

The Impact of Foreign Direct Investment on Health in Developing Countries

Abolghasem Golkhandan ^{1,*}

¹ Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative, Lorestan University, Khorram Abad, Iran

* **Corresponding author:** Abolghasem Golkhandan, PhD Candidate, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative, Lorestan University, Khorram Abad, Iran. Tel: +98-09183666361, E-mail: golkhandana@gmail.com

Received: 2017/07/30

Accepted: 2017/10/7

Online published: 2017/10/7

Abstract

Introduction: Foreign Direct Investment (FDI) from various channels, directly and indirectly, effects on public health level in community. Accordingly, the major purpose of this study was to evaluate the impact of FDI on health in developing countries.

Materials and Methods: This study was examined the long-term relationship between health indicator, the share of FDI in GDP, per capita physician, income per capita, enrollment rates in secondary courses and urbanization rate, by using the statistical data of 25 developing countries during the period of 1995-2014 years via Continuously-updated and Fully-Modified (Cup-FM) estimator. The statistical analyzes were performed using the STATA and GAUSS software.

Results: Based on the results of the estimation model, the share of FDI in GDP, per capita physician, income per capita, enrollment rates in secondary courses and urbanization rate; improve the health indicator in the long-term. One percent increase in the share of FDI in GDP, reduce the infant mortality rate (IMR) in developing countries by about 0.07 percent, in the long-term.

Conclusions: Providing the necessary conditions for attracting FDI in developing countries, can promote the health in these countries.

Keywords: Health, Foreign Direct Investment (FDI), Developing Countries, Continuously-updated and Fully-Modified (Cup-FM)

©2017 Deputy of Research and Technology of Baqiyatallah Hospital

تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سلامت در کشورهای در حال توسعه

ابوالقاسم گل‌خندان^{*۱}

^۱ گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران
 * نویسنده مسئول: ابوالقاسم گل‌خندان، دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران. تلفن: ۰۹۱۸۳۶۶۶۳۶۱-۹۸+، ایمیل: golkhandana@gmail.com
 دریافت: ۱۳۹۶/۵/۸ پذیرش: ۱۳۹۶/۷/۱۵ انتشار آنلاین: ۱۳۹۶/۷/۱۵

چکیده

مقدمه: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) از کانال‌های مختلفی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم، سلامت را متأثر می‌کند. بر این اساس، هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر FDI بر سلامت، در کشورهای در حال توسعه است.
مواد و روش‌ها: این مطالعه با استفاده از داده‌های آماری ۲۵ کشور در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵، به بررسی رابطه بلندمدت بین شاخص سلامت، سهم FDI از تولید ناخالص داخلی (GDP)، سرانه پزشک، درآمد سرانه، نرخ ثبت نام در دوره‌های متوسطه و نرخ شهرنشینی پرداخته است. به این منظور از برآوردگر به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM) استفاده شده است. همچنین، تحلیل داده‌ها به کمک نرم‌افزارهای STATA و GAUSS انجام شده است.

یافته‌ها: بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل، سهم FDI از تولید ناخالص داخلی، سرانه پزشک، درآمد سرانه، نرخ ثبت نام در دوره‌های متوسطه و نرخ شهرنشینی، شاخص سلامت را در بلندمدت بهبود می‌بخشند. یک درصد افزایش در سهم FDI از تولید ناخالص داخلی، در بلندمدت، نرخ مرگ‌ومیر نوزادان را در کشورهای در حال توسعه حدود ۰/۱۷ درصد کاهش خواهد داد.

نتیجه‌گیری: فراهم کردن بسترهای لازم جهت جذب FDI در کشورهای در حال توسعه، می‌تواند به ارتقای سطح سلامت در این کشورها کمک کند.

کلمات کلیدی: سلامت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، کشورهای در حال توسعه، به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM)

تمامی حقوق نشر برای معاونت پژوهش بیمارستان بقیه الله محفوظ است.

مقدمه

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

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 و الکل و ... این دسته کم‌تر تحت تأثیر سیاست‌های کلان اقتصاد قرار می‌گیرند.

ب) عوامل کلان: این عوامل بر خصوصیات کلان جامعه متمرکز بوده و تحت کنترل افراد جامعه نیستند و از عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و ... تأثیر می‌پذیرند [۱].

یکی از متغیرهای کلان مؤثر بر وضعیت سلامت، که به‌تازگی مورد توجه تجربی محققان قرار گرفته، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI: Foreign Direct Investment) است. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سلامت رابطه دوسویه دارند؛ از یک‌سو، سلامت به‌عنوان یکی از عوامل در کنار سایر عوامل اثرگذار بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌شمار می‌آید. از سوی دیگر، سلامت از جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر می‌پذیرد. به‌رغم این‌که مطالعات بسیاری به بررسی اثرات FDI بر متغیرهایی مانند: رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و آلودگی محیط‌زیست در کشورهای مختلف پرداخته‌اند، اما تاکنون در مورد تأثیرات FDI بر سلامت، پژوهش یا تحقیق چندان زیادی صورت نگرفته است. به‌طور کلی می‌توان آثار FDI بر روی سلامتی را از دو کانال مستقیم و غیرمستقیم تشریح کرد که در ادامه مورد بررسی قرار می‌گیرد. از کانال مستقیم، FDI می‌تواند به‌طور مستقیم و بدون واسطه برون‌داده‌های سلامت را تحت تأثیر قرار دهد. به‌طور مثال، گسترش FDI در بخش سلامت و حضور شرکت‌های خارجی تولیدکننده محصولات پزشکی یا بهداشتی، با فراهم آوردن کالاها و خدمات پزشکی گسترده‌تر (مانند دارو و تجهیزات پزشکی)، این کالاها و خدمات را با قیمت‌های پایین‌تر در دسترس افراد جامعه قرار می‌دهد و باعث بهبود سلامت می‌شود. در مقابل، اگر FDI در بخش‌های تولیدکننده مضر سلامت مانند الکل، تنباکو و غذاهای ناسالم فعالیت کند، می‌تواند منجر به خطراتی برای سلامت شود. به‌علاوه، افزایش FDI، به‌طور معمول با افزایش جابه‌جایی مردم در سرتاسر مرزهای ملی و به‌منظور گسترش اهداف تجاری در ارتباط است که می‌تواند بیماری‌های عفونی را از طریق تماس‌های شخصی گسترش دهد (۲). از کانال غیرمستقیم، FDI به‌طور غیرمستقیم و از طریق تأثیر بر سایر متغیرها، وضعیت سلامت افراد جامعه را تحت تأثیر قرار دهد. اهم این متغیرها عبارت‌اند

از: رشد اقتصادی، انتقال فناوری و بهره‌وری تولید، نابرابری درآمد، آلودگی زیست‌محیطی، ناامنی اقتصادی و هزینه‌های دولت [۲]. به‌طور مثال، رشد اقتصادی ناشی از جریان FDI می‌تواند باعث افزایش متوسط درآمد شود. این امر منجر به تقاضای بیش‌تر از خدمات سلامت شده و در نهایت سلامت عمومی کشور میزبان را افزایش می‌دهد. هم‌چنین، گسترش FDI در بخش‌های که آلودگی بالایی دارند، می‌تواند سلامت کشورهای میزبان را از طریق افزایش آلودگی تهدید کند. بر اساس مطالعه بریگز [۳] حدود ۸ تا ۹ درصد کل بیماری‌ها در سرتاسر جهان ممکن است به آلودگی‌های زیست‌محیطی مربوط شود. به‌عبارت دیگر، نوع سرمایه‌گذاری خارجی نیز بر سلامت کشور میزبان تأثیر می‌گذارد. برای مثال، حضور سرمایه‌گذاران خارجی در بخش‌های اقتصادی که آلودگی بالایی دارند، می‌تواند سلامت کشورهای میزبان را از طریق افزایش هزینه‌های سلامت تخریب نماید. در مقابل، حضور سرمایه‌گذاران خارجی در بخش‌های اقتصاد پاک، می‌تواند سلامت جامعه را از طریق کانال درآمد تقویت نماید [۴]. در نگاه دیگر، FDI بر شرایط سلامت از طریق افزایش رقابت در کشور میزبان، تأثیر می‌گذارد. کارگران به‌طور رایج از سطح بالای استرس و نااطمینانی رنج می‌برند، مخصوصاً هنگامی که جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باعث تضعیف تولید و اخراج کارگران می‌شود [۵]. علاوه بر این ادغام مالی جهانی و رقابت جهانی برای جریان FDI، به‌طور کلی دولت‌ها را در ارائه کالاهای عمومی محدود می‌کند. دولت کشور میزبان ممکن است نظر سرمایه‌گذاران خارجی را با فراهم آوردن زیرساخت‌های یارانه‌ای و تخفیف‌های مالیاتی حداقل در شرایط نسبی، با صرف هزینه‌های اجتماعی در مواردی مثل خدمات سلامت عمومی جلب کند. به‌کارگیری سیاست‌های حمایت اجتماعی از سوی دولت کشور میزبان در راستای جذب سرمایه‌گذاران خارجی، سلامت عمومی جامعه را بهبود می‌بخشد [۴]. بایستی توجه کرد که تأثیر FDI بر سلامت از کانال غیرمستقیم، به‌دلیل آثار نامشخص FDI بر بسیاری از متغیرهای واسطه و هم‌چنین، آثار نامشخص بسیاری از متغیرهای واسطه بر سلامت، همانند کانال مستقیم، مبهم است [۲].

مرور ادبیات مطالعات انجام‌شده نشان می‌دهد که آثار FDI بر ابعاد مهم کیفیت زندگی مثل شرایط سلامت، کم‌تر در مطالعات تجربی و نظری این حوزه، مورد توجه محققان قرار گرفته است. هرچند در برخی از مطالعات مانند آسیدو و همکاران [۶] و دسبورس و آزار [۷]، نقش سلامت جامعه در جذب FDI بررسی شده است، اما آثار جریان FDI بر سلامت کشور میزبان

۱۹۹۵ بپردازد. توجه به معضل کمبود منابع سرمایه‌گذاری در کشورهای درحال توسعه جهت نیل به اوضاع اقتصادی مطلوب‌تر (و استفاده از FDI به‌عنوان یک راه‌کار مهم در این کشورها) و نامطلوب بودن وضعیت شاخص‌های سلامت در این کشورها، اهمیت بررسی موضوع تحقیق را دوچندان می‌کند.

روش کار

در این مطالعه به‌منظور بررسی تأثیر FDI بر وضعیت سلامت ۲۵ کشور درحال توسعه (شامل ایران) از مدل زیر استفاده شده است:

$$(1) \quad \text{Ln(Health)}_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{Ln(FDI)}_{it} + \sum_{m=1}^M \gamma_m \text{Ln(Control)}_{it} + \mu_t + \varepsilon_{it}$$

که در رابطه فوق:

Ln: لگاریتم طبیعی (دلیل اصلی لگاریتم گرفتن از متغیرها آنست که نخست، داده‌ها همگن‌تر می‌شوند و دوم آن‌که، ضرایب تخمینی مفهوم اقتصادی کشتش پیدا می‌کنند؛ به این معنا که مقدار این ضرایب نشان‌دهنده میزان تغییر در متغیر وابسته به‌ازای یک درصد تغییر در متغیر مستقل با فرض ثبات سایر متغیرهاست و مستقل از واحد اندازه‌گیری می‌باشند)، Health: شاخص اندازه‌گیری سلامت، α : عرض از مبدأ (اثر ثابت دوره زمانی (۲۰۱۴-۱۹۹۵)، β_1 : اثر ثابت FDI: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، M: تعداد متغیرهای کنترل، Control: متغیرهای کنترل مؤثر بر سلامت، μ_t : اثر ثابت زمان و ε_{it} جمله خطا تصادفی است.

در این مطالعه به‌منظور اندازه‌گیری سلامت افراد جامعه، از شاخص نرخ مرگ‌ومیر نوزادان (IMR) (به‌ازای هر ۱۰۰۰ تولد زنده) (شاخص معکوس سلامت) استفاده شده است. میزان مرگ‌ومیر نوزادان یکی از پرکاربردترین شاخص‌های سلامت جمعیت است و دارای مزایای زیر نسبت به سایر شاخص‌هاست: الف) برای تعداد زیادی از کشورهای جهان و سال‌های متعدد در دسترس است. ب) از نظر آماری برای هر دو گروه از کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه قابل اعتماد است. به‌طور خاص، تخمین‌های امید به زندگی ممکن است برای کشورهای درحال توسعه غیرقابل اعتماد باشند؛ زیرا با توجه به اینکه اکثر کشورهای درحال توسعه سیستم‌های ثبت‌نام حیاتی کامل ندارند، بر اساس معادلات پیش‌بینی‌کننده به‌دست می‌آیند [۲].
[۱۰]. هم‌چنین، متغیر FDI، به‌صورت سهم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از تولید ناخالص داخلی (FDI/GDP) (بر حسب درصد) مورد استفاده قرار گرفته است. سلامتی مفهومی چندبعدی است که در دنیای واقع تحت تأثیر طیف گسترده‌ای از تعیین‌کننده‌های محیطی، اجتماعی، زیستی و اقتصادی است

به‌طور عمده نادیده گرفته شده است. بر این اساس معهود مطالعات صورت‌گرفته در این زمینه در ادامه مورد بررسی قرار گرفته است. هرز و نائین‌کامپ [۵] تأثیر FDI را بر سلامت با استفاده از داده‌های ترکیبی ۱۴ کشور با درآمد بالا (توسعه‌یافته) طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۰ بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که افزایش FDI در کشورهای مورد مطالعه با کاهش امید به زندگی همراه شده است. آلام و همکاران [۸] تأثیر FDI 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 (ARDL: Auto Regression Distributed Lag) نشان می‌دهد که افزایش FDI در کشور پاکستان با افزایش امید به زندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت همراه شده است. ناگل و همکاران [۲] تأثیر FDI را بر سلامت با استفاده از داده‌های ترکیبی ۱۷۹ کشور جهان طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۰ بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که رابطه FDI و شاخص سلامت (نرخ مرگ‌ومیر نوزادان) 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. برنز و همکاران [۹] 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. این در حالیست که بین FDI و نرخ مرگ و میر کودکان رابطه معناداری مشاهده نشده است. برخورداری و فتاحی [۴] به بررسی تأثیر FDI بر امید به زندگی در کشورهای عضو اوپک پرداخته‌اند. برای این منظور، از داده‌های کشورهای عضو اوپک طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۸۰ و رهیافت حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS: Dynamic Ordinary Least Square) در داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که FDI بر امید به زندگی این گروه از کشورها تأثیر مثبت و معناداری در بلندمدت داشته است. با توجه به مرور ادبیات نظری و تجربی، نتیجه می‌شود که ارتباط بین FDI و سلامت، مسأله‌ای پیچیده و چندبعدی است و تأثیرپذیری سلامت از FDI، پاسخ مشخص و معین ندارد و ویژگی‌های کشور میزبان نقش مهمی در تعیین تأثیرپذیری سلامت از آن دارد. با توجه به این توضیحات، مطالعه حاضر تلاش کرده است تا به بررسی تأثیر FDI بر وضعیت سلامت منتخبی از کشورهای درحال توسعه (شامل ایران) طی دوره زمانی ۲۰۱۴-

برای داده‌ها با وابستگی مقطعی ارائه شده‌اند، استفاده شده است. در این آزمون‌ها فرضیه صفر به ترتیب نشان‌دهنده وجود ریشه واحد (نامانایی) و عدم هم‌انباشتگی است. در گام آخر نیز بایستی مدل، برآورد شود. در صورت تأیید وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل نمی‌توان از روش‌های معمول برآورد مدل در داده‌های ترکیبی، استفاده کرد. در این راستا، بای و همکاران [۱۵] برآوردگری به نام به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM: Continuously-updated and Fully-Modified) را برای داده‌های پانلی که در آن‌ها مشکل وابستگی مقطعی وجود دارد، بر مبنای برآوردگر حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده (FMOLS: Fully Modified Ordinary Least Squares) پیشنهاد داده‌اند. این برآوردگر همانند برآوردگر FMOLS، نسبت به اریب خودهمبستگی پیاپی و اریب درون‌زایی مقاوم است 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:

(۳)

$$y_{it} = x_{it}\beta + e_{it} \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \quad x_{it} \\ = x_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

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 [۱۵]:

(۴)

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

بر اساس تحلیل فیلیپس و هانسن (۱۹۶) توزیع حدی این برآوردگر به‌دلیل اریب به‌وجود آمده بین e_{it} و ε_{it} از صفر فاصله می‌گیرد، مگر در شرایطی که 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 [۱۵]. از طرفی، فرض استقلال مقطعی در مطالعات سری زمانی اقتصادی بسیار محدودکننده و به‌سختی قابل توجیه است. بای و همکاران [۱۵] برای در نظر گرفتن بحث وابستگی مقطعی، فرض نموده‌اند که جمله خطای معادله و رگرسیون از الگوی عاملی زیر تبعیت می‌کند:

(۵)

$$e_{it} = \lambda_{it} F_t + u_{it}$$

که هر یک سهمی در توضیح تغییرات آن دارد. لذا FDI به‌تنهایی نمی‌تواند تغییرات شاخص سلامت را توضیح دهد. لذا 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 سرانه پزشک P (به‌ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت و به‌عنوان شاخص سنجش وضع نسبی بهداشت در جامعه)، تولید ناخالص داخلی سرانه (GDPpc) (به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ و برحسب دلار آمریکا و به‌عنوان شاخص سنجش درآمد نسبی و یک عامل اقتصادی)، نرخ ثبت نام در دوره‌های متوسطه (درصدی از جوانان که در دوره‌های متوسطه ثبت نام می‌کنند و به‌عنوان یک عامل اجتماعی) (EDU) و نرخ شهرنشینی (درصدی از کل جمعیت که در شهرها زندگی می‌کنند و به‌عنوان یک عامل محیطی) (UR) به‌صورت متغیرهای کنترل و دیگر متغیرهای توضیحی به مدل اضافه شده است. بر این اساس می‌توان گفت که مدل نهایی تحقیق به‌صورت زیر می‌باشد:

(۲)

$$\ln(IMR)_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln\left(\frac{FDI}{GDP}\right)_{it} + \gamma_1 \ln(P)_{it} \\ + \gamma_2 \ln(GDPpc)_{it} + \gamma_3 \ln(EDU)_{it} \\ + \gamma_4 \ln(UR)_{it} + \mu_t + \varepsilon_{it}$$

شایان ذکر است که منبع داده‌های آماری کلیه متغیرهای تحقیق، شاخص‌های توسعه جهانی (WDI: World Development Indicators) متعلق به بانک جهانی است. الگوی موردنظر در این مقاله به‌صورت یک معادله ترکیبی (پانل) است. اولین گام در اقتصادسنجی داده‌های پانلی، تشخیص استقلال مقطعی بین داده‌هاست. به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر: آزمون‌های بریوش و پاگان [۱۱] و CD پسران [۱۲] ارائه شده‌اند که در این مقاله از آزمون CD پسران [۱۲] 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 [۱۱]، 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 [۱۲]. فرضیه صفر در آزمون CD پسران [۱۲] نشان‌دهنده عدم وجود وابستگی مقطعی است. هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تأیید شد، بایستی در گام بعد وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل توسط آزمون‌های ریشه‌واحد و هم‌انباشتگی اثبات گردد. به این منظور از آزمون ریشه‌واحد تعمیم‌یافته مقطعی ایم، پسران و شین (CIPS) (ارائه‌شده توسط پسران [۱۳]) و آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند [۱۴] که

شایان ذکر است که در این مطالعه به منظور تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی از نرم‌افزارهای STATA و GAUSS استفاده شده است.

یافته‌ها

همان‌طور که پیش از آن گفته شد، نخستین گام در تخمین داده‌های پانل، انجام آزمون وابستگی مقطعی است. به این منظور، از آزمون وابستگی مقطعی CD پسران استفاده شده و نتیجه آن در [جدول ۱](#) آمده است. با توجه به مقادیر بحرانی این آزمون که از توزیع نرمال برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی در سطح ۱ درصد رد شده و وجود وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل نتیجه گرفته شده است. با توجه به اثبات وابستگی مقطعی در مدل، از آماره CIPS پسران برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون برای تمام متغیرها، یک‌بار با وجود عرض از مبدأ (C) و یک‌بار با وجود عرض از مبدأ (C+T) در سطح و با یک تفاضل در [جدول ۲](#) آمده است. براساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران در [جدول ۳](#)، نتیجه می‌گیریم تمام متغیرها در سطح نامانا می‌باشند (در سطح ۵ درصد)؛ اما با یک‌بار تفاضل‌گیری به صورت مانا درآمده‌اند و از درجه مانایی واحد، یعنی I(1) برخوردارند.

با توجه به وجود 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، به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترونند پرداخته شده است. نتایج این آزمون در [جدول ۴](#) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول (مقدار آماره و سطح احتمال محاسبه شده) می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه G_T و دو آماره پانل P_α و P_T در سطح ۱ درصد رد می‌شود. ستون سوم [جدول ۴](#) مقادیر احتمال قوی آزمون وسترونند را که به وسیله روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به دست 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_α و G_T و دو آماره پانل P_α و P_T در مدل رد می‌شود.

که در آن F_t یک بردار $1 \times r$ از عوامل مشترک غیرقابل مشاهده و λ_i یک بردار $1 \times r$ از وزن‌های عاملی است؛ بنابراین الگوی پانلی رابطه (۳) را می‌توان در این حالت به صورت زیر تعریف نمود:

(۶)

$$y_{it} = x_{it}\beta + \lambda_{it}F_t + u_{it}$$

جدا نمودن F_t از جزء اخلاص 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 به عنوان جزئی از جمله اخلاص، برآورد β ناسازگار خواهد بود. با توجه به مطالب فوق، برآوردگر Cup-FM که برآوردی سازگار از ضرایب معادله ارائه می‌کند؛ به صورت زیر معرفی و تعریف شده است:

(۷)

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

در دو معادله فوق، $\bar{\Delta}$ عملگر ماتریس کواریانس یک‌طرفه، $V_{\eta t}$ ماتریس قطری از r تا r بزرگ‌ترین مقادیر ویژه ماتریس داخل برکت است که به صورت کاهنده مرتب شده‌اند و متغیرهای $F_t x_i^+$ ، y_i^+ و u_i نماینده بردارهای زیر هستند:

(۸)

$$y_i^+ = \begin{bmatrix} y_{i1}^+ \\ y_{i2}^+ \\ \vdots \\ y_{iT}^+ \end{bmatrix}, \quad x_i^+ = \begin{bmatrix} x_{i1}^+ \\ x_{i2}^+ \\ \vdots \\ x_{iT}^+ \end{bmatrix}, \quad F = \begin{bmatrix} F_1 \\ F_2 \\ \vdots \\ F_T \end{bmatrix}, \quad u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix}$$

متغیر η نیز جمله اخلاص فرآیند خودتوضیح F_t است که با فرض نامانایی F_t و به صورت زیر معرفی شده است [\[۱۵\]](#):

(۹)

$$F_t = F_{t-1} + \eta_t$$

هم‌چنین، فرض می‌شود که رابطه $u_{it} = a_i \eta_t + b_{it}$ بین جملات اخلاص (خطا) دو معادله (۵) و (۹) برقرار باشد. به این ترتیب، برآوردگر Cup-FM در نتیجه حل تکراری دو مجهول \hat{F} و $\hat{\beta}_{Cup-FM}$ در دو معادله رابطه (۷) به دست می‌آید [\[۱۵\]](#).

جدول ۱: نتیجه آزمون وابستگی مقطعی CD پسران (۱۲)

مقدار آماره آزمون	مقادیر بحرانی در سطوح احتمال مختلف			نتیجه
	٪۱۰	٪۵	٪۱	
-۲/۸۸۵	-۱/۶۴	-۱/۹۶	-۲/۵۷	تأیید وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد پسران (۱۳)

درجه مانایی	مقدار آماره CIPS				متغیر
	با یک تفاضل		در سطح		
	C+T	C	C+T	C	
I(1)	-۶/۸۱۲	-۶/۰۵۹	-۲/۲۵۵	-۱/۹۴۲	Ln (IMR)
I(1)	-۵/۴۹۳	-۴/۶۴۱	-۱/۸۹۴	-۱/۸۲۴	Ln (FDI/GDP)
I(1)	-۳/۲۱۲	-۲/۷۵۸	-۲/۰۱۲	-۱/۶۱۱	Ln (GDPpc)
I(1)	-۳/۶۸۹	-۳/۱۱۸	-۱/۹۳۲	-۱/۵۱۲	Ln (P)
I(1)	-۲/۸۱۴	-۲/۲۵۲	-۰/۸۶۲	-۰/۸۱۱	Ln (EDU)
I(1)	-۱۰/۶۲۶	-۸/۱۵۱	-۲/۴۸۴	-۲/۰۸۱	Ln (UR)

جدول ۳: مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (۱۳) در سطوح مختلف

حالت	٪۱	٪۵	٪۱۰
C	-۲/۳۲	-۲/۱۵	-۲/۰۷
C+T	-۲/۸۳	-۲/۶۷	-۲/۵۸

جدول ۴: نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند (۱۴)

نوع آماره	مقدار آماره	احتمال	احتمال قوی
G_T	-۳/۵۸۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
G_a	-۶/۴۴۲	۰/۹۹۱	۰/۰۰۲
P_T	-۲۶/۸۱۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
P_a	-۸/۹۶۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

بلندمدت در سطح اطمینان ۵ درصد معنادارند. لذا ضرایب تخمینی قابلیت لازم برای تحلیل و تفسیر را دارند.

(۱۰)

$$\begin{aligned} \ln(IMR)_{it} = \alpha_i + & -0.168 \ln\left(\frac{FDI}{GDP}\right)_{it} \\ & (-3.492) \\ & -0.912 \ln(P)_{it} \\ & (-4.462) \\ & -0.288 \ln(GDPpc)_{it} \\ & (-2.71) \\ & -0.125 \ln(EDU)_{it} \\ & (-3.18) \\ & -0.065 \ln(UR)_{it} \\ & (-5.281) \end{aligned}$$

بحث

بر اساس نتایج به دست آمده در رابطه (۱۰)، ضریب تخمینی متغیر لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص داخلی (FDI/GDP)، به عنوان موضوع اصلی این تحقیق، منفی و معنادار است. مقدار این ضریب حدود ۰/۱۷- تخمین زده شده است. به این معنا که یک درصد افزایش در FDI/GDP، با فرض ثبات سایر متغیرها، در بلندمدت، نرخ مرگ‌ومیر نوزادان را در کشورهای در حال توسعه حدود ۰/۱۷ درصد کاهش خواهد داد. بر این اساس می‌توان ادعا کرد که در

طول وقفه بهینه با استفاده از معیار آکائیک (AIC) و بر اساس جای‌گذاری در تعیین طول پنجره Bartlett-kernel به صورت $3 \approx 4(T/100)^{2/9}$ تعیین شده است. تعداد بوت‌استرپ‌ها نیز برای تعیین ارزش احتمال بوت‌استرپ شده که باعث حذف اثرات مقطعی در داده‌های پانل می‌شوند، ۵۰۰ در نظر گرفته شده است. بعد از اثبات هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب، می‌توان مدل را برآورد کرد. همان‌طور که قبلاً نیز توضیح داده شد، به دلیل وابستگی مقطعی در مدل تحقیق، به منظور تخمین ضرایب بلندمدت از روش Cup-FM استفاده شده است. نتایج این تخمین در رابطه (۱۰) آمده است (در نرم‌افزار GAUSS مقدار عرض از مبدأ در روش Cup-FM به طور خودکار ارائه داده نمی‌شود. به هر حال این ضریب اهمیت آماری چندانی ندارد و در صورت لزوم می‌توان آن را به صورت دستی و جای‌گذاری در معادله رگرسیونی تحقیق محاسبه کرد. در ضمن اعداد داخل پرانتز در رابطه بالا نشان‌دهنده مقدار آماره t است). بر اساس این رابطه، علامت ضرایب تخمینی 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 تخمینی در

مجموع، FDI از کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم می‌تواند سلامت کشورهای مورد مطالعه را بهبود دهد. در توجیه نتیجه به‌دست آمده می‌توان گفت که جریان FDI در کشورهای در حال توسعه از کانال افزایش درآمد سرانه و همچنین افزایش حمایت‌های اجتماعی موجب بهبود سلامت در این کشورها می‌شود. همچنین، جریان FDI به کشورهای در حال توسعه موجب افزایش سطح اشتغال شده و پرداختی‌های دستمزد و همچنین سایر پرداختی‌های انتقالی از سوی شرکت‌های خارجی، زمینه بهبود سلامت کارکنان و در نهایت انتقال این اثرات به کل جامعه را به دنبال دارد. بر این اساس مهم‌ترین و اصلی‌ترین پیشنهاد سیاستی این مطالعه، فراهم کردن بسترهای لازم جهت جذب FDI در کشورهای در حال توسعه، به منظور ارتقای سطح سلامت و بهداشت در این کشورهاست. نتیجه به‌دست آمده مبنی بر اثر مثبت FDI بر شاخص سلامت، با نتایج مطالعاتی مانند مطالعات برخورداری و فتاحی [۴] برای کشورهای عضو اوپک، آلام و همکاران [۸] برای کشور پاکستان و برنز و همکاران [۹] برای کشورهای با درآمد پایین و متوسط، هم‌سو و با نتایج برخی از مطالعات مانند مطالعه هرزر و نان کامپ [۵] مغایر است. دلیل تفاوت در نتایج به‌دست‌آمده در این مطالعات به ماهیت نوع سرمایه‌گذاری‌های خارجی و ساختار اقتصادی کشورهای مورد مطالعه برمی‌گردد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در رابطه (۱۰)، ضریب تخمینی متغیر لگاریتم سرانه پزشک P، منفی و معنادار است. مقدار این ضریب ضریب حدود ۰/۹۱- تخمین زده شده است. به این معنا که یک درصد افزایش در سرانه پزشک، با فرض ثبات سایر متغیرها، در بلندمدت، نرخ مرگ‌ومیر نوزادان را در کشورهای در حال توسعه حدود ۰/۹۱ درصد کاهش خواهد داد و موجب بهبود وضعیت سلامت می‌شود. بر اساس ضرایب تخمینی، این متغیر بیش‌ترین اثرگذاری را در کشورهای در حال توسعه نسبت به سایر متغیرها بر روی وضعیت سلامت دارد. پزشکان، مهم‌ترین عامل در مدیریت تخصیص منابع بخش سلامت هستند و نقش اساسی را در میزان اثربخشی و کارایی خدمات بهداشتی و درمانی بر عهده دارند. شاخص تعداد پزشک به‌ازای هر ۱۰۰۰ نفر، بیان‌گر میزان دسترسی افراد به خدمات بهداشتی و درمانی و مبین سطح برخورداری از سلامت در کشورها است. این متغیر، علاوه بر این که تأثیر ارائه خدمات بهداشتی را نشان می‌دهد، به‌نوعی بیان‌گر تأثیر غیرمستقیم رشد جمعیت بر سلامت نیز می‌باشد. به‌گونه‌ای اگر متناسب با افزایش جمعیت، زیرساخت‌های لازم جهت ارائه خدمات اجتماعی نظیر بهداشت ایجاد نگردد و سرمایه‌گذاری لازم در این زمینه صورت نگیرد، اثرات مخرب و قابل توجهی بر شاخص سلامت و در نتیجه سرمایه انسانی دارد.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در رابطه (۱۰)، ضریب تخمینی متغیر لگاریتم درآمد سرانه (GDPpc)، منفی و معنادار است. مقدار این ضریب حدود ۰/۲۹- تخمین زده شده است. به این معنا که یک درصد افزایش در سرانه درآمد، با فرض ثبات سایر متغیرها، در بلندمدت، نرخ مرگ‌ومیر نوزادان را در کشورهای در حال توسعه حدود ۰/۲۹ درصد کاهش خواهد داد و موجب بهبود وضعیت سلامت می‌شود. درآمد یکی از مهم‌ترین عوامل خرد مؤثر بر سلامت بوده و معمولاً بین درآمد پائین و فقر بهداشت، همبستگی بالا و دائمی وجود دارد. آشکار است که دسترسی به درآمد کافی، خود پیش‌نیاز دسترسی به سایر عوامل تعیین‌کننده بهداشت مانند تغذیه و آموزش می‌باشد. افراد کم‌درآمد از استانداردهای پائین زندگی، امکانات مالی کم برای تأمین مخارج بهداشتی، تغذیه ناکافی و تحصیلات پائین برخوردار هستند که همه این موارد می‌توانند موجب کاهش سلامتی فرد شوند. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر مثبت درآمد بر روی وضعیت سلامت، هم‌سوئی نزدیکی با نتایج مطالعات ناگل و همکاران [۲]، برخورداری و فتاحی [۴] و برنز و همکاران [۹] دارد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در رابطه (۱۰)، ضریب تخمینی متغیر لگاریتم نرخ ثبت نام در دوره‌های متوسطه (EDU)، منفی و معنادار است. مقدار این ضریب حدود ۰/۱۳- تخمین زده شده است. به این معنا که یک درصد افزایش در نرخ ثبت نام در دوره‌های متوسطه، با فرض ثبات سایر متغیرها، در بلندمدت، نرخ مرگ‌ومیر نوزادان را در کشورهای در حال توسعه حدود ۰/۱۳ درصد کاهش خواهد داد و موجب بهبود وضعیت سلامت می‌شود. این استدلال وجود دارد که افرادی که از تحصیلات برخوردارند، در خصوص اتخاذ سبک زندگی سالم، یافتن شغل مناسب و ... تصمیمات درستی داشته باشند. نتایج اکثر مطالعات تجربی مانند ناگل و همکاران [۲] و برخورداری و فتاحی [۴] حاکی از اثرگذاری مثبت این متغیر بر شاخص‌های سلامت می‌باشد.

نتیجه‌گیری

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در رابطه (۱۰)، ضریب تخمینی متغیر لگاریتم نرخ شهرنشینی (UR)، منفی و معنادار است. مقدار این ضریب اندک و حدود ۰/۰۷- تخمین زده شده است. به این معنا که یک درصد افزایش در نرخ شهرنشینی، با فرض ثبات سایر متغیرها، در بلندمدت، نرخ مرگ‌ومیر نوزادان را در کشورهای در حال توسعه حدود ۰/۰۷ درصد کاهش خواهد داد و موجب بهبود وضعیت سلامت می‌شود. به‌طور کلی در مورد تأثیر شهرنشینی بر شاخص‌های 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

با توجه به نتیجه اصلی این تحقیق مبنی بر اثر مثبت FDI بر شاخص سلامت در کشورهای درحال توسعه، مهم‌ترین و اصلی‌ترین پیشنهاد سیاستی این مطالعه آنست که کشورهای درحال توسعه ضمن ایجاد فضای امن، باز و آزاد اقتصادی، بسترهای لازم جهت جذب FDI را به‌منظور ارتقای سطح سلامت و بهداشت در این کشورها فراهم کنند.

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 [۱۶]. نتایج این مطالعه تأییدکننده دیدگاه نخست است.

پیشهادات

References

- Halicioglu F. Modeling life expectancy in Turkey. *Econom Mod.* 2011;28(5):2075-82. DOI: 10.1016/j.econmod.2011.05.002
- Nagel K, Herzer D, Nunnenkamp P. How Does FDI Affect Health? *Int Econom J.* 2015;29(4):655-79. DOI: 10.1080/10168737.2015.1103772
- Briggs D. Environmental pollution and the global burden of disease. *Br Med Bull.* 2003;68(1):1-24. DOI: 10.1093/bmb/ldg019 PMID: 14757707
- Barkhordari S, Fatahi M. [The effect of FDI on health: DOLS approach]. *J Econom Mod.* 2015;3:89-103.
- Herzer D, Nunnenkamp P. FDI and health in developed economies: A panel co-integration analysis. Germany: Institute for the World Economy, 2012.
- Asiedu A, Jin Y, Kalonda-Kanyama I. The impact of HIV/AIDS on foreign direct investment: evidence from Sub-Saharan Africa. Melbourne, Australia: Monash University.
- Desbordes R, Azemar C. Public governance, health and foreign direct investment in Sub-Saharan Africa. Glasgow, Scotland University of Strathclyde, 2008.
- Alam MS, Raza SA, Shahbaz M, Abbas Q. Accounting for contribution of trade openness and foreign direct investment in life expectancy: The long-run and short-run analysis in Pakistan. *Soc Indicat Res.* 2016;129(3):1155-70.
- Burns DK, Jones AP, Goryakin Y, Suhrcke M. Is foreign direct investment good for health in low and middle income countries? An instrumental variable approach. *Soc Sci Med.* 2017;181:74-82. DOI: 10.1016/j.socscimed.2017.03.054 PMID: 28371630
- Mishra P, Newhouse D. Does health aid matter? *J Health Econ.* 2009;28(4):855-72. DOI: 10.1016/j.jhealeco.2009.05.004 PMID: 19616864
- Breusch TS, Pagan AR. The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *Rev Econom Stud.* 1980;47(1):239. DOI: 10.2307/2297111
- Pesaran MH. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge University of Cambridge, 2004.
- Pesaran MH. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *J Appl Econometr.* 2007;22(2):265-312. DOI: 10.1002/jae.951
- Westerlund J. Testing for error correction in panel data. *Oxford Bull Econom Stat.* 2007;69(6):709-48. DOI: 10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x
- Bai JS, Kao CW, Ng S. Panel cointegration with global stochastic trends. *J Econometr.* 2009;149(1):82-99. DOI: 10.1016/j.jeconom.2008.10.012
- Phillips PCB, Hansen BE. Statistical-Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Rev Econom Stud.* 1990;57(1):99-125. DOI: 10.2307/2297545