی)، اثر متقابل آزادسازی تجاری و درآمد سرانه، متغیرهای سرانهٔ پزشک به‌ازای هر هزار نفر جمعیت (شاخص سنجش وضع نسبی بهداشت در جامعه)، نرخ ثبت‌نام در دوره‌های متوسطه (یک عامل اجتماعی)، و نرخ شهرنشینی (یک عامل محیطی) و هم‌چنین، اطلاعات و داده‌های آماری ٤٤ کشور عضو OIC طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱٤ و تکنیک «هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی» (panel co-integration with cross-sectional dependency) استفاده شده است. مقالهٔ حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم مقاله ادبیات موضوع را بررسی می‌کند. بخش سوم به معرفی مدل و روش تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم برآورد مدل و تحلیل نتایج بررسی می‌شود. در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری آمده است.

۲. ادبیات موضوع

۱.۲ مبانی نظری

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

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

ب) عوامل کلان: این دسته از عوامل بر خصوصیات کلان جامعه متمرکزند و در کنترل افراد جامعه نیستند و از عوامل مختلفی نظیر عوامل اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی، و ... تأثیر می‌پذیرند (Halicioglu 2011).

یکی از متغیرهای کلان مؤثر بر وضعیت سلامت، که به‌تازگی موردتوجه تجربی محققان قرار گرفته است، بازبودن تجاری است. باوجود این‌که مطالعات بسیاری برای بررسی اثرات آزادسازی تجاری بر متغیرهایی مانند رشد اقتصادی، مالیات، هزینه‌های دولت، نابرابری درآمد در کشورها، و حتی کیفیت محیط‌زیست صورت گرفته، تاکنون درمورد تأثیرات این متغیر در سلامت جامعه پژوهش چندانی انجام نشده است (گل‌خندان و رستمی ۱۳۹۵: ۸۲). به‌طور کلی، می‌توان آثار بازبودن تجاری بر سلامت را از دو زاویهٔ مثبت و منفی تشریح کرد:

از زاویهٔ مثبت، بازبودن تجاری از راه‌های مختلف مانند افزایش جابه‌جایی متخصصان حوزهٔ سلامت، افزایش جابه‌جایی بیماران به‌منزلهٔ مصرف‌کنندگان سلامت، استفاده از فناوری‌های جدید در ارائهٔ خدمات بهداشتی و درمانی، افزایش دسترسی به داروها و تجهیزات پزشکی، و ... به ارتقای سطح سلامت افراد جامعه منجر می‌شود (Tsai 2007).

در نقطهٔ مقابل و از زاویهٔ منفی، بازبودن تجاری می‌تواند از راه‌های مختلفی 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 (Bergh and Nilsson 2009). علاوه‌برآن، در آزادسازی تجاری 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 هزینهٔ سلامت عمومی از تولید ناخالص داخلی (GDP) در کشورهای درحال‌توسعه منجر شود. هم‌چنین، با آزادسازی تجاری در کشورهای درحال‌توسعه هم‌راه با گسترش و شکوفایی اقتصاد سهم مشارکت زنان در نیروی کار جامعه افزایش خواهد یافت. اگر این مشارکتِ بیش‌تر با توسعهٔ کافی مراکز و مؤسسات مراقبت از کودکان هم‌راه نباشد، ممکن است باوجود بهبود و افزایش درآمد خانواده به افزایش صدمات و سوءتغذیه بین کودکان منجر شود (اخوان بهبهانی ۱۳۸۳: ۲۸۷–۲۸۸).

خدمات سلامت در طول سال‌های اخیر به‌علت پیشرفت‌های ایجادشده در تکنولوژی‌های اطلاعات و ارتباطات، افزایش نقل‌مکان ارائه‌دهندگان و نیز مصرف‌کنندگان خدمات (بیماران)، و توسعهٔ مشارکت بخش خصوصی به‌صورت روزافزون مورد تجارت قرار گرفته است و شمار روبه‌رشدی از کشورها برای تبدیل‌شدن به صادرکنندگان کلیدی خدمات سلامت با هم رقابت می‌کنند (تورانی و هم‌کاران ۱۳۹۰: ٤٥٤). تجارت خدمات سلامت به چهار روش انجام می‌شود که در ادامه آمده است:

۱. عرضهٔ برون‌مرزی (cross border supply) (M1): در این روش، خدمات ازطریق ابزارهای متعددی نظیر پست سنتی یا الکترونیکی و بدون جابه‌جایی ارائه‌دهنده و دریافت‌کنندهٔ خدمات ارائه می‌شود (Blouin et al. 2006). مثال بارز این روش «پزشکی از راه دور» (tele medicine) و «آموزش از راه دور» (tele education) است. مبادلات برون‌مرزی خدمات سلامت ازطریق انتقال‌دادن نمونه‌های آزمایشگاهی، انجام‌دادن مشاوره‌های تشخیصی و بالینی از کانال‌های پستی سنتی، و شیوه‌های متعدد سلامت از راه دور (مانند پاتولوژی، رادیولوژی، مشاوره، و ... از راه دور)، و نیز انجام‌دادن فعالیت‌های تکمیلی نظیر مستندسازی مدارک پزشکی بیماران، تنظیم صورت‌حساب‌های مالی برای مطالبات بیمه‌ای، و موارد مشابه انجام می‌شود (Chanda 2002).

۲. دریافت خدمات از خارج (consumption abroad) (M2): در این الگو، خدمات ازطریق جابه‌جایی موقت مصرف‌کنندهٔ خدمات به محل اقامت ارائه‌دهندهٔ 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، هزینهٔ کم‌تر، درمان سریع، یا به‌علت غیرقانونی یا دردست‌رس‌نبودن برخی از خدمات پزشکی در کشورشان به کشورهای دیگر مسافرت می‌کنند؛ یا علاوه‌بر دلایل یادشده، 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؛

ج) بازنشستگان خارجی (مقیم کشور مقصد)؛

د) کارگران مهاجر یا موقت خارجی؛

هـ) مسافران دائمی که می‌توانند از گزینه‌های مختلف پوشش‌های بیمه‌ای چندملیتی استفاده کنند (Blouin et al. 2006).

۳. حضور تجاری (commercial presence) (M3): در این روش اشخاص حقوقی یا شرکت‌های ارائه‌دهندهٔ خدمات در کشورهای دریافت‌کنندهٔ آن خدمات، سرمایه‌گذاری می‌کنند (سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) (Foreign Direct Investment/ FDI). این روش نه‌تنها مولد منابع بیش‌تر برای سرمایه‌گذاری در ارتقای زیرساخت‌ها و تکنولوژی‌ها و کاهش فشار موجود بر منابع دولتی است، بلکه موجب ایجاد فرصت‌های شغلی و ارتقای استانداردهای مراقبت، مدیریت، و فراهم‌بودن خدمات می‌شود (Smith 2004).

حضور تجاری خارجی اغلب ازطریق تأسیس برخی از اقسام نهادهای قانونی نظیر شعب یا دفاتر نمایندگی، سرمایه‌گذاری مشترک، و مشارکت در مالکیت شرکت‌های داخلی یک کشور خارجی یا تأسیس شرکت‌های چندملیتی (Multi Nation Companies/ MNCs)، یا مدیریت مراکز موجود توسط شرکت‌های خارجی بدون مالکیت انجام می‌شود (Mortensen 2008).

٤. نقل‌مکان اشخاص حقیقی (movement of natural persons) (M4): در این روش انتقال و جابه‌جایی کارکنان و متخصصان سلامت به محل اقامت مصرف‌کنندگان و تقاضاکنندگان این خدمات به‌صورت موقت صورت می‌پذیرد. این روش، مهاجرت موقت ارائه‌کنندگان خدمات که به‌صورت مستقل در یک کشور خارجی فعالیت می‌کنند، گردش‌گران کسب‌وکار (با اقامت موقت)، کارکنان یک شرکت خارجی که در کشور میزبان تأسیس شده است، و کارکنانی که یک شرکت خارجی برای انجام‌دادن تعهدات خود (در قراردادی که با میزبان امضا کرده است) به این کشور اعزام کرده است دربرمی‌گیرد (Blouin et al. 2006).

به‌طور کلی، ازلحاظ نظری رابطهٔ تجارت و سلامت مبهم است. در قسمت گسترده‌ای از ادبیات نظری موجود بر این نکته اتفاق‌نظر هست که تجارت ممکن است تأثیر مثبتی در شاخص‌های سلامت در کشورهای درحال‌توسعه داشته باشد؛ مثلاً رومر درجایگاه 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 بهره‌وری آن‌ها و هم‌چنین رشد اقتصادی کمک می‌کند (Romer 1989). رشد اقتصادی بالاتر به افزایش درآمد خانوار کمک می‌کند و دسترسی بهتر به امکانات بهداشتی را افزایش می‌دهد (Alam et al. 2015). استیونز و هم‌کاران معتقدند که گسترش تجارت ممکن است ازطریق دو مکانیسم به بهبود برون‌داده‌های سلامت منجر شود. در مکانیسم نخست، تجارت رشد اقتصادی را ترقی می‌دهد که این نیز فی‌نفسه درآمد بیش‌تری را برای افراد جامعه و مقامات دولتی به‌منظور بهبود وضعیت زندگی و تأمین هزینه‌های بهداشت عمومی (مانند سیستم تخلیهٔ فاضلاب و واکسیناسیون جهانی) فراهم می‌کند. مکانیسم دیگر سرریز دانش است که موجب انتشار جهانی یافته‌های جدید پزشکی و هم‌چنین محصولات دارویی و وسایل پزشکی مدرن می‌شود (Stevens et al. 2013: 125). استارک ادعا می‌کند که بازبودن تجارت موجب افزایش سطح تحصیلات و افزایش آگاهی از سلامت در انبوهی از افراد می‌شود که به بهبود امید به زندگی آن‌ها کمک می‌کند (Stark

2004). علاوه‌براین، دیتون تأکید می‌کند که ادغام یک‌پارچهٔ اقتصاد سلامت عمومی را بهبود می‌بخشد؛ زیرا بازبودن اقتصاد دانش و تخصص مربوط به سلامت را انتقال می‌دهد (Deaton 2004). هاوکس ادعا می‌کند که آزادسازی تجارت باعث کاهش میزان سوءتغذیهٔ کودکان و بزرگ‌سالان می‌شود؛ زیرا این امر امکان دست‌رسی بیش‌تر را به مواد غذایی تصفیه‌شده، پرکالری، و مغذی در کشورهای درحال‌توسعه فراهم می‌آورد (Hawkes 2007). بااین‌حال، بزان و ییهیس نتایج هاوکس را به‌چالش کشیدند (Bezuneh and Yiheyis 2014). آن‌ها با استفاده از یک مجموعهٔ اطلاعاتی ۳۷ کشور درحال‌توسعه، شواهد جدیدی را نشان می‌دهند که آزادسازی تجارت در دست‌رسی به مواد غذایی تأثیر منفی می‌گذارد و ممکن است درمورد کشورهای درحال‌توسعه تأثیرات مضر در سلامت عمومی داشته باشد.

پاپاجرجیو و هم‌کاران نشان داده‌اند که گسترش فناوری پزشکی ازطریق بازبودن تجارت یکی از عوامل مهم رشد سلامت در سال‌های اخیر در بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه بوده است (Papageorgiou et al. 2007). این مطالعه با استفاده از اطلاعات مقطعی ٦٧ کشور واردکنندهٔ فناوری نشان می‌دهد که واردات تکنولوژی پزشکی به‌طور قابل‌توجهی به بهبود امید به زندگی در بسیاری از کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته کمک کرده است. بااین‌حال، کاواشی و وامالا بیان می‌کنند که ادغام اقتصادی ازطریق حرکت آزاد کالاها و سرمایه ممکن است ازطریق گسترش سریع بیماری‌های عفونی مانند SARS و HIV تهدیدی برای سلامت عمومی ایجاد کند (Kawecki and Wamala 2006). بلون و هم‌کاران بیان می‌کنند که اگرچه ممکن است تجارت با افزایش سطح زندگی و افزایش دست‌رسی به خدمات و کالاهای پزشکی سلامت عمومی را بهبود ببخشد، ممکن است برای سلامت عمومی از راه‌های مختلفی ازجمله نارضایتی اقتصادی، نابرابری درآمد، آلودگی محیط‌زیست، و دردست‌رس‌بودن محصولات ناسالم مانند تنباکو، الکل، و غذاهای کنسروشده زیان‌آور باشد (Blouin et al. 2009).

باتوجه‌به مباحث یادشده می‌توان گفت که ارتباط جهانی‌شدن و سلامت مسئله‌ای پیچیده و چندبعدی است که درخصوص آن پاسخی آشکار و قاطع ارائه‌پذیر نیست و هرگونه نتیجه‌گیری‌ای باید نسبی و بااحتیاط کامل هم‌راه باشد.

۲.۲ مطالعات تجربی

در این بخش، به‌ترتیب خلاصه‌ای از اهم مطالعات خارجی و داخلی انجام‌شده درزمینهٔ موضوع تحقیق یا نزدیک به آن آمده است:

درحالی‌که طیف گسترده‌ای از ادبیات نظری دربارهٔ تأثیر تجارت در سلامت در دست‌رس است، تعداد مطالعات اندکی در دست است که این موضوع را به‌صورت تجربی بررسی کرده باشند (Alam et al. 2015). مطالعهٔ وی و وو یکی از مطالعات پیش‌گام است که به‌طور تجربی ارتباط بازبودن تجارت و وضعیت سلامت عمومی را موردبررسی قرار داده است (Wei and Wu 2002). در این مطالعه، نرخ پایین تعرفه به‌منزلهٔ شاخص بازبودن تجاری در نظر گرفته شده و بر این اساس نشان داده شده است که بازبودن بیش‌تر تجارت با امید به زندگی طولانی‌تر و نرخ پایین مرگ‌ومیر نوزادان در ارتباط است.

اواسکا و تاکاشیما اثرات آزادی اقتصادی و تجارت را بر سطح شادی و رضایت از زندگی بررسی کرده‌اند و به این منظور از تحلیل مقطعی ٦٨ کشور دنیا در سال ۱۹۹۰ استفاده کرده‌اند (Ovaska and Takashima 2006). نتایج حاصل از بررسی آن‌ها نشان داده که در بسیاری از موارد، آزادی اقتصادی و گسترش تجارت اثر مثبت و معناداری بر امید به زندگی دارد. لوین و روتمن در مطالعهٔ خود این موضوع را بررسی کرده‌اند که آیا گسترش تجارت بین‌الملل بر 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، سوءتغذیه، و درنتیجه بهبود سلامت می‌شود (Levine and Rothman 2006).

اون و وو در یک تحلیل بین‌کشوری با استفاده از روش اقتصادسنجی پانل برای ۲۱۹ کشور جهان طی دورهٔ زمانی ۱۹٦۰ تا ۱۹۹۵ نشان داده‌اند که گسترش جهانی‌شدن اقتصادی (که با استفاده از شاخص بازبودن تجاری یا نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری شده است) نرخ مرگ‌ومیر را کاهش و امید به زندگی را افزایش می‌دهد (Owen and Wu 2007). درمقابل، باسمن به شواهدی مبنی‌بر این‌که بازبودن تجاری به افزایش امید به زندگی در زنان منجر می‌شود، دست نیافت (Bussmann 2009).

استیونز و هم‌کاران ارتباط باز بودن تجارت و سلامت را در یک مجموعهٔ بزرگ از کشورها موردبررسی قرار داده‌اند. آن‌ها با استفاده از مدل اثرات ثابت (Fixed Effect/ FE) نتیجه می‌گیرند که درجهٔ بازبودن تجاری تأثیر مثبتی در سلامت جمعیت در کشورهای کم‌درآمد دارد (Stevens et al. 2013). باوجوداین، براساس تجزیه و تحلیل آن‌ها، رابطهٔ درآمد و سلامت به‌صورت غیرخطی است. تأثیر بازبودن تجارت در سلامت به‌علت افزایش سطح درآمد کاهش می‌یابد و در سطوح بالای درآمد منفی می‌شود. بازبودن تجارت تا یک سطح مشخص از درآمد، به‌نام سطح آستانه، سلامت را افزایش می‌دهد و پس‌ازآن، هیچ

تأثیر قابل‌توجهی در سلامت عمومی ندارد. این یافته ازسوی محققان این‌گونه استدلال می‌شود که بازبودن تجارت می‌تواند در کشورهای دارای درآمد بالا مضر باشد؛ درآمد بیش‌تر با ساعت کار طولانی، فشار روانی بیش‌تر، خواب کم، و افزایش مصرف محصولات ناسالم هم‌راه است.

آلام و هم‌کاران تأثیر FDI و بازبودن تجارت را در امید به زندگی در کشور پاکستان، با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۹۷۲ تا ۲۰۱۳، بررسی کرده‌اند (Alam et al. 2015). نتایج این تحقیق با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (Auto Regression Distributed Lag/ ARDL) و علیت گرنجری مبتنی‌بر مدل تصحیح خطای برداری (Vector Error Correction Model/ VECM) نشان می‌دهد که افزایش FDI و بازبودن تجاری در کشور پاکستان با افزایش امید به زندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت هم‌راه شده است. هرزر در مطالعه‌ای تأثیر بلندمدت تجارت را در امید به زندگی در کشور ایالات متحده با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۱ بررسی کرده است (Herzer 2015). نتایج این تحقیق، با استفاده از تکنیک‌های هم‌انباشتگی، نشان‌دهندهٔ تأثیر مثبت و معنادار تجارت در بلندمدت در امید به زندگی در این کشور است. لین و هم‌کاران تأثیر تجارت را در مرگ‌ومیر نوزادان در کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته (Least Developing Countries/ LDC) طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲ بررسی کرده‌اند (Lin et al. 2015). نتایج این تحقیق با استفاده از داده‌های پانل ٤٨ کشور LDC نشان می‌دهد که تجارت به کاهش مرگ‌ومیر کودکان کمک نمی‌کند. درواقع، این مطالعه نشان می‌دهد که تجارت می‌تواند باعث افزایش مرگ‌ومیر کودکان ازطریق افزایش آلودگی محیط‌زیست شود.

از معدود مطالعات داخلی نزدیک به موضوع می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد: حضارمقدم و هم‌کاران در مطالعه‌ای اثر جهانی‌شدن اقتصادی، اجتماعی، و سیاسی را بر سلامت افراد جامعه با استفاده از یک نمونهٔ ١٤٤ کشوری از کشورهای درحال‌توسعه طی دورهٔ زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۹ بررسی کرده‌اند (حضارمقدم و هم‌کاران ١٣٩٤). بدین‌منظور، از سه متغیر نرخ مرگ‌ومیر کودکان، نرخ مرگ‌ومیر زیر پنج سال و متوسط امید به زندگی در بدو تولد به‌منزلهٔ شاخص‌های سلامت استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که گسترش شاخص‌های جهانی‌شدن باعث بهبود شاخص‌های سلامت در کشورهای موردمطالعه شده است. گل‌خندان و رستمی با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۰ رابطهٔ پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت را بین شاخص‌های سلامت، شاخص‌های جهانی‌شدن، درآمد سرانه، و سرانهٔ پزشک بررسی کرده‌اند (گل‌خندان و رستمی ۱۳۹۵). به

این منظور، از آزمون هم‌گرایی کرانه‌ها و مدل ARDL استفاده شده است. براساس نتایج به‌دست‌آمده، جهانی‌شدن کل، جهانی‌شدن اقتصادی، جهانی‌شدن اجتماعی، درآمد سرانه، و سرانهٔ پزشک شاخص‌های سلامت را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بهبود می‌بخشند، درحالی‌که 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 ۰/۱٤ درصد افزایش می‌دهد و نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال را در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۰/۰۷ و ۰/۲۹ درصد کاهش می‌دهد.

درمورد وجه‌تمایز و نوآوری مطالعهٔ حاضر می‌توان گفت که اول آن‌که تاکنون هیچ مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های پانل کشورهای عضو OIC اثر بازبودن تجاری را بر وضعیت سلامت بررسی نکرده است؛ دوم آن‌که مطالعهٔ حاضر ازحیث مدل‌سازی و بالاخص درنظرگرفتن اثرات متقابل آزادسازی تجاری و درآمد سرانه با معدود مطالعات داخلی نزدیک به موضوع متفاوت است؛ و درنهایت، سوم آن‌که مطالعهٔ حاضر در برآورد مدل از تکنیک هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی استفاده کرده است. استفاده از این تکنیک جدید و پیشرفته، باتوجه‌به احتمال ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی بین کشورهای عضو OIC، می‌تواند به نتایج قابل‌اعتمادتر و دقیق‌تری منجر شود.

۳. مدل و روش تحقیق

در این مطالعه، به‌منظور بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر شاخص‌های سلامت در کشورهای عضو OIC، از مدل کلی مقالهٔ استیونز و هم‌کاران (Stevens et al. 2013) و به‌صورت زیر استفاده شده است:

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

که در رابطهٔ فوق:

Ln: لگاریتم طبیعی؛

Health: شاخص اندازه‌گیری سلامت؛ در این مطالعه از دو شاخص نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال در هر هزار تولد زنده (MR) و امید به زندگی در بدو تولد (LE)،

به‌ترتیب، به‌منزلهٔ شاخص‌هایی معکوس و مستقیم از اندازه‌گیری سلامت استفاده شده است. بر این اساس، می‌توان استحکام و ثبات نتایج به‌دست‌آمده را نیز درمورد تغییر شاخص سلامت مورد آزمون و بررسی قرار داد.

i: مقاطع (کشورها: کشورهای موردمطالعهٔ این تحقیق عبارت‌اند از: اردن، آلبانی، بحرین، بنگلادش، ترکمنستان، سنگال، مالزی، مصر، قزاقستان، الجزایر، بنین، ازبکستان، سیرالئون، مالدیو، گابن، نیجریه، آذربایجان، بورکینافاسو، گینه، سودان، تاجیکستان، مراکش، موریتانی، پاکستان، لبنان، کامرون، قطر، چاد، توگو، تونس، عمان، اندونزی، موزامبیک، لیبی، امارات، ساحل عاج، مالی، اوگاندا، ترکیه، عربستان سعودی، ایران، و نیجر)؛

t: دورهٔ زمانی تحقیق (۱۹۹۵– ۲۰۱٤)؛

β_0: عرض از مبدأ (اثر ثابت مقاطع)؛

OPEN: درجهٔ بازبودن تجاری (سهم مجموع صادرات و واردات از GDP برحسب درصد)؛

GDPpc: تولید ناخالص داخلی (درآمد) سرانه به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ و برحسب دلار امریکا؛ درآمد یکی از مهم‌ترین عوامل خرد مؤثر بر سلامت است 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 دیگر عوامل تعیین‌کنندهٔ بهداشت مانند تغذیه و آموزش است. افراد کم‌درآمد استانداردهای پایین زندگی، امکانات مالی کم برای تأمین مخارج بهداشتی، تغذیهٔ ناکافی، و تحصیلات پایین دارند که همهٔ این موارد می‌تواند موجب کاهش سلامتی افراد جامعه شود. 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 در مطالعهٔ خود نشان می‌دهند، ممکن است کسب درآمد بیش‌تر براثر آزادسازی تجاری با ساعت کار طولانی، فشار روانی بیش‌تر، خواب کم، و افزایش مصرف محصولات ناسالم هم‌راه باشد؛ که تمامی این موارد باعث کاهش سطح سلامت افراد جامعه می‌شوند (Stevens et al. 2013). بنابراین، انتظار بر آن است که علامت ضریب برآوردی این متغیر منفی باشد؛ یعنی $\beta_3 < 0$. باتوجه‌به وجود اثرات متقابل در مدل تحقیق، می‌توان تأثیر آزادسازی تجاری در سلامت را از رابطهٔ زیر محاسبه کرد:

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

براساس رابطهٔ یادشده می‌توان گفت کـه اثـر آزادسـازی تجـاری بـر سـطح سـلامت، باتوجه‌به علامت انتظاری اثرات متقاطع که منفی است، غیرخطی است و با افـزایش سـطح درآمد سرانه کاهش می‌یابد. در این حالت، نقطه‌ای که در آن تغییـر آزادسـازی تجـاری بـر وضعیت سلامت بی‌اثر است و پس از آن حتی منفی می‌شود (بـا فـرض ایـن‌کـه $\beta_1 < 0$) می‌توان به‌صورت زیر محاسبه کرد:

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

m: تعداد متغیرهای کنترل؛

control: متغیرهای کنترل مؤثر بر سلامت؛ سلامتی مفهومی چندبعدی اسـت کـه در دنیای واقع تحت‌تأثیر طیف گسترده‌ای از تعیین‌کننده‌های محیطی، اجتماعی، زیسـتی، و اقتصادی است که هریک سهمی در توضیح تغییرات آن دارد. بنابراین، فقـط آزادسـازی تجاری و رشد اقتصادی نمی‌توانند تغییرات شاخص سلامت را توضیح دهند. بنـابراین، به‌منظور افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل و هم‌چنین جلـوگیری از تـورش تصـریح مدل و باتوجه‌به اصل قلـت پارامترهـای توضـیحی و محـدودیت‌هـای آمـاری از بـین شاخص‌های مختلف، متغیرهای سرانهٔ پزشـک (P) (بـه‌ازای هـر هـزار نفـر جمعیـت و به‌منزلهٔ شاخص سنجش وضع نسبی بهداشت در جامعه)، نـرخ ثبـت‌نـام در دوره‌هـای متوسطه (ED) (درصدی از جوانان که در دوره‌های متوسطه ثبت‌نام مـی‌کننـد، بـه‌منزلـهٔ یک عامل اجتماعی) و نرخ شهرنشینی (UR) (درصدی از کل جمعیـت کـه در شـهرها زندگی می‌کنند، به‌منزلهٔ یک عامل محیطی) به‌مثابهٔ دیگر متغیرهـای توضـیحی بـه مـدل اضافه شده است. شاخص تعداد پزشک بیان‌گر میـزان دسـت‌رسـی افـراد بـه خـدمات بهداشتی و درمانی و مبیّن سطح برخورداری از سلامت در کشورهاست. بنابراین، انتظار بر آن است که علامت ضریب بـرآوردی ایـن متغیـر مثبـت باشـد؛ یعنـی $\beta_4 > 0$. ایـن استدلال وجود دارد که افرادی که از تحصیلات برخوردارند، درخصوص اتخـاذ سـبک زندگی سالم، یافتن شغل مناسب، و ... تصمیمات درستی داشته باشند. بنـابراین، انتظـار بر آن است که علامت ضریب برآوردی این متغیر مثبت باشـد؛ یعنـی $\beta_5 < 0$. بـه‌طـور کلی، درمورد تأثیر شهرنشینی در وضـعیت سـلامت دو دیـدگاه وجـود دارد؛ براسـاس

دیدگاه نخست، گسترش شهرنشینی و افزایش جمعیت ساکن در نقاط استاندارد شهری، دست‌رسی به مراقبت‌های بهداشتی و ... را افـزایش مـی‌دهـد و باعـث بهبـود سـلامت جامعه می‌شود. درمقابل، دیـدگاه دوم معتقـد اسـت کـه گسـترش شهرنشـینی ازطریـق آلودگی هوا، استرس، و بیماری‌های عصبی ناشی از تنش‌های شهرنشینی تهدیدی بـرای سلامت است. بنابراین، درمورد علامت ضریب برآوردی این متغیـر نمـی‌تـوان از پـیش قضاوت قطعی داشت.

μ_t: اثر ثابت زمان و ε_{it} جملهٔ خطای تصادفی؛

بر این اساس، می‌توان گفت که مدل‌های نهایی تحقیق به‌صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \mathrm{Ln(MR)_{it}} = {} & \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Ln(OPEN)_{it}} + \beta_2 \mathrm{Ln(GDPpc)_{it}} \\ & + \beta_3 [\mathrm{Ln(OPEN)_{it}} \times \mathrm{Ln(GDPpc)_{it}}] + \beta_4 \mathrm{Ln(P)_{it}} \\ & + \beta_5 \mathrm{Ln(ED)_{it}} + \beta_6 \mathrm{Ln(UR)_{it}} + \mu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (۳)$$

$$\begin{aligned} \mathrm{Ln(LE)_{it}} = {} & \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Ln(OPEN)_{it}} + \beta_2 \mathrm{Ln(GDPpc)_{it}} \\ & + \beta_3 [\mathrm{Ln(OPEN)_{it}} \times \mathrm{Ln(GDPpc)_{it}}] + \beta_4 \mathrm{Ln(P)_{it}} \\ & + \beta_5 \mathrm{Ln(ED)_{it}} + \beta_6 \mathrm{Ln(UR)_{it}} + \mu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (٤)$$

شایان ذکر است که چون شاخص اندازه‌گیـری سـلامت در رابطـهٔ (۳) یـک شـاخص معکوس است، بنابراین، باتوجه‌به توضیحات ارائه‌شدهٔ قبلی، باید علامت ضرایب بـرآوردی β_2، β_3، β_4، و β_5 به‌ترتیب منفی، مثبت، منفـی، و منفـی باشـد. درمـورد علامـت ضـرایب برآوردی β_1 و β_5 نیز نمی‌توان از پیش قضاوت قطعی داشـت. هـم‌چنـین، منبـع داده‌هـای آمـاری تمـامی متغیرهـای تحقیـق شـاخص‌هـای توسـعهٔ جهـانی (World Development Indicators/ WDI) متعلق به بانک جهانی است.

الگوی موردنظر در این مقاله به‌صورت یک معادلهٔ ترکیبی (پانل) است. اولین گـام در اقتصادسنجی داده‌های پانلی تشـخیص اسـتقلال مقطعـی (cross-sectional independence) بین داده‌هاست؛ چراکه وابستگی بین مقاطع می‌تواند براثر عواملی هـم‌چـون پـی‌آمـدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقی‌ماندهٔ محاسبه‌نشده، و عوامل غیرمعمول مشاهده‌نشده در بین مقـاطع مختلـف وجـود داشـته باشـد (آقـایی و هم‌کاران ۱۳۹۲: ۱۵۹). به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر آزمون‌های بروش و پاگـان (Breusch and Pagan 1980) و CD پسران (Pesaran’s cross- sectional dependence 2004) ارائه شده‌اند که در این مقاله از آزمون CD پسران استفاده شـده اسـت. ایـن آزمـون بـرای

داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل‌اجراست و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. هم‌چنین، برخلاف روش بروش و پاگان، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل‌اعتمادی ارائه کرده است و درمورد وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (Pesaran 2004). فرضیهٔ صفر در آزمون CD پسران نشان‌دهندهٔ نبود وابستگی مقطعی است. برای پانل‌های متوازن آمارهٔ آزمون CD را به‌صورت زیر می‌توان محاسبه کرد:

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

که در آن، $\hat{P}_{ij}$ ضرایب هم‌بستگی جفت‌جفت پیرسون از جملات پسماندهای معادلهٔ رگرسیونی $y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it}$ است. هرگاه آمارهٔ CD محاسباتی در یک سطح معناداری معیّن از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیش‌تر باشد، در آن صورت فرضیهٔ صفر این آزمون رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد. هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تأیید شد، باید در گام بعد وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مدل توسط آزمون‌های ریشه‌واحد و هم‌انباشتگی اثبات شود. به این منظور، از آزمون ریشه‌واحد تعمیم‌یافتهٔ مقطعی ایم، پسران، و شین (CIPS) (ارائه‌شده توسط پسران Pesaran 2007) و آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (Westerlund 2007)، که برای داده‌ها با وابستگی مقطعی ارائه شده‌اند، استفاده شده است. در این آزمون‌ها، فرضیهٔ صفر به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ وجود ریشهٔ واحد (نامانایی) و نبود هم‌انباشتگی است؛ در گام آخر نیز باید مدل برآورد شود.

درصورت تأیید وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل نمی‌توان از روش‌های معمول برآورد مدل در داده‌های ترکیبی استفاده کرد. دراین‌باره، بای و هم‌کاران برآوردگری به‌نام به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده را (Continuously-updated and Fully-Modified Cup-FM:) برای داده‌های پانلی که در آن‌ها مشکل وابستگی مقطعی وجود دارد، برمبنای برآوردگر حداقل مربعات کاملاً تعدیل‌شده (/Fully Modified Ordinary Least Squares FMOLS) پیش‌نهاد داده‌اند (Bai et al. 2009). این برآوردگر همانند برآوردگر FMOLS نسبت‌به اریب خودهم‌بستگی پیاپی و اریب درون‌زایی مقاوم است و علاوه‌براین، نسبت‌به مانایی و نامانایی متغیرهای توضیحی بی‌تفاوت است. به‌منظور معرفی این برآوردگر، فرض می‌کنیم یک الگوی پانل به‌صورت زیر وجود داشته باشد:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + e_{it} \qquad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \quad x_{it} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (٦)$$

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}: جملهٔ اخلال معادلهٔ رگرسیون است. برآوردگر حداقل مربعات تلفیقی برای بردار پارامترهای β به‌صورت زیر ارائه می‌شود (Bai et al. 2009: 89):

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

براساس تحلیل فیلیپس و هانسن توزیع حدی این برآوردگر به‌علت اریب به‌وجودآمده بین e_{it} و ε_{it} از صفر فاصله می‌گیرد، مگر در وضعیتی که x_{it} به‌طور اکید برون‌زا باشد (Philips and Hansen 1990). دراین‌باره، می‌توان به‌منظور دست‌یابی به سازگاری بلندمدت و توزیع نرمال مجانبی یک برآوردگر FMOLS را به روش فیلیپس و هانسن برای داده‌های پانلی ارائه داد (ibid.: 89). ازطرفی، فرض استقلال مقطعی در مطالعات سری زمانی اقتصادی بسیار محدودکننده و به‌سختی توجیه‌پذیر است. بای و هم‌کاران برای درنظرگرفتن بحث وابستگی مقطعی فرض کرده‌اند که جملهٔ خطای معادله و رگرسیون از الگوی عاملی رابطهٔ 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 غیرقابل‌مشاهده و λ_i یک بردار $r \times 1$ از وزن‌های عاملی است؛ بنابراین، الگوی پانلی رابطهٔ (٦) را می‌توان در این حالت به‌صورت زیر تعریف کرد:

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

جداکردن F_t از جزء اخلال و واردکردن آن به تابع رگرسیون باعث بهبود تخمین‌ها می‌شود؛ زیرا اگر برخی از اجزای x_{it} مانا و F_t با x_{it} هم‌بسته باشد، با درنظرگرفتن F_t به‌منزلهٔ جزئی از جمله اخلال برآورد β ناسازگار خواهد بود. باتوجه‌به مطالب فوق، برآوردگر Cup-FM، که برآوردی سازگار از ضرایب معادله ارائه می‌کند، به‌صورت زیر معرفی و تعریف شده است:

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

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

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

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

متغیر η نیز جملهٔ اخلال فرایند خودتوضیح F_t است که با فرض نامانایی F_t و به‌صورت زیر معرفی شده است (ibid.: 86):

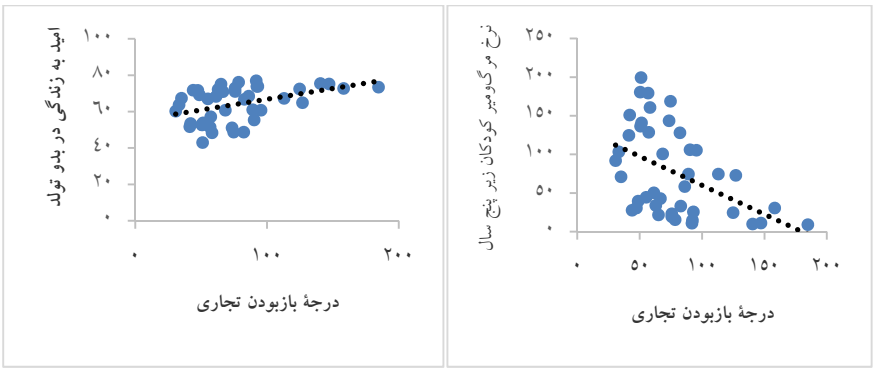
$$F_t = F_{t-1} + \eta_t \qquad (۱۲)$$

هم‌چنین، فرض می‌شود که رابطهٔ $u_{it} = a_i\eta_t + b_{it}$ بین جملات اخلال (خطا) دو معادلهٔ (۸) و (۱۲) برقرار باشد. به این ترتیب، برآوردگر Cup-FM در نتیجهٔ حل تکراری دو مجهول $\hat{\beta}_{Cup-FM}$ و $\hat{F}$ در دو معادله رابطهٔ (۱۰) به‌دست می‌آید (ibid.: 85- 86). شایان ذکر است که در این مطالعه به‌منظور تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی از نرم‌افزارهای STATA و GAUSS استفاده شده است.

۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

پیش از برآورد مدل و انجام‌دادن آزمون‌های اقتصادسنجی لازم رابطهٔ بین متوسط درجهٔ بازبودن تجاری و متوسط شاخص‌های سلامت در کشورهای موردمطالعه، طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱٤، در شکل ۱ و مهم‌ترین آماره‌های توصیفی این متغیرها (شامل ماکزیمم، مینیمم، متوسط، و انحراف‌معیار)، در جدول ۱ نشان داده شده است. براساس شکل ۱ و در یک نتیجه‌گیری کلی می‌توان گفت که کشورهای دارای درجهٔ بازبودن تجاری بیش‌تر از سلامت بالاتری (نرخ پایین‌تر مرگ‌ومیر کودکان و امید به زندگی بالاتر) برخوردار بوده‌اند. براساس جدول ۱ نیز میانگین نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال (در هر هزار تولد زنده)،

در بین کشورهای OIC حدود ۷٦/۸٤ نفر بوده است. بیش‌ترین و کم‌ترین میزان این متغیر در نمونهٔ موردبررسی حدود ۲۷۸/٤۰ و ۷/۸۰ نفر بوده است که به‌ترتیب متعلق به کشورهای نیجر و بحرین است. هم‌چنین، میانگین امید به زندگی در این کشورها ٦٤/۱۲ سال بوده است. بیش‌ترین و کم‌ترین میزان این متغیر در نمونهٔ موردبررسی حدود ۷۹/۳۳ و ۳۵/۷۲ سال بوده است که به‌ترتیب متعلق به کشورهای لبنان و سیرالئون است. درمورد متغیر درجهٔ بازبودن تجاری نیز می‌توان گفت که میانگین، بیش‌ترین، و کم‌ترین مقدار این متغیر به‌ترتیب حدود ۷۵/۷۸ و ۲۲۰/٤۱ درصد (متعلق‌به کشور مالزی) و ۱٤/۷۷ درصد (متعلق به کشور سودان) بوده است.



نمودار ۱. رابطهٔ بین درجهٔ بازبودن تجاری و شاخص‌های سلامت در کشورهای OIC

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای اصلی تحقیق

متغیر	آمارهٔ توصیفی			
	ماکزیمم	مینیمم	متوسط	انحراف‌معیار
MR	۲۷۸/٤۰	۷/۸۰	۷٦/۸٤	٦۰/۹۹
LE	۷۹/۳۳	۳۵/۷۲	٦٤/۱۲	۹/۸۹
OPEN	۲۲۰/٤۱	۱٤/۷۷	۷۵/۷۸	۳٦/۸۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد، نخستین گام در تخمین داده‌های پانل انجام‌دادن آزمون وابستگی مقطعی است. در این تحقیق، آزمون وابستگی مقطعی پسران برای مدل‌های

موردبررسی انجام شده و مقدار آمارهٔ این آزمون در جدول ۲ آمده است. باتوجه‌به نتایج این جدول و مقادیر بحرانی آزمون وابستگی مقطعی پسران، که از توزیع نرمال برخوردار است (و در سطوح یک درصد، پنج درصد، و ده درصد به‌ترتیب برابر با مقادیر ۱/٦٤-، ۱/۹٦-، و ۲/۵۷- است)، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر نبود وابستگی مقطعی در هر دو مدل در سطح یک درصد رد شده و وجود وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل نتیجه گرفته شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون وابستگی مقطعی در مدل‌های تحقیق

مدل	
مدل با شاخص سلامت MR	مدل با شاخص سلامت LE
مقدار آمارهٔ محاسباتی CD پسران (۲۰۰٤)	
-۳/۸۸۱	-۲/٦٥۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

حال باتوجه‌به اثبات وابستگی مقطعی در مدل‌ها، از آمارهٔ CIPS پسران برای بررسی وجود یا فقدان ریشه‌واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون برای تمامی متغیرها، یک‌بار باوجود عرض از مبدأ (C) و یک‌بار باوجود عرض از مبدأ و روند (C+T) در سطح و با یک تفاضل در قسمت بالای جدول ۳ آمده است. براساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه‌شدهٔ پسران (Pesaran 2007: 280- 281) در قسمت پایین جدول ۳ نتیجه می‌گیریم تمامی متغیرها در سطح پنج درصد در سطح نامانا هستند، اما با یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند و از درجهٔ مانایی واحد، یعنی I(1) برخوردارند.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه‌واحد پسران

متغیر	**CIPS مقدار آماره**				
	سطح		تفاضل مرتبهٔ اول		**درجهٔ مانایی**
	C	C+T	C	C+T	
Ln (MR)	-۱/٦۲۵	-۱/۸۲۱	-٤/۱۲۱	-۵/۰۱۱	I(۱)
Ln (LE)	-۱/۵۸۵	-۱/۷۲۳	-۲/۸۸٦	-۳/۵۰۱	I(۱)
Ln (OPEN)	-۲/۰۱۱	-۲/۲۸۸	-۵/٤۲۸	-٦/۱۲۸	I(۱)
Ln (GDPpc)	-۱/۵۱۲	-۱/٦۸۱	-۲/۵۵۲	-۲/۹۱۸	I(۱)

Ln (OPEN) × Ln (GDPpc)	−۰/۵٦۸	−۰/۸۵۲	−۲/٤۲۹	−۲/۷۹۵	I(۱)
Ln (P)	−۱/۳۸٤	−۱/٤٤۵	−۲/۹٤٦	−۳/۱۵۸	I(۱)
Ln (ED)	−۰/۷۵۲	−۰/۹۱۱	−۲/٦۵۸	−۳/۲۸٤	I(۱)
Ln (UR)	−۱/۹۹٤	−۲/۲۲۵	−٤/۵۲۱	−۵/۲۰۸	I(۱)
مقادیر بحرانی آزمون ریشه‌واحد پسران در سطوح مختلف					
حالت	٪۱		٪۵	٪۱۰	
C	−۲/۲۵		−۲/۱۱	−۲/۰۳	
C+T	−۲/۷٦		−۲/٦۲	−۲/۵٤	

مأخذ: مقادیر بحرانی آزمون ریشه‌واحد پسران، از جدول ارائه‌شدهٔ پسران (Pesaran 2007: 280- 281) و دیگر نتایج براساس محاسبات تحقیق.

باتوجه‌به وجود وابستگی مقطعی در مدل‌های موردبررسی و هم‌چنین، نتایج آزمون ریشه‌واحد و این‌که تمامی متغیرهای مورداستفاده در این مطالعه هم‌انباشته از مرتبهٔ اول هستند، وجود رابطهٔ بلندمدت بین مدل‌های یادشده، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند بررسی شده است. نتایج این آزمون در جدول ٤ ارائه شده است. باتوجه‌به نتایج این جدول (مقدار آماره و سطح احتمال محاسبه‌شده) می‌توان گفت که فرضیهٔ صفر مبنی‌بر نبود هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر دو مدل، براساس دو آمارهٔ میانگین گروه G_τ و G_α و دو آمارهٔ پانل P_τ و P_α در سطح پنج درصد رد می‌شود. ستون سوم جدول ٤ مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلوند را نشان می‌دهد که با روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به‌دست آمده است. براساس این مقادیر نیز فرضیهٔ صفر مبنی‌بر نبود هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر دو مدل، براساس دو آمارهٔ میانگین گروه G_τ و G_α و دو آمارهٔ پانل P_τ و P_α در سطح یک درصد رد می‌شود. بنابراین، براساس آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت قوی بین متغیرهای هر دو مدل را می‌توان پذیرفت.

جدول ٤. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند

آماره	مدل با شاخص سلامت MR			مدل با شاخص سلامت LE		
	مقدار آماره	احتمال	احتمال قوی	مقدار آماره	احتمال	احتمال قوی
G_τ	−۳/٤۱۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	−۳/۳۸۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

G_α	−۸/۱۲۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	−۷/۸۹۱	۰/۰۱۵	۰/۰۰۱
P_τ	−۲٤/۱۱۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	−۲۲/۸۱۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰
P_α	−۹/۵۸۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	−۹/۲۸۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

بعد از اثبات هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر دو مدل، بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب، می‌توان مدل‌ها را برآورد کرد. همان‌طور که قبلاً نیز توضیح داده شد، به‌علت وابستگی مقطعی در مدل‌های تحقیق، به‌منظور برآورد ضرایب بلندمدت از روش Cup-FM استفاده شده است. نتایج این برآوردها در جدول (۵) آمده است (در نرم‌افزار GAUSS مقدار عرض از مبدأ در روش Cup-FM به‌طور خودکار ارائه داده نمی‌شود. به‌هرحال، این ضریب اهمیت آماری چندانی ندارد و درصورت لزوم می‌توان آن را به‌صورت دستی و جای‌گذاری در معادلهٔ رگرسیونی تحقیق محاسبه کرد. براساس این جدول، علامت جبری ضرایب برآوردی باتوجه‌به مبانی نظری و مطالعات تجربی انتظار ما را در تخمین رابطهٔ بلندمدت برآورده می‌کنند. مقدار آمارهٔ t نیز نشان می‌دهد که تمامی ضرایب برآوردی در بلندمدت در سطح اطمینان ده درصد معنادار هستند. هم‌چنین، علامت ضرایب برآوردی همهٔ متغیرها در هر دو مدل از ثبات و استحکام لازم برخوردار است. به این معنا که هر متغیر که باعث کاهش (افزایش) نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال در مدل اول می‌شود، در مدل دوم باعث افزایش (کاهش) امید به زندگی می‌شود و بالعکس. بنابراین، ضرایب تخمینی قابلیت لازم را برای تحلیل و تفسیر دارند.

جدول ۵. برآورد ضرایب بلندمدت با روش Cup-FM

متغیر	متغیر وابسته: Ln(MR)		متغیر وابسته: Ln(LE)	
	ضریب	آماره t	ضریب	**آماره t**
Ln(OPEN)	−۰/۱۱۲***	−۵/۲۱	۰/۰۹۲***	**٤/۸۸**
Ln(GDPpc)	−۰/۲۸٤**	۲/۵۵	۰/۵۵۲**	**۲/۲۱**
Ln(OPEN)×Ln(GDPpc)	۰/۰۱۱**	۲/۰۸	−۰/۰۰۹*	**−۱/۸۱**

Ln(P)	−۰/۶۲۱***	−۳/۰۱	۰/٤٤۲***	**٤/۰۲**
Ln(EDU)	−۰/۱۸۱***	−۲/۸۸	۰/۱٤٤***	**۳/۱۹**
Ln(UR)	−۰/۰۸۱*	−۱/۶۱	۰/۰٤٤*	**۱/۷۵**

*** علایم ** و *** به‌ترتیب معناداری در سطح ۵ و ۱ درصد است.**

مأخذ: محاسبات تحقیق.

ضریب شاخص درجهٔ بازبودن اقتصاد (OPEN) به‌منزلهٔ موضوع اصلی این تحقیق در مدل اول و مدل دوم به‌ترتیب منفی و معنادار و مثبت و معنادار است. بر این اساس، می‌توان گفت که آزادسازی تجاری با ارتقای خدمات بهداشتی و درمانی به رفع موانع و آسیب‌های بهداشتی منجر شده است و از این طریق با کاهش نرخ مرگ‌ومیر کودکان و افزایش امید به زندگی، باعث بهبود وضعیت سلامت در کشورهای OIC شده است. نتیجهٔ به‌دست‌آمده مبنی‌بر تأثیر مثبت آزادسازی تجاری در شاخص‌های سلامت، با نتایج مطالعاتی نظیر اون و وو (Owen and Wu 2007)، تی‌سای (Tsai 2007)، هرزر (Herzer 2015)، و لین و هم‌کاران (Lin et al. 2015) هم‌سویی نزدیکی دارد. به‌منظور تشریح کمی میزان اثرگذاری آزادسازی تجاری بر شاخص‌های سلامت در کشورهای OIC باتوجه‌به رابطه (۲) در قسمت مدل تحقیق خواهیم داشت:

$$\frac{\partial \mathrm{Ln(MR)_{it}}}{\partial \mathrm{Ln(OPEN)_{it}}} = -0.112 + 0.011\mathrm{Ln(GDPpc)_{it}} \qquad (۱۳)$$

$$\frac{\partial \mathrm{Ln(LE)_{it}}}{\partial \mathrm{Ln(OPEN)_{it}}} = 0.092 - 0.009\mathrm{Ln(GDPpc)_{it}} \qquad (۱٤)$$

براساس رابطهٔ یادشده میزان اثرپذیری شاخص‌های سلامت در کشورهای OIC از بازبودن تجارت، به سطح درآمد سرانه وابسته است و با افزایش سطح درآمد سرانه میزان تأثیر مثبت بازبودن تجارت در شاخص‌های سلامت کاهش می‌یابد. همان‌طورکه پیش از این نیز گفته شد، کسب درآمد بیش‌تر براثر بازبودن تجارت به‌طور معمول با ساعت کار طولانی، فشار روانی بیش‌تر، خواب کم، و افزایش مصرف محصولات ناسالم همراه است که تمامی این موارد باعث کاهش سطح سلامت افراد جامعه می‌شود. بنابراین، نتیجهٔ به‌دست‌آمده قابل‌قبول و مطابق انتظار است و با نتایج مطالعات استیونز و هم‌کاران (Stevens et al. 2013) هم‌سوست.

ضریب تولید ناخالص داخلی (درآمد) سرانه (GDPpc) در مدل اول و مدل دوم، به‌ترتیب منفی و معنادار و مثبت و معنادار است. این نتیجه (مبنی‌بر اثر مثبت درآمد بر شاخص سلامت) با نتایج بسیاری از مطالعات مانند سلاطین و محمدی (۱۳۹٤)، غفاری گولک و هم‌کاران (۱۳۹۵)، استیونز و هم‌کاران (Stevens et al. 2013)، ناگل و هم‌کاران (Nagel et al. 2015)، و برنز و هم‌کاران (Burns et al. 2017) هم‌سوست. نکتهٔ مهم آن است که باتوجه‌به ضرایب برآوردی می‌توان گفت که این متغیر بیش‌ترین اثرگذاری را بر افزایش امید به زندگی داشته است. این متغیر به‌منزلهٔ شاخصی از وضعیت اقتصادی افراد در مدل وارد شده است و علامت ضریب آن نشان می‌دهد که هرچه سطح درآمد بالاتر باشد، دست‌رسی به امکانات سلامتی و پزشکی بیش‌تر است و بنابراین مرگ‌ومیر کم‌تر و امید به زندگی بیش‌تر خواهد بود و بالعکس با کاهش درآمد مردم به‌نوعی کالاها و خدمات کم‌تری ازجمله خدمات سلامتی خریداری می‌کنند. افزایش سوءتغذیه، نرخ جرم و جنایت بالاتر، افزایش نرخ خودکشی، بدترشدن سلامت روانی و جسمانی، و تضعیف زیرساخت‌های سلامت عمومی را می‌توان از دیگر پی‌آمدهای منفی پایین‌بودن درآمد دانست.

ضریب متغیر سرانهٔ پزشک (P) به‌منزلهٔ شاخص سنجش وضع نسبی بهداشت در جامعه، در مدل اول و مدل دوم، به‌ترتیب منفی و معنادار و مثبت و معنادار است. به‌گونه‌ای‌که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر در بلندمدت (با فرض ثبات دیگر متغیرها) نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال و امید به زندگی، به‌ترتیب حدود ۰/٦۲ و ۰/٤٤ درصد در کشورهای OIC کاهش و افزایش می‌یابد. نکتهٔ مهم آن است که باتوجه‌به ضرایب برآوردی می‌توان گفت که این متغیر بیش‌ترین اثرگذاری را بر کاهش نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال داشته است. پزشکان مهم‌ترین عامل در مدیریت تخصیص منابع بخش سلامت هستند و نقش اساسی را در میزان اثربخشی و کارایی خدمات بهداشتی و درمانی برعهده دارند. شاخص تعداد پزشک به‌ازای هر هزار نفر بیان‌گر میزان دست‌رسی افراد به خدمات بهداشتی و درمانی و مبیّن سطح برخورداری از سلامت در کشورهاست. این متغیر، علاوه‌براین‌که تأثیر ارائهٔ خدمات بهداشتی را نشان می‌دهد، به‌نوعی بیان‌گر تأثیر غیرمستقیم رشد جمعیت در سلامت نیز هست. به‌گونه‌ای‌که اگر متناسب با افزایش جمعیت زیرساخت‌های لازم به‌منظور ارائهٔ خدمات اجتماعی نظیر بهداشت ایجاد نشود و سرمایه‌گذاری لازم در این زمینه صورت نگیرد، اثرات مخرب و قابل‌توجهی بر شاخص سلامت و درنتیجه، سرمایهٔ انسانی دارد.

ضریب متغیر نرخ ثبت‌نام در دوره‌های متوسطه (ED)، به‌منزلهٔ شاخص آموزش و یک عامل اجتماعی در مدل اول و مدل دوم، به‌ترتیب منفی و معنادار و مثبت و معنادار است. به‌گونه‌ای‌که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر در بلندمدت (با فرض ثبات دیگر متغیرها) نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال و امید به زندگی، به‌ترتیب حدود ۰/۱۸ و ۰/۱٤ درصد در کشورهای OIC کاهش و افزایش می‌یابد. کودکانی که از آموزش مناسب برخوردارند، به‌احتمال 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 ازسوی‌دیگر 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. نتیجهٔ به‌دست‌آمده مبنی‌بر اثر مثبت آموزش بر شاخص‌های سلامت با نتایج مطالعات متعددی نظیر جهانگرد و علی‌زاده (۱۳۸۸)، سلاطین و محمدی (۱۳۹٤)، استیونز و هم‌کاران (Stevens et al. 2013)، ناگل و هم‌کاران (Nagel et al. 2015)، و برنز و هم‌کاران (Burns et al. 2017) هم‌سوست.

ضریب متغیر درجهٔ شهرنشینی (UR) به‌منزلهٔ یک عامل محیطی، مدل اول و مدل دوم به‌ترتیب منفی و معنادار و مثبت و معنادار است؛ به‌گونه‌ای‌که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر در بلندمدت (با فرض ثبات دیگر متغیرها) نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال و امید به زندگی، به‌ترتیب حدود ۰/۰۸ و ۰/۰٤ درصد در کشورهای OIC کاهش و افزایش می‌یابد. همان‌طورکه پیش از این نیز گفته شد، درمورد تأثیر شهرنشینی در وضعیت سلامت دو دیدگاه وجود دارد؛ براساس دیدگاه نخست، گسترش شهرنشینی و افزایش جمعیت ساکن در نقاط استاندارد شهری، دست‌رسی به مراقبت‌های بهداشتی، و ... را افزایش می‌دهد و باعث بهبود سلامت جامعه می‌شود. درمقابل، دیدگاه دوم معتقد است که گسترش شهرنشینی ازطریق آلودگی هوا، استرس، و بیماری‌های عصبی ناشی از تنش‌های شهرنشینی تهدیدی برای سلامت است. نتایج این مطالعه دیدگاه اول را تأیید می‌کند و با نتایج مطالعهٔ جهانگرد و علی‌زاده (۱۳۸۸) هم‌سوست و با نتایج مطالعهٔ غفاری گولک و هم‌کاران (۱۳۹۵) مغایر است.

۵. نتیجه‌گیری

مطالعهٔ حاضر با استفاده از داده‌های پانل کشورهای OIC و با بهره‌گیری از ابزار اقتصادسنجی ارتباط بین بازبودن تجارت و شاخص‌های سلامت را بررسی کرده است. به

این منظور، از متغیرهای نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال (شاخص معکوس سلامت)، امید به زندگی در بدو تولد (شاخص مستقیم سلامت)، سهم مجموع صادرات و واردات از GDP (شاخص بازبودن تجارت)، درآمد سرانه (شاخص وضعیت اقتصادی)، اثر متقابل آزادسازی تجاری و درآمد سرانه و سه متغیر کنترل سرانهٔ پزشک (شاخص سنجش وضع نسبی بهداشت در جامعه)، نرخ ثبت‌نام در دوره‌های متوسطه (شاخص آموزش و یک عامل اجتماعی)، و نرخ شهرنشینی (یک عامل محیطی) درقالب دو مدل پانل‌دیتا استفاده شده است. پس از تأیید وابستگی مقطعی بین متغیرهای دو مدل و بررسی مانایی متغیرها با آزمون ریشه‌واحد CIPS پسران وجود هم‌انباشتگی (رابطهٔ بلندمدت) بین متغیرهای دو مدل با آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند تأیید شده است. سپس به‌منظور به‌دست‌آوردن رابطه‌ای بلندمدت از برآوردگری به‌نام به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد، اثر بازبودن تجارت بر شاخص‌های سلامت در کشورهای OIC مثبت است. به‌عبارت‌دیگر، بازبودن تجارت به بهبود وضعیت سلامت در کشورهای مورد مطالعه منجر می‌شود. ضریب متقابل بازبودن تجارت و درآمد سرانه نیز نشان می‌دهد که اثر مثبت بازبودن تجارت بر وضعیت سلامت کشورهای OIC با افزایش سطح درآمد کاهش می‌یابد. نتایج دیگر این تحقیق حاکی از اثر مثبت و معنادار درآمد سرانه، سرانهٔ پزشک، تحصیلات، و نرخ شهرشینی بر شاخص‌های سلامت در کشورهای موردمطالعه است. براساس این نتایج، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش بازبودن تجارت در کشورهای OIC باعث بهبود شاخص‌های سلامت و درنتیجه، بهبود وضعیت سلامت آن‌ها شده است. دراین‌باره، برنامه‌ریزی به‌منظور گسترش جهانی‌شدن و حرکت از سمت اقتصاد بسته به سمت یک اقتصاد باز برای گسترش تجارت خدمات سلامت، به‌منظور ارتقای نظام سلامت در کشورهای موردمطالعه، مهم‌ترین پیش‌نهاد و توصیهٔ سیاستی این تحقیق است. هم‌چنین، پیش‌نهاد می‌شود که مراکز و سازمان‌های متولی امر سلامت و بهداشت در این کشورها، از دستاوردهای علمی و فناوری نوین در حوزهٔ سلامت و درمان، که در جهان مورداستفاده قرار می‌گیرند، بهره ببرند تا بتوانند موانع و آسیب‌های بهداشتی را رفع کنند و سطح سلامت جامعه را ارتقا دهند.

کتاب‌نامه

اخوان بهبهانی، علی (۱۳۸۳)، «جهانی‌شدن و سلامت»، فصل‌نامهٔ *مجلس و راهبرد*، ش ۴۳.

تورانی، سوگند، جمال‌الدین طبیبی، شهرام توفیقی، شهرام شعربافچی‌زاده، و نسرین شعربافچی‌زاده (۱۳۹۰)، «تجارت بین‌المللی خدمات سلامت در کشورهای منتخب آسه‌آن، چالش‌ها و فرصت‌ها»، *مدیریت اطلاعات سلامت*، ش ٤.

حضارمقدم، نسرین، بهرام سحابی، علی‌محمد احمدی، و وحید محمودی (۱۳۹٤)، «بررسی اثر جهانی‌شدن بر شاخص‌های سلامت»، فصل‌نامهٔ *مطالعات راهبردی جهانی‌شدن*، ش ١٦.

جهانگرد، اسفندیار و ناصرالدین علی‌زاده (۱۳۸۸)، «برآورد عوامل اقتصادی ـ اجتماعی مؤثر بر تابع تولید سلامتی در استان‌های ایران»، فصل‌نامهٔ *نامهٔ اقتصادی*، ش ۷۵.

سلاطین، پروانه و سمانه محمدی (۱۳۹٤)، «بررسی عوامل مؤثر بر سلامت در استان‌های ایران»، فصل‌نامهٔ *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ش ٦٤.

غفاری‌گولک، مرضیه، لطفعلی عاقلی، علی‌رضا ناصری، و حسین صادقی (۱۳۹۵)، «اثرات ادوار تجاری بر نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های ایران»، فصل‌نامهٔ *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ش ١٦.

گل‌خندان، ابوالقاسم و مهدی رستمی (۱۳۹۵)، «جهانی‌شدن؛ فرصت یا تهدیدی برای سلامت؟ (موردکاوی ایران)»، فصل‌نامهٔ *مدیریت بهداشت و درمان*، ش ۱.

Alam, M. S., S. A. Raza, M. Shahbaz, and Q. Abbas (2015), "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*, vol. 129.

Bai, J., C. Kao, and S. Ng (2009), "Panel Cointegration with Global Stochastic Trends", *Journal of Econometrics*, vol. 149.

Bergh, A. and T. Nilsson (2009), "Good for Living? On the Relationship between Globalization and Life Expectancy", *World Development*, 38(9).

Bezuneh, M. and Z. Yiheyis (2014), "Has Trade Liberalization Improved Food Availability in Developing Countries? An Empirical Analysis", *Journal of Economic Development*, 39(1).

Blouin, C., M. Chopra, and R. van der Hoeven (2009), "Trade and Social Determinants of Health", *The Lancet*, 373(9662).

Blouin, C., J. Gobrecht, J. Lethbridge, D. Singh, R. Smith, and D. Warner (2006), "Trade in Health Services under the Four Modes of Supply: Review of Current Trends and Policy issues", in: *International Trade in Health Services and the GATS: Current Issues and Debates*, C. Blouin, N. Drager, and R. Smith (eds.), Washington (DC): World Bank Publications.

Breusch, T. S. and A. R. Pagan (1980), "The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specifications in Econometrics", *Rev. Econ. Stud*, vol. 47.

Burns, D. K., A. P. Jones, Y. Goryakin, and M. Suhrcke (2017), "Is Foreign Direct Investment Good for Health in Low and Middle Income Countries? An Instrumental Variable Approach", *Social Science and Medicine*, vol. 181.

Bussmann, M. (2009), "The Effect of Trade Openness on Women's Welfare and Work Life", *World Development*, vol. 37.

Chanda, R. (2002), "Trade in Health Services", *World Health Organization*, 80(2).

Deaton, A. (2004), *Health in an Age of Globalization*, Cambridge: National Bureau of Economic Research.

Halicioglu, F. (2011), "Modeling Life Expectancy in Turkey", *Economic Modelling*, 28(5).

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).

Kawachi, I. and S. Wamala (2006), *Globalization and Health*, Oxford: Oxford University Press.

Levine, D. I. and D. Rothman (2006), "Does Trade Affect Child Health?" *Journal of Health Economics*, 25(3).

Lin, F., N. C. S. Sim, and N. Pham (2015), "Child Mortality in the LDCs: The Role of Trade, Institutions and Environmental Quality", *Working Paper*, no. 15, School of Economics, the University of Adelaide, Australia.

Mortensen, J. (2008), "International Trade in Health Services Assessing the Trade and the Trade Offs", *DIIS Working Paper*, vol. 11.

Nagel, K., D. Herzer, and P. Nunnenkamp (2015), "How Does FDI Affect Health?", *International Economic Journal*, vol. 29.

Ovaska, T. and T. Takashima (2006), "Economic Policy and the Level of Self-Perceived Well Being: An International Comparison", *Journal of Socio-Economics*, 35(2).

Owen, A. L. and S. Wu (2007), "Is Trade Good for Your Health?", *Review of International Economics*, 15(4).

Papageorgiou, C., A. Savvides, and M. Zachariadis (2007), "International Medical Technology Diffusion", *Journal of International Economics*, 72(2).

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*, no. 1229.

Pesaran, M. H. (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in Presence of Cross Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22.

Phillips, P. C. B. and B. E. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression With I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, vol. 57.

Smith, R. D. (2004), "Foreign Direct Investment and Trade in Health Services: a Review of the Literature", *Social Science and Medicine*, 59(11).

Smith, R. D, P. R. Chanda, and V. Tangcharoensathien (2009), "Trade in Health-Related Services", *The Lancet*, 373(9663).

Stark, O. (2004), "Rethinking the Brain Drain", *World Development*, 32(1).

Stevens, P., J. Urbach, and G. Wills (2013), "Healthy Trade: The Relationship between Open Trade and Health", *Foreign Trade Review*, 48(1).

Tsai, M. C. (2007), "Does Globalization Affect Human Well-Being?", *Social Indicators Research*, vol. 81.

Wei, S. J. and Y. Wu (2002), "The Life-and-Death Implications of Globalization", *IMF Working Paper*, <popline.org>.

WHO (2010), World Health Statistics.

Westerlund, J. (2007), "Testing for Error Correction in Panel Data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6).