

- وصول مقاله: ۹۹/۴/۱۶
- اصلاح نهایی: ۹۹/۵/۲۹
- پذیرش نهایی: ۹۹/۶/۲

تأثیر کمک‌های رسمی توسعه و کمک‌های بهداشتی بر وضعیت سلامت در کشورهای در حال توسعه

صاحبه محمدیان منصور^۱

چکیده

مقدمه: کمک‌های خارجی یکی از راه‌های افزایش مخارج بهداشتی در کشورهای در حال توسعه و کم درآمد جهت نیل به اهداف پوشش جهانی خدمات بهداشتی می‌باشد. بر این اساس، هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر کمک‌های رسمی توسعه و کمک‌های بهداشتی بر سلامت، در کشورهای در حال توسعه است.

روش پژوهش: این مطالعه با استفاده از داده‌های آماری ۳۳ کشور در حال توسعه (شامل ایران) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۵، به بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین سلامت، سهم کمک‌های رسمی توسعه و کمک‌های بهداشتی از تولید ناخالص داخلی، سرانه‌ی پزشک، درآمد، آموزش و شهرنشینی پرداخته است. به این منظور از برآوردگر حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) استفاده شده است. هم‌چنین، تحلیل داده‌ها به کمک نرم‌افزار Eviews انجام شده است.

یافته‌ها: بر اساس نتایج به دست آمده از برآورد مدل‌های تحقیق، سهم کمک‌های بهداشتی از تولید ناخالص داخلی، سرانه‌ی پزشک، درآمد سرانه، نرخ ثبت نام در دوره‌های متوسطه (شاخص آموزش) و نرخ شهرنشینی، شاخص سلامت را در بلندمدت بهبود می‌بخشند؛ اما سهم کمک‌های رسمی توسعه از تولید ناخالص داخلی، اثر معناداری را بر شاخص سلامت نداشته است. یک درصد افزایش در سهم کمک‌های بهداشتی از تولید ناخالص داخلی، در بلندمدت، نرخ مرگ‌ومیر نوزادان را در کشورهای در حال توسعه منتخب حدود ۰/۱۸ درصد کاهش خواهد داد.

نتیجه‌گیری: به کارگیری و مدیریت صحیح کمک‌های بهداشتی در کشورهای در حال توسعه، می‌تواند به ارتقای سطح سلامت در این کشورها کمک کند.

کلید واژه‌ها: سلامت، کمک‌های رسمی توسعه، کشورهای در حال توسعه، حداقل مربعات معمولی پویا

۱- استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، (نویسنده مسئول)، پست الکترونیک: Mohamadian106@yahoo.com

مقدمه

بسیاری از کشورهای کم درآمد و درحال توسعه برای رسیدن به اهداف پوشش جهانی خدمات بهداشتی، نیاز ضروری به افزایش قابل ملاحظه هزینه‌های بهداشتی دارند. اما به دلیل این که آن‌ها بسیار کم درآمد هستند، اغلب در جذب سرمایه کافی از منابع داخلی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت ناتوان می‌باشند. بنابراین افزایش کمک‌های خارجی برای سلامت مورد نیاز خواهد بود [۱].

تاریخ کمک‌های خارجی به مفهوم امروزی آن به دوران پس از جنگ جهانی دوم باز می‌گردد و از اواخر دهه ۱۹۵۰، نظریه‌هایی مبنی بر نقش کمک‌های خارجی بر رشد و توسعه اقتصادی شکل گرفت؛ نظریه مدل دوشکافه از نخستین مدل‌هایی است که به توصیف نقش کمک‌های خارجی بر رشد اقتصادی می‌پردازد. این نظریه که توسط چنری و استوت [۲] مطرح شد، استدلال می‌کند که کشورهای درحال توسعه به دلیل محدودیت پس‌انداز و ارز خارجی، توسعه نیافته باقی می‌مانند؛ پس‌انداز ناکافی، به سطح پایین تشکیل سرمایه و در نهایت سطح پایین سرمایه‌گذاری داخلی منجر می‌شود؛ از سوی دیگر، کمبود درآمدهای ارزی نیز باعث محدودیت واردات کالاهای سرمایه‌ای و تکنولوژی پیشرفته از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای درحال توسعه خواهد شد. باچا [۳] و تیلور [۴] نیز استدلال می‌کنند که کشورهای درحال توسعه با محدودیت دیگری به نام شکاف مالی روبه‌رو هستند؛ به بیان دیگر، دولت کشورهای درحال توسعه نیاز به درآمد اضافی به منظور تأمین مالی برای سرمایه‌گذاری عمومی در زمینه آموزش، بهداشت، نوسازی یا بازسازی و بخش‌های دیگر با اهمیت اجتماعی، برای بهبود توسعه را دارد. پس، مسئولیت کمک‌های خارجی در این نظریه‌ها، عرضه وجوه اضافی برای تکمیل شکاف و بهبود رشد اقتصادی در کشورهای درحال توسعه است [۵].

اکثر مطالعاتی که به بررسی اثر کمک‌های خارجی بر وضعیت بهداشت و یا توسعه می‌پردازند، از کمک‌های رسمی توسعه (ODI: Official Development Assistance) به عنوان کمک‌های خارجی یاد کرده‌اند. کمک‌های رسمی توسعه، جوهری رسمی است که توسط

دولت‌ها و آژانس‌های رسمی ۲۳ کشور از اعضای سازمان توسعه و همکاری اقتصادی (OECD: Organization for Economic Co-operation and Development DAC) که در عضویت کمیته کمک‌های توسعه (Assistance Committee) هستند و هم‌چنین کمیسیون اروپا تهیه می‌شود [۶]. حجم کمک‌های رسمی توسعه بیش از یک دهه به طور مداوم افزایش یافته و با رشد ۶۳ درصدی در خلال سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۰ به بالاترین میزان خود یعنی ۱۲۸/۵ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۰ رسیده است. کمک‌های رسمی توسعه، مؤلفه‌های متفاوت زیادی را در بر می‌گیرد؛ از راه‌های بی‌شماری به مقصد می‌رسد و برای اهداف بی‌شماری نیز استفاده می‌شود. قسمت عمده‌ای از کمک‌ها می‌تواند به صورت وام‌های بلاعوض و یا وام‌های امتیازی پرداخت شود. وام‌های امتیازی باید بازپرداخت شوند، اما دوره بازپرداخت آنها بلندمدت است و یا نرخ بهره‌ای زیر نرخ بهره استاندارد بازار بازپرداخت می‌شوند [۵]. کمک‌های رسمی توسعه، اهداف وسیعی را مورد حمایت قرار می‌دهد، از توسعه اجتماعی و تولید اقتصادی تا بهبود محیط زندگی، بهداشت، پیش‌گیری از درگیری و غیره. قسمت مهمی از این کمک‌ها به بخش بهداشت اختصاص داده می‌شود. کمیته کمک‌های توسعه OECD بر اساس یک روش استاندارد و تعاریف توافق شده، جریان این کمک‌ها را بر اساس سطح فعالیت فراهم می‌کند. کمک به سلامتی توسط دو بخش اصلی تحت پوشش قرار می‌گیرد: کمک به سلامت (سلامت بنیادی و عمومی) و برنامه‌ها و سیاست‌های جمعیت و بهداشت باروری شامل HIV/AIDS [۷].

اثر بخشی کمک‌های خارجی در بهبود برون‌دادهای سلامت، موضوعی مورد بحث و پیچیده است. این اثر بخشی به دو عامل اساسی بستگی دارد: اول این که، کمک‌های خارجی به چه میزان و با چه کارایی به بخش بهداشت و سرمایه‌گذاری در این بخش اختصاص داده می‌شود (نه صرفاً برای جبران مخارج مصرفی دولت و سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌ها) و دوم این که، آن بخش از کمک‌های خارجی اختصاص یافته به بخش غیربهداشتی تا چه میزان می‌تواند به طور غیرمستقیم (مثلاً از طریق افزایش رشد اقتصادی، رفع نابرابری درآمد، بهبود زیرساخت‌ها، ارتقاء

بهداشتی برای حمایت از سلامت مادر باعث کاهش مرگ و میر مادران می‌شود.

یوگو و مالای [۲۵] تأثیر کمک‌های بهداشتی را در ۲۸ کشور آفریقایی طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۰ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که یک واحد اضافی کمک‌های بهداشتی، امید به زندگی را ۰/۱۴ سال افزایش و بیماری‌های ایدز و میزان مرگ و میر نوزادان را به ترتیب ۰/۰۵ و ۰/۱۷ درصد کاهش می‌دهد. صادق یوسف [۲۶] به بررسی رابطه کمک‌های بهداشتی و مرگ نوزادان در ۱۳۵ کشور دنیا طی سال‌های ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۰ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که کمک‌های بهداشتی باعث کاهش مرگ و میر می‌شود. محمد و ممتاز [۲۷] در بررسی اثربخشی کمک‌های خارجی بر سلامت در کشور پاکستان طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۷۳ و با استفاده از مدل VECM به این نتیجه رسیدند که کمک‌ها هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، میزان مرگ و میر را کاهش می‌دهد.

بریمپونگ و آسیو [۲۸] نشان داده‌اند که کمک‌های خارجی به کشورهای درحال توسعه در رابطه با سلامت و آموزش باعث شده است که مرگ و میر کودکان کاهش و میزان ثبت نام افراد در مدارس افزایش یابد. میسرا و نیوهاوس [۱۴] در مقاله‌ای به بررسی تأثیرات کمک‌های خارجی در زمینه سلامت پرداخته‌اند و نشان داده‌اند که کمک‌های بهداشتی باعث کاهش مرگ و میر می‌شود. پیکبورن و اندیکومانا [۲۹] در مطالعه‌ای به دنبال پاسخ به این پرسش هستند که آیا کمک‌های بهداشتی، مرگ و میر ناشی از اسهال در کودکان کشورهای صحرای آفریقا کاهش می‌دهد؟ نتایج این مطالعه با به‌کارگیری داده‌های آماری ۴۷ کشور این منطقه و روش اقتصادسنجی اثرات ثابت در داده‌های تابلویی، نشان می‌دهد که بخشی از کمک‌های رسمی که به بهداشت اختصاص یافته است، منجر به کاهش مرگ و میر ناشی از اسهال در کودکان زیر ۵ سال شده است. کتسدام و همکاران [۶] نشان داده‌اند که کمک‌های رسمی توسعه، مرگ و میر کودکان را در کشور نیجریه به‌طور قابل توجهی کاهش داده است.

امید به زندگی، تسهیل دسترسی به غذا و آب بی‌خطر و غیره) سبب بهبود سلامت عمومی افراد جامعه شود [۶].

گورمان و همکاران [۸] و آرنه و همکاران [۹] دریافتند که کمک‌های انبوه خارجی، مرگ و میر نوزادان را کاهش می‌دهد و این اثرگذاری در کشورهای فقیر قوی‌تر است. در مقابل، بون [۱۰] و استرلی [۱۱] چنین تأثیری از کمک‌های خارجی را بر برون‌دادهای سلامت نیافتند. به همین ترتیب مطالعاتی که به‌طور خاص بر اثربخشی کمک‌های سلامت بر برون‌دادهای سلامت متمرکز شده‌اند، به نتایج متناقضی دست یافته‌اند. چراکه اثربخشی کمک‌های بهداشتی ممکن است تا حد زیادی به اعمال شرط از سوی اهداکننده این وام‌ها در عدم استفاده دولت‌های دریافت‌کننده به‌منظور جای‌گزینی این کمک‌ها در جهت تأمین اعتبارات داخلی مخارج عمومی، بستگی داشته باشد [۱۲]. در واقع دولت‌های اهداکننده کمک، بایستی کشورهای دریافت‌کننده را مکلف کنند که این کمک‌ها را در جهت افزایش مخارج عمومی بهداشتی استفاده نمایند نه به‌عنوان جای‌گزینی برای تأمین این مخارج [۱۳، ۱۴]. در حالی که برخی از مطالعات نشان می‌دهد که کمک‌هایی که به بخش بهداشت انجام می‌شود، می‌تواند به بهبود نتایج سلامت منجر شود [۱۵، ۱۶، ۱۷]؛ برخی دیگر نتیجه می‌گیرند که کمک به بخش بهداشت و درمان، تأثیر معناداری بر مرگ و میر نوزادان، مرگ و میر مادران و یا امید به زندگی ندارد [۱۸، ۱۹، ۲۰]. برخی دیگر از مطالعات نیز اثربخشی کمک‌های بهداشتی را تا حد زیادی به محیط سیاست‌گذاری و کیفیت مدیریت وابسته می‌دانند [۲۱، ۲۲].

در مقابل، مطالعاتی که به اثربخشی کمک‌های بهداشتی برای یک بیماری خاص و نتایج در مورد آن متمرکز شده‌اند، میزان قابل توجهی از اجماع را نشان می‌دهند و نتیجه می‌گیرند که کمک‌های بهداشتی هدفمند، به‌طور قابل توجهی نتایج سلامت را در منطقه هدف بهبود می‌بخشد [۲۳، ۲۴]. به‌عنوان مثال، کمک‌های بهداشتی برای برنامه‌های HIV/AIDS با کاهش عفونت و مرگ و میر ناشی از HIV/AIDS در آفریقا همراه بوده است. به همین ترتیب تیلور و همکاران [۱۷] دریافتند که کمک‌های

کشور در حال توسعه^۱ (شامل ایران)، با الهام از مطالعات تجربی انجام شده در این زمینه و با توجه به سایر عوامل مؤثر بر سلامت، از مدل زیر استفاده شده است:

$$\begin{aligned} \text{Ln(health)}_{it} = & \beta_0 \\ & + \beta_1 \text{Ln(aid)}_{it} \\ & + \beta_2 \text{Ln(p)}_{it} \\ & + \beta_3 \text{Ln(y)}_{it} \\ & + \beta_4 \text{Ln(edu)}_{it} \\ & + \beta_5 \text{Ln(ur)}_{it} \\ & + \mu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

که در رابطه فوق:

Ln: لگاریتم طبیعی؛ دلیل اصلی لگاریتم گرفتن از متغیرها آنست که نخست، داده‌ها همگن‌تر و به هم نزدیک‌تر می‌شوند و دوم آن‌که، ضرایب برآوردی، مفهوم اقتصادی کشش پیدا می‌کنند؛ به این معنا که مقدار این ضرایب نشان‌دهنده میزان تغییر در متغیر وابسته (شاخص سلامت) به ازای یک درصد تغییر در متغیر مستقل با فرض ثبات سایر متغیرهاست و مستقل از واحد اندازه‌گیری می‌باشند.

health: شاخص اندازه‌گیری سلامت؛ در این مطالعه به منظور اندازه‌گیری سلامت افراد جامعه، از شاخص نرخ مرگ‌ومیر نوزادان به ازای 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 در حال توسعه قابل اعتماد است. به‌طور خاص، تخمین‌های امید به زندگی ممکن است برای کشورهای در حال توسعه غیرقابل اعتماد باشند؛ زیرا با توجه به اینکه اکثر کشورهای در حال توسعه سیستم‌های ثبت نام حیاتی کامل ندارند، بر اساس معادلات پیش‌بینی‌کننده به دست می‌آیند [۱۴، ۳۰].

در حال توسعه، بانک جهانی می‌باشد که کشورها را بر اساس سطح درآمد تقسیم‌بندی می‌کند. دلیل انتخاب این کشورها نیز در دسترس بودن و کامل‌تر بودن داده‌های آن‌ها در بین کشورهای در حال توسعه است. همچنین، سعی شده است که بازه زمانی تحقیق به گونه‌ای انتخاب شود که آخرین آمار و اطلاعات موجود در زمینه کمک‌های خارجی رسمی توسعه و کمک‌های بهداشتی را در بر گیرد.

با توجه به مرور ادبیات نظری و تجربی، می‌توان به این نتیجه رسید که ارتباط بین کمک‌های خارجی و سلامت، مسأله‌ای پیچیده و چندبعدی است و تأثیرپذیری سلامت از کمک‌های خارجی، پاسخی مشخص و قطعی ندارد و نحوه به‌کارگیری و مدیریت این کمک‌ها توسط کشور دریافت‌کننده، نقش مهمی در تعیین تأثیرپذیری برون‌دادهای سلامت از آن دارد. با توجه به این توضیحات، مطالعه حاضر تلاش کرده است تا به بررسی تأثیر کمک‌های توسعه و کمک‌های سلامت بر وضعیت سلامت منتخبی از کشورهای در حال توسعه (شامل ایران) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۵ بپردازد. توجه به معضل کمبود منابع سرمایه‌گذاری در کشورهای در حال توسعه جهت نیل به اوضاع بهداشتی مطلوب‌تر (و استفاده از کمک‌های خارجی به‌عنوان یک راه‌کار مهم در این کشورها) و نامطلوب بودن وضعیت شاخص‌های سلامت در این کشورها، اهمیت بررسی موضوع تحقیق را دوچندان می‌کند. سازمان بهداشت جهانی (WHO) در گزارشات سالیانه خود آمارهایی گسترده از بسیاری از شاخص‌های سلامت، نظیر کمبود وزن کودکان زیر پنج سال، نرخ مرگ و میر مادران، میزان تولد توسط پرسنل بهداشتی ماهر، میزان شیوع HIV در بزرگسالان و ... ارائه کرده است. مروری گذرا بر این شاخص‌ها نشان‌دهنده پایین بودن نسبی وضعیت سلامت در کشورهای در حال توسعه در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته است. همچنین، بر اساس اعلام کمیته کمک‌های توسعه OECD [۷] حجم عمده‌ای از کمک‌های بهداشتی به کشورهای در حال توسعه و به‌طور خاص کشورهای آفریقایی و آسیایی بوده است.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه به منظور بررسی تأثیر کمک‌های خارجی رسمی توسعه و کمک‌های بهداشتی بر وضعیت سلامت ۳۳

^۱ این کشورها عبارتند از: ایران، الجزایر، آنگولا، بنین، اوگاندا، زامبیا، اتیوپی، آذربایجان، بنگلادش، بولیوی، برزیل، کامرون، شیلی، جیبوتی، اکوادور، مصر، غنا، گواتمالا، هند، ساحل عاج، بروندي، اردن، مکزیک، نیجریه، عمان، پاکستان، آفریقای جنوبی، تایلند، تونس، ونزوئلا، پرو، بوركینافاسو و قرقیزستان. معیار طبقه‌بندی این کشورها به کشورهای

پویا (DOLS: Dynamic Ordinary Least Square) استخراج شده است.

در الگوی داده‌های پانل (تابلویی و یا ترکیبی)، داده‌ها، تلفیقی از داده‌های سری زمانی و داده‌های مقطعی هستند و برای هر کشور (فرد) نمونه، دوره زمانی مورد بررسی مشابه است. با ترکیب مشاهدات سری زمانی و مقطعی در قالب مدل‌های داده‌های پانل، مدل‌هایی حاوی اطلاعات کامل‌تر، تغییرپذیری بیش‌تر، هم‌خطی کم‌تر میان متغیرها، تورش کم‌تر و درجات آزادی بیش‌تر خواهیم داشت که کارایی بیشتری در تحقیق داشته و پژوهش‌گر را در مشخص کردن اثرات هر متغیر خاص یاری می‌کند [۳۱].

چارچوب کلی مدل آماری تابلویی به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \quad (2)$$

که در آن i بیان‌گر مقطع (کشور) و t بیان‌گر دوره‌ی زمانی با $i = 1, 2, \dots, N$ و $t = 1, 2, \dots, T$ است. α مقدار عددی عرض از مبدأ و β بردار $K \times 1$ بعدی و X'_{it} دربرگیرنده مشاهده نام در متغیر توضیحی K است. در واقع، i تعداد کشورها (مشاهدات نمونه‌ای) و t بیان‌گر تعداد مشاهدات سری زمانی است. حال در ادامه به تشریح استخراج رابطه بلندمدت به روش DOLS می‌پردازیم.

این روش توسط استوک و واتسون [۳۲] مطرح شده است؛ که با اعمال تعدیلاتی در روش حداقل مربعات معمولی (OLS: Ordinary Least Square)، واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیرهای مستقل را مورد بررسی قرار می‌دهد. به‌منظور تشریح این روش، یک معادله رگرسیونی ساده را در حالت وجود تنها دو متغیر و در قالب داده‌های پانل در نظر می‌گیریم:

$$(y)_{it} = \alpha + \beta(x)_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

که در معادله فوق، y متغیر مستقل، x متغیر وابسته، i مقاطع (کشورها)، t دوره زمانی، ε جزء خطای تصادفی و N تعداد مقاطع می‌باشد. این رگرسیون به‌صورت زیر با تفاضل وقفه‌ای رگرسورها تکمیل می‌شود تا بازخورد متغیرهای مستقل را کنترل کند:

aid: کمک‌های خارجی؛ که در این مقاله به وسیله دو شاخص سهم کمک‌های رسمی توسعه از تولید ناخالص داخلی (oad) و سهم کمک‌های بهداشتی از تولید ناخالص داخلی (ha) اندازه‌گیری شده است. بر این اساس می‌توان گفت که دو معادله برای برآورد خواهیم داشت.

p: سرانه‌ی پزشک به‌ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت و به‌عنوان شاخص سنجش وضع نسبی بهداشت در جامعه؛

y: تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ و برحسب دلار آمریکا و به‌عنوان شاخص سنجش درآمد نسبی و یک عامل اقتصادی؛

edu: نرخ ثبت نام در دوره‌های متوسطه؛ درصدی از جوانان که در دوره‌های متوسطه ثبت نام می‌کنند و به‌عنوان یک عامل اجتماعی و شاخص آموزش؛

ur: نرخ شهرنشینی؛ درصدی از کل جمعیت که در شهرها زندگی می‌کنند و به‌عنوان یک عامل محیطی؛

i: مقاطع (کشورها)؛

t: دوره‌ی زمانی (۱۹۹۵-۲۰۱۷)؛

β_0 : عرض از مبدأ (اثر ثابت مقاطع)؛

μ_t : اثر ثابت زمان و

ε_{it} : جمله خطاء تصادفی است.

شایان ذکر است که منبع داده‌های آماری کلیه متغیرهای تحقیق، وبسایت شاخص‌های توسعه جهانی (WDI: World Development Indicators) متعلق به بانک جهانی است.

تحقیق حاضر از نظر نوع تحقیق، کاربردی است. روش تحقیق هم توصیفی-تحلیلی است که در قسمت توصیف از روش اسنادی و کتابخانه‌ای استفاده شده است و بخش تحلیل متکی بر الگوهای اقتصادسنجی است. به این منظور، از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی استفاده شده است. در بحث روش تحقیق، نخست با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی، به بررسی مانایی داده‌ها پرداخته شده است. سپس، هم‌انباشتگی (Co-integration) داده‌ها با استفاده از آماره‌های هم‌انباشتگی پانلی آزمون شده و در آخر نیز بردارهای هم‌انباشتگی، توسط روش حداقل مربعات معمولی

است. اگر بپذیریم که همان آزمون‌های مانایی مورد استفاده در داده‌های سری زمانی قابل استفاده برای داده‌های پانل هستند، در حقیقت پذیرفته‌ایم که پانل مورد نظر همگن است. اما اگر هر برش مقطعی از پانل دارای پویایی‌های خاص خود باشد، پانل مورد بررسی ناهمگن و آزمون مانایی بایستی این ناهمگنی را در نظر بگیرد. بر این اساس، آزمون‌های مانایی متعددی برای داده‌های پانل ارائه شده که در این مطالعه به منظور بررسی مانایی متغیرها از آماره CIPS ارائه‌شده توسط پسران [۳۵] استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول (۱) آمده است. براساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران در قسمت پایین جدول (۱)، 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. (جدول ۱)

با توجه به وجود متغیرهای نامانا در مدل و به منظور جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب، پیش از برآورد مدل، بایستی وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل تأیید شود. به طور کلی اگر دو یا چند متغیر (سری) انباشته از مرتبه یکسانی باشند مثلاً $I(d)$ ، ترکیب خطی آن‌ها می‌تواند هم‌انباشته باشد. در چنین مواردی رگرسیون بر روی مقادیر متغیرها معنی‌دار می‌باشد؛ یعنی رگرسیون دیگر ساختگی نیست و هیچ گونه اطلاعات بلندمدتی را از دست نمی‌دهیم. در این مقاله به منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از آزمون‌های ارائه‌شده توسط پدرونی [۳۶] و کائو [۳۷] در داده‌های ترکیبی، استفاده شده است. پدرونی برای انجام آزمون هم‌انباشتگی داده‌های ترکیبی، دو نوع آماره آزمون را پیشنهاد داده است: نوع اول مبتنی بر رویکرد درون گروهی است؛ که شامل چهار آماره پانل: ρ ، ρ_{PP} و ρ_{ADF} است. آزمون دوم پدرونی مبتنی بر روش بین گروهی است؛ که شامل سه آماره گروه: ρ ، ρ_{PP} و ρ_{ADF} است. فرضیه صفر تمام آماره‌های این آزمون، نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل آن اشاره به هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل دارد. نتایج این

$$(y)_{it} = \alpha_i + \beta_i(x)_{it} + \sum_{j=-q_1}^{q_2} \gamma_{ij} \Delta(x)_{it-j} + u_{it} \quad (4)$$

در معادله فوق، γ_{ij} ضریب تقدم و یا وقفه اولین تفاضل از متغیرهای توضیحی می‌باشد. از این رگرسیون، برآوردکننده‌ی DOLS پانل، به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\beta}_{DOLS} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T z_{it} z'_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T z_{it} (y)_{it}^+ \right) \quad (5)$$

که در آن، $(y)_{it}^+$ تغییرشکل یافته‌ی متغیر $(y)_{it}$ ، به منظور دستیابی به تصحیح درون‌زایی و z_{it} بردار $1 \times (q+1) 2$ رگرسور زیر است [۳۳]:

$$z_{it} = \begin{bmatrix} (x)_{it} - \\ (\bar{x})_{it}, \Delta(x)_{it-q}, \dots, \Delta(x)_{it+q} \end{bmatrix} \quad (6)$$

از مهم‌ترین مزیت‌های این تخمین‌زن در مقایسه با دیگر تخمین‌زننده‌های بردار هم‌انباشتگی پانلی این است که در نمونه‌های کوچک نیز کاربرد داشته و از ایجاد تورش هم‌زمان جلوگیری می‌کند. علاوه بر آن؛ این برآوردکننده از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است [۳۲].

یافته‌ها

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فرض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد [۳۴]. از این رو قبل از استفاده از این داده‌ها، لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. تفاوت مهم بین آزمون‌های مانایی در داده‌های سری زمانی و پانل مسأله ناهمگنی است. در سری‌های زمانی نا وقتی مانایی به تنهایی آزمون می‌شود، ناهمگنی مشکلی را ایجاد نمی‌کند؛ اما در مورد داده‌های پانل مسأله به گونه دیگری

ناهمگنی در بین مقاطع (داده‌های ترکیبی) است، پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون F لیمر در جدول (۳) انعکاس یافته است. نتایج این جدول با استفاده از آماره F، بیان‌گر رد شدن فرضیه صفر و وجود ناهمگنی بین مقاطع در سطح احتمال ۱ درصد است؛ بنابراین روش داده‌های ترکیبی (پانل) برای برآورد مدل طراحی شده مناسب است. (جدول ۳)

بعد از مشخص شدن شیوه برآورد، گام بعدی استفاده از آزمون هاسمن جهت انتخاب بین مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی است. نتایج این آزمون در جدول (۴) گزارش شده است. بر این اساس، آماره آزمون هاسمن در هیچ‌کدام از سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد معنادار نیست؛ از این رو، فرض صفر این آزمون مبنی بر برآورد مدل به روش اثرات تصادفی، قابل رد است؛ به این ترتیب مدل بر اساس روش اثرات ثابت برآورد خواهد شد. (جدول ۴)

همان‌طور که قبلاً نیز توضیح داده شد، به‌منظور برآورد ضرایب بلندمدت از روش DOLS استفاده شده است. نتایج این برآوردها با توجه به شاخص کمک‌های خارجی در رابطه‌های (۷) و (۸) آمده است. بر اساس این روابط، علامت ضرایب برآوردی با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در تخمین رابطه بلندمدت برآورده می‌کنند. مقدار آماره t اعلام‌شده در پرانتز نیز نشان می‌دهد که در هر دو مدل برآوردشده، کلیه ضرایب تخمینی در بلندمدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند (به جز متغیر کمک‌های رسمی توسعه: oad). بر این اساس می‌توان گفت که ضرایب تخمینی قابلیت لازم برای تحلیل و تفسیر را دارند.

$$\begin{aligned} \text{Ln(health)}_{it} &= 10.551 + (-0.061) \text{Ln(oad)}_{it} \\ &+ (-0.655) \text{Ln(P)}_{it} \\ &+ (-0.321) \text{Ln(y)}_{it} \\ &+ (-0.108) \text{Ln(educ)}_{it} \\ &+ (-0.048) \text{Ln(ur)}_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

آزمون با وجود عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی برای دو آماره پانل: PP و ADF و دو آماره گروه: PP و ADF در قسمت بالایی جدول (۲) آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بر اساس سطوح احتمال ارائه‌شده در جدول مذکور، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در هر دو مدل (با توجه به شاخص کمک‌های خارجی) در سطح اطمینان ۹۵ درصد و با استفاده از هر چهار آماره پذیرفته می‌شود.

به‌منظور اطمینان کامل از هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از آزمون هم‌انباشتگی کائو نیز استفاده شده است. این آزمون با استفاده از آماره آزمون‌های مانایی دیکی فولر (DF: Dickey Fuller) و دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF: Augmented Dickey Fuller) انجام می‌شود. در این آماره‌ها فرضیه صفر برابر عدم وجود هم‌انباشتگی و فرضیه مخالف آن وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. نتیجه آزمون هم‌انباشتگی کائو با استفاده از آماره ADF برای مدل برآوردی، در قسمت پائینی جدول (۲) نشان داده شده است. بر این اساس، فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد و وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای هر دو مدل مورد برآورد نتیجه‌گیری می‌شود. لذا بدون نگرانی از بروز برآورد رگرسیون کاذب، می‌توان مدل‌های مربوطه را برآورد کرد. (جدول ۲)

بعد از اثبات هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر دو مدل، بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب، می‌توان مدل‌ها را برآورد کرد. اما پیش از برآورد مدل بایستی مشخص شود که تفاوت فردی یا به اصطلاح ناهمگنی در مقاطع وجود دارد یا این که مقطع‌ها با هم همگن هستند؟ و برای این برآورد می‌بایست داده‌های آماری را روی هم انباشته و جمع کرد و به روش OLS معمولی (پولینگ دیتا) برآورد را انجام داد یا روش داده‌های ترکیبی (پانل دیتا) مناسب است؟ با استفاده از آزمون F لیمر می‌توان وجود ناهمگنی را در بین مقاطع مشخص کرد. فرضیه صفر آماره‌ی آزمون F، مبتنی بر همگن بودن مقاطع است. چنان‌چه فرضیه صفر رد شود، فرضیه مقابل آن که مبتنی بر وجود

سلامت، با نتایج مطالعات بون [۱۰] و استرلی [۱۱] هم‌سو و با نتایج مطالعات مانند مطالعه گورمان و همکاران [۸] و آرت و همکاران [۹] مغایر است. در مقابل در توجیه تأثیر مثبت مخارج بهداشتی بر وضعیت سلامت در کشورهای مورد مطالعه بایستی گفت که چون این کمک‌ها مستقیم به بخش بهداشت اختصاص داده می‌شود و کشورهای درحال توسعه غالباً بسیار کم درآمد هستند و در جذب سرمایه کافی از منابع داخلی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت و اختصاص آن به بخش بهداشت ناتوان می‌باشند. بنابراین افزایش کمک‌های خارجی، می‌تواند با افزایش مخارج عمومی سلامت در این کشورها به ارتقاء سطح سلامت در این کشورها کمک کند. در این راستا برخی از مطالعات تجربی نشان می‌دهند که کمک‌هایی اختصاص داده‌شده به بخش سلامت می‌تواند به بهبود نتایج سلامت منجر شود [۱۵، ۱۶، ۱۷] و برخی دیگر نتیجه می‌گیرند که کمک به بخش بهداشت، تأثیر معناداری بر سلامت ندارد [۱۸، ۱۹، ۲۰]. با توجه به نتایج اصلی این تحقیق مبنی بر اثر مثبت کمک‌های بهداشتی بر شاخص، اصلی‌ترین پیشنهاد سیاستی این مطالعه آنست که کشورهای درحال توسعه با به‌کارگیری و مدیریت صحیح کمک‌های بهداشتی (در جهت رفع کمبود منابع لازم در بخش بهداشت و افزایش مخارج عمومی در این بخش)، زمینه ارتقای سطح سلامت را در این کشورها فراهم کنند.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در رابطه‌های (۷) و (۸)، ضرایب تخمینی متغیر لگاریتم سرانه‌ی پزشک (P)، منفی و معنادار است. مقدار متوسط این ضریب در دو معادله حدود ۰/۶۴- برآورد شده است. به این معنا که یک‌درصد افزایش در سرانه‌ی پزشک، با فرض ثبات سایر متغیرها، در بلندمدت، نرخ مرگ‌ومیر نوزادان را در کشورهای درحال توسعه منتخب حدود ۰/۶۱ درصد کاهش خواهد داد و موجب بهبود وضعیت سلامت می‌شود. بر اساس ضرایب تخمینی، این متغیر بیش‌ترین اثرگذاری را در کشورهای درحال توسعه نسبت به سایر متغیرها بر روی وضعیت سلامت دارد. پزشکان، مهم‌ترین عامل در مدیریت تخصیص منابع بخش

$$\begin{aligned} \text{Ln(health)}_{it} &= 12.268 + (-0.182) \text{Ln(ha)}_{it} \\ &+ (-4.462) \text{Ln(P)}_{it} \\ &+ (-2.62) \text{Ln(y)}_{it} \\ &+ (-2.88) \text{Ln(edu)}_{it} \\ &+ (-4.921) \text{Ln(ur)}_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

بحث و نتیجه‌گیری

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در رابطه‌های (۷) و (۸)، ضریب برآوردی متغیرهای لگاریتم نسبت کمک‌های رسمی توسعه به تولید ناخالص داخلی (oad) و لگاریتم نسبت کمک‌های بهداشتی به تولید ناخالص داخلی (ha)، به‌عنوان موضوع اصلی این تحقیق و شاخص‌های اندازه‌گیری کمک‌های خارجی، منفی می‌باشد. در این بین ضریب متغیر لگاریتم نسبت کمک‌های رسمی توسعه به تولید ناخالص داخلی از معناداری لازم برخوردار نمی‌باشد؛ اما ضریب متغیر لگاریتم نسبت کمک‌های بهداشتی به تولید ناخالص داخلی در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد و مقدار این ضریب حدود ۰/۱۸- تخمین زده شده است. به این معنا که یک‌درصد افزایش در نسبت کمک‌های بهداشتی به تولید ناخالص داخلی، با فرض ثبات سایر متغیرها، در بلندمدت، نرخ مرگ‌ومیر نوزادان را در کشورهای منتخب درحال توسعه حدود ۰/۱۸ درصد کاهش خواهد داد. بر این اساس می‌توان ادعا کرد که کمک‌های بهداشتی بر خلاف کمک‌های رسمی توسعه، می‌تواند سلامت کشورهای مورد مطالعه را بهبود دهد.

در توجیه نتیجه به‌دست آمده می‌توان گفت که کمک‌های رسمی توسعه در کشورهای درحال توسعه عمدتاً برای جبران مخارج مصرفی دولت و سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌های غیربهداشتی صرف می‌شود [۵] و یا این‌که در حالت خوشبینانه قسمتی از این کمک‌ها که در بخش بهداشت مورد استفاده قرار می‌گیرند، صرفاً جای‌گزینی برای تأمین مخارج سلامت می‌باشند، نه مکمل این مخارج [۱۳، ۱۴]. نتیجه به‌دست آمده مبنی بر اثر بی‌معنای کمک‌های رسمی توسعه بر شاخص

ضریب تخمینی متغیر لگاریتم نرخ ثبت نام در دوره‌های متوسطه (edu)، به‌عنوان شاخص آموزش منفی و معنادار است. مقدار متوسط این ضریب در دو معادله حدود ۰/۱۱- برآورد 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 درحال توسعه حدود ۰/۱۱ 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 [۱، ۱۹، ۳۸، ۳۹] حاکی از اثرگذاری مثبت شاخص آموزش بر شاخص‌های سلامت می‌باشد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در رابطه‌های (۷) و (۸)، ضریب تخمینی متغیر لگاریتم نرخ شهرنشینی (ur)، منفی و معنادار است. مقدار متوسط این ضریب در دو معادله از لحاظ مقداری اندک و حدود ۰/۰۴- برآورد 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 درحال توسعه منتخب حدود ۰/۰۴ 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 جامعه می‌شود. در مقابل دیدگاه دوم معتقد است که گسترش شهرنشینی از طریق عوامل متعددی نظیر: آلودگی هوا، استرس و بیماری‌های عصبی ناشی از تنش‌های شهرنشینی، تهدیدی برای سلامت می‌باشد [۳۹]. نتایج این مطالعه تأییدکننده دیدگاه نخست در مورد اثر شهرنشینی بر سلامت است.

تقدیر و تشکر

این مطالعه برگرفته از یک پژوهش مستقل می‌باشد که

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 ارائه‌ی خدمات بهداشتی را نشان می‌دهد، به‌نوعی بیان‌گر تأثیر غیرمستقیم رشد جمعیت بر سلامت نیز می‌باشد. به‌گونه‌ای اگر متناسب با افزایش جمعیت، زیرساخت‌های لازم جهت ارائه‌ی 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. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر مثبت سرانه پزشک بر روی وضعیت سلامت، هم‌سویی نزدیکی با نتایج مطالعات متعددی دارد [۱۶، ۲۲].

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در رابطه‌های (۷) و (۸)، ضریب تخمینی متغیر لگاریتم درآمد سرانه (y)، منفی و معنادار است. مقدار متوسط این ضریب در دو معادله حدود ۰/۲۹- برآورد شده است. به این معنا که یک درصد افزایش در سرانه‌ی درآمد، با فرض ثبات سایر متغیرها، در بلندمدت، نرخ مرگ‌ومیر نوزادان را در کشورهای درحال توسعه منتخب 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، هم‌سویی نزدیکی با نتایج مطالعات متعددی دارد [۱، ۱۶، ۱۸، ۲۲]. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در رابطه‌های (۷) و (۸)،

از سوی هیچ سازمانی مورد حمایت مالی قرار نگرفته است. نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از راهنمایی‌های ارزشمند جناب آقای دکتر ابوالقاسم گل‌خندان در زمینه برآوردهای اقتصادسنجی پژوهش، صمیمانه تشکر و قدردانی کنند.

جدول (۱). نتایج آزمون ریشه واحد پسران

درجه مانایی	مقدار آماره CIPS				متغیر
	با یک تفاضل		در سطح		
	C+T	C	C+T	C	
I(1)	-۷/۴۱۸	-۶/۸۸۱	-۲/۳۲۱	-۲/۰۱۵	Ln(health)
I(1)	-۴/۴۱۴	-۴/۲۷۴	-۱/۶۹۱	-۱/۶۵۵	Ln(oad)
I(1)	-۱۰/۳۲۵	-۸/۸۲۸	-۲/۵۱۴	-۲/۰۴۴	Ln(ha)
I(1)	-۳/۱۰۹	-۲/۹۴۱	-۱/۹۰۱	-۱/۶۶۴	Ln(y)
I(1)	-۴/۰۸۵	-۳/۱۴۱	-۱/۵۱۲	-۱/۲۶۱	Ln(p)
I(1)	-۲/۶۸۱	-۲/۳۵۲	-۰/۸۱۲	-۰/۶۵۲	Ln(edu)
I(1)	-۹/۷۱۵	-۷/۳۱۲	-۲/۲۲۸	-۱/۹۱۲	Ln(ur)
مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران در سطوح مختلف					
10%	5%		1%		حالت
-۲/۰۷	-۲/۱۵		-۲/۳۲		C
-۲/۵۸	-۲/۶۷		-۲/۸۳		C+T

جدول (۲): نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی

آزمون پدرونی		آماره
مقدار آماره (سطح احتمال)	مقدار آماره (سطح احتمال)	
مدل با شاخص کمک‌های بهداشتی	مدل با شاخص کمک‌های رسمی توسعه	Panel PP-Statistic
-۲/۱۶۲ (۰/۰۲۸)	-۴/۴۸۲ (۰/۰۰۰)	Panel ADF-Statistic
-۴/۱۲۵ (۰/۰۰۰)	-۳/۸۱۲ (۰/۰۰۰)	Group PP-Statistic
-۲/۴۸۱ (۰/۰۱۹)	-۵/۵۱۵ (۰/۰۰۰)	Group ADF-Statistic
-۵/۵۱۵ (۰/۰۰۰)	-۴/۱۱۸ (۰/۰۰۰)	
آزمون کائو		آماره
سطح احتمال	سطح احتمال	
مدل با شاخص کمک‌های بهداشتی	مدل با شاخص کمک‌های رسمی توسعه	ADF
-۵/۱۲۵ (۰/۰۰۰)	-۷/۷۱۷ (۰/۰۰۰)	

جدول (۳): نتایج آزمون قابلیت برآورد به صورت داده‌های ترکیبی (آزمون F-Limer)

Effect Test	statistic	Prob.
Cross-Section F	۸/۹۵۵	۰/۰۰۰

جدول (۴): نتایج آزمون هاسمن جهت انتخاب بین مدل اثرات ثابت و تصادفی

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Prob.
Cross-section random	۶۲/۲۶۸	۰/۰۰۰

Reference:

- 1- Rezaei H, Alizadeh M, Nademi Y. Effective Factors on Per Capita Healthcare Expenditure: A Comparison of Spatial Models in Selected Developing Countries. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics 2017; 4(2): 1-26. [In Persian]
- 2- Chenery H, Strout, M. Foreign Assistance and Economic Development. The American Economic Review 1996; 56: 679-733.
- 3- Bacha EL. A Three-Gap Model of Foreign Transfer and the GDP Growth in Developing Countries. Journal of Development Economics 1990; 32: 279-96.
- 4- Taylor L. Gap models, Journal of Development Economics 1993; 45: 17-34.
- 5- Emami K, Azadvar N. Investigating the Effect of Foreign Aid on Per Capita Income Growth in Selected Developing Countries in Asia and Africa, Financial Economics 2015; 9(30): 99-120. [In Persian]
- 6- Kotsadam A, Ostby G, Rustad SA, Tollefsen AF, Urdal H. Development Aid and Infant Mortality: Micro Level Evidence from Nigeria. World Development 2018; 105: 59-69.
- 7- <https://www.oecd.org/dac/stats/health-related-aid-data.htm>
- 8- Gormanee K, Girma, S, & Morrissey O. Aid, Public Spending and Human Welfare: Evidence from Quintile Regressions. Journal of International Development 2005; 17(3): 299-309.
- 9- Arndt C, Jones S, Tarp F. What is the Aggregate Economic Return to Foreign Aid? The World Bank Economic Review 2016; 30(3): 446-474.
- 10- Boone P. Politics and the Effectiveness of Foreign Aid. European Economic Review 1996; 40(2): 289-329.
- 11- Easterly W. Can Foreign Aid buy Growth? Journal of Economic Perspectives 2003; 17(3): 23-48.
- 12- Van de Sijpe N. The Fungibility of Health Aid Reconsidered. Journal of Development Studies 2013; 49: 1746-1754.
- 13- Lu C, Schneider MT, Gubbins P, Leach-Kemon K, Jamison D, Murray C. Public Financing of Health in Developing Countries: A Cross-national Systematic Analysis. The Lancet 2010; 375(9723): 1375-1387.
- 14- Mishra P, Newhouse D. Does Health Aid Matter? Journal of Health Economics 2009; 28(4): 855-872.
- 15- Afridi MA, Ventelou, B. Importance of Health aid in Developing Countries: The Public vs. The Private channel. Economic Modelling 2013; 31: 759-765.
- 16- Feeney S, Ouattara B. The Effects of Health Aid on Child Health Promotion in Developing Countries: Cross Country Evidence. Applied Economics 2013; 45(7): 911-919.
- 17- Taylor EM, Hayman R, Crawford F, Jeffery P, Smith J. The Impact of Official Development Aid on Maternal and Reproductive Health Outcomes: A Systematic Review. PLoS ONE 2013; 8(2): e5627.
- 18- Kizhakethalackal ET, Mukherjee D, Alvi E. Quintile Regression Analysis of Health-Aid and Infant Mortality: A Note. Applied Economics Letters 2013; 20(13): 1197-1201.
- 19- Mukherjee D, & Kizhakkethalackal E.T. Empirics of Health Aid, Education and Infant Mortality: A Semi Parametric Study. Applied Economics 2013; 45(22): 3137-3150.
- 20- Wilson S. Chasing Success: Health Sector Aid and Mortality. World Development 2011; 39(11): 2032-2043.
- 21- Fielding D. Health Aid and Governance in Developing Countries. Health Economics 2011; 20(7): 757-769.
- 22- Farag M, Nandakumar A, Wallack S, Hodgkin D, Gaumer G, Erbil, C. Health Expenditures, Health Outcomes and the Role of Good Governance. International

- Journal of Health Care Finance and Economics 2013; 13(1): 33-52.
- 23- Youde J. Bio Political Surveillance and Public Health in International Politics. New York, NY: Palgrave Macmillan 2009. doi:10.1057/9780230104785
- 24- Shiffman J. A Social Explanation for the Rise and fall of Global Health Issues. Bulletin of the World Health Organization 2011, 87(8); 608-613.
- 25- Yogo UT, Mallye D. Health Aid and Health Improvement in Sub-Saharan Africa: Accounting for the Heterogeneity between Stable States and Post-Conflict States. Journal of International Development 2015; 27(7): 1178-1196.
- 26- Sadek Yousuf A. Impact of Health Aid on Infant Mortality Rate. Munich personal Repec Archive 2012.
- 27- Muhammad K, Mumtaz A. Effectiveness of Foreign Aid in the Light of Millennium Development Goat on the Health Sector: A Case Study of Pakistan. Munich personal REPEC Archive 2012.
- 28- Brempong K, Asiedu E. Aid and Human Capital Formation: Some Evidence. Institutions and Economic Development in Africa 2008.
- 29- Pickbourn L, Ndikumana L. Does Health Aid Reduce Infant and Child Mortality from Diarrhoea in Sub-Saharan Africa? The Journal of Development Studies 2018, <https://doi.org/10.1080/00220388.2018.1536264>.
- 30- Nagel K, Herzer D, Nunnenkamp P. How Does FDI Affect Health? Int Econom J. 2015; 29(4): 655-79.
- 31- Ashrafzadeh HR, Mehregan N. Panel Data Econometrics. Tehran University. Institute of Tawon Research. [In Persian]
- 32- Stock JH, Watson M.W. A Simple Estimator of Co-integrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. Econometrica 1993; 61: 783 -820.
- 33- Bengake C, Eggoh JC. Pooled Mean Group Estimation on International Capital Mobility in African Countries. Research in Economics 2012; 66: 7-17.
- 34- Baltagi B. Econometric analysis of panel data: John Wiley & Sons Ltd 2005.
- 35- 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
- 36- Pedroni P. Panel Co-integration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. Econometric Theory 2004; 3: 597-625.
- 37- Kao C. Spurious Regression and Residual-Based Tests for Co-integration in Panel Data. Journal of Econometrics 1999; 90: 1-44.
- 38- Nagel K, Herzer D, Nunnenkamp P. How Does FDI Affect Health? Int Econom J. 2015; 29(4): 655-79.
- 39- Golkhandan A. The Impact of Foreign Direct Investment on Health in Developing Countries. hrjbaq 2017; 2 (4): 235-243. [In Persian]

The Impact of Official Development Assistance and Health Aid on Health in Developing Countries

Mohamadian Mansour S¹

Abstract

Introduction: Foreign aid is one of the ways to increase health spending in developing and low-income countries to achieve the goals of global health care coverage. Accordingly, the main purpose of this study is to investigate the impact of official development assistance and health aids in developing countries.

Methods: This study is paid to study long-term relationship between health indicator, the share of official development assistance and health aids in GDP, per capita physician, income, education and urbanization, by using the statistical data of 25 developing countries (including Iran) during the period 1995-2017. For this purpose, the Dynamic Ordinary Least Square (DOLS) estimator is used. Also, the statistical analyzes were performed using the Eviews soft wares.

Results: Based on the results of the model estimation, the share of health aids in GDP, per capita physician, income per capita, enrollment rates in secondary courses (education index) and urbanization rate; improve the health indicator in the long-term. One percent increase in the share of health aids in GDP, reduce the infant mortality rate (IMR) in developing countries by about 0.18 percent, in the long run. But share of official development aids to GDP has not a significant effect on the health index.

Conclusion: Proper use and management the health aid in developing countries can help improve health in these countries.

Keywords: Health, Official Development Assistance, Developing Countries, Dynamic Ordinary Least Square.

1- Associate Professor, Department of Economics, Payam-e-Noor University, Tehran, Iran, (Corresponding Author), Mohamadian106@yahoo.com