بررسی رابطه کیفیت محیط زیست و هزینه‌های بخش سلامت در کشورهای در حال توسعه

محسن مهرآرا[1]/ غلامعلی شرزه‌ای[2]/ محسن محقق[3]

چکیده

مقدمه: افزایش چشمگیر هزینه‌های سلامت در بیشتر کشورهای جهان، چالشی بزرگ پیش روی دولت‌ها و خانوارها برای تأمین منابع مالی این هزینه‌ها بوده است. به همین دلیل، بسیاری از پژوهش‌ها در دهۀ گذشته به بررسی عوامل تعیین کنندۀ هزینه‌ها در بخش سلامت پرداخته‌اند. در این میان نقش محیط زیست که در نتیجۀ فرآیندهای تولیدی ناپاک آسیب می‌بیند، کمتر مورد توجه بوده است. در این مطالعه قصد داریم با رویکردی کلان، رابطه میان هزینه‌های بخش سلامت و کیفیت محیط زیست را در نمونه‌ای متشکل از حدود ۱۱٤ کشور در حال توسعۀ جهان در فاصلۀ سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۷ بررسی کنیم.

روش کار: با استفاده از تحلیل‌های هم انباشتگی در داده‌های پانل رابطه بلندمدت و کوتاه مدت میان سرانۀ هزینه‌های سلامت، سرانۀ تولید ناخالص داخلی، میزان مصرف انرژی به ازای هر واحد تولید ناخالص داخلی، سرانۀ انتشار دی اکسید کربن، دسترسی به آب سالم و دسترسی به سیستم‌های فاضلاب بهداشتی به عنوان شاخص‌های سنجش کیفیت محیط زیست مورد آزمون و برآورد قرار گرفتند. نتایج این آزمون‌ها وجود رابطۀ تعادلی بلندمدت میان هزینه‌های سلامت، درآمد و محیط زیست را تأیید می‌کند. افزون بر این، کشش‌های بلندمدت به کمک روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و کشش‌های کوتاه‌مدت در قالب الگوی تصحیح خطا برآورد شدند.

یافته‌ها: یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که اولاً کشش درآمدی هزینه‌های بهداشتی بزرگتر از یک (۱.٤۱) است که این موضوع بر لوکس بودن خدمات بهداشتی در نمونۀ مورد مطالعه دلالت دارد. ثانیاً هرچه کیفیت محیط زیست کاهش یابد، هزینه‌های بهداشتی افزایش خواهند یافت (اندازه ضریب شاخص‌های زیست‌محیطی در بلندمدت ۰.۱ با احتمال ۰.۰۰۱ و در کوتاه‌مدت، ۰.۰۲ ، ۰.۰۰۲ و ۰.۰۰۰۱ با احتمال‌های ۰.۱٦، ۰.۰۰۳ و ۰.۰۰۰۲ هستند). این یافته به منزلۀ وجود رابطۀ معکوس میان کیفیت محیط زیست و هزینه‌های بهداشتی است و حفظ محیط زیست، از این طریق نیز می‌تواند در رشد اقتصادی مؤثر باشد.

بحث: با توجه به نتایج به دست آمده، می‌توان گفت نابودی محیط زیست که عمدتاً نتیجۀ سیاست‌های توسعه‌ای ناپایدار و لجام‌گسیخته است، به افزایش هزینه‌های سلامت در جامعه منجر می‌شود. به عبارت بهتر، علاوه بر آنکه تخریب اکوسیستم‌ها و افزایش انتشار آلاینده‌های مختلف، رشد اقتصادی پایدار و بلندمدت را تهدید می‌کند، هزینه‌های بخش سلامت را نیز افزایش می‌دهد. به‌علاوه، با توجه به آنکه کاهش کیفیت سلامت در جامعه به طور مستقیم بهره‌وری نیروی کار را تحت تأثیر قرار می‌دهد، شایسته است پایداری کیفیت محیط زیست در سیاست‌های توسعه‌ای بیش از پیش مورد توجه قرار گیرد.

کلید واژه‌ها: هزینه‌های سلامت، کیفیت محیط زیست، هم‌انباشتگی، داده‌های پانل

•وصول مقاله: ۹۰/٦/۱۹ •اصلاح نهایی:۹۰/٦/۲۹ •پذیرش نهایی:۹۰/۷/۱۰

[1]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

[2]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

[3]. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، نویسنده مسئول؛ (mmohaghegh@ut.ac.ir)

مقدمه

در دنیای امروز، توسعهٔ اقتصادی و دستیابی به سطوح بالاتری از رفاه اجتماعی، در زمره اهداف مشترک تمامی کشورها محسوب می‌شوند. اما نگاه محدود به مفهوم توسعه، همواره دستیابی بشر را به رشدی همه‌جانبه و پایدار تهدید می‌کند. به علاوه بخشی از هزینه‌های بخش سلامت به دلیل بی‌توجهی به اثرات جانبی (Side effects) تولید کالاها و خدمات به جامعه تحمیل می‌شوند. اگر فرآیند تولید، پاک و سازگار با محیط زیست باشد، قدر مسلم رشد تولید ناخالص داخلی نیز در بلندمدت با شتاب بیشتری ادامه خواهد یافت؛ چراکه از یک سو، هزینه‌های صرفه جویی شده در بخش سلامت می‌توانند در مسیر سرمایه‌گذاری و رشد تولید به کار گرفته شوند و از سوی دیگر با ارتقای سطح سلامت در جامعه، بهره‌وری نیز افزایش خواهد یافت که خود می‌تواند محرکی برای تولید بیشتر باشد. [۱]

کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعهٔ اقتصادی (OECD)، بین ٦ تا ١٦ درصد از تولید ناخالص داخلی خود را به بخش سلامت اختصاص می‌دهند.[۲] این موضوع برای کشورهای در حال توسعه از اهمیت بیشتری برخوردار است. چراکه این کشورها اولویت بالاتری برای افزایش رشد تولید قایل هستند و پیوسته می‌کوشند تا در رقابتی فشرده با کشورهای صنعتی، فاصلهٔ خود را با آن‌ها کاهش دهند. در چنین شرایطی، طبیعی است که ملاحظات توسعهٔ پایدار، در عرصهٔ عمل چندان مورد توجه سیاست‌گذاران قرار نگیرد. افزون بر این، در این کشورها زمینه‌ها و فرصت‌های گسترده ای برای بهبود کیفیت محیط زیست وجود دارد، بطوریکه هزینه‌های آشکار و پنهان جایگزینی فنّاوری‌های آلاینده با بدیل‌های پاک، احتمالاً کمتر از هزینه‌های مشابه در کشورهای توسعه‌یافته است. انتظار می‌رود با ارتقای کیفیت محیط زیست در این کشورها، علاوه بر افزایش رشد اقتصادی پایدار، دستاورد محسوسی نیز در کاهش هزینه‌های سلامت حاصل شود. در واقع، پژوهش حاضر در پی پاسخ به این پرسش است که آیا اساساً می‌توان کیفیت محیط زیست را یکی از مؤلفه‌های تعیین‌کنندهٔ هزینه‌های سلامت در کوتاه مدت و بلندمدت دانست؟

بیشتر مطالعاتی که در رابطه با اثرات محیط زیست بر بهداشت صورت گرفته‌اند، با رویکردی خرد به انجام رسیده و جنبهٔ موردکاوی (Case Study) داشته‌اند. ژانگ و همکاران [۳] مطالعهٔ خود را بر پیامدهای انتشار یکی از آلاینده‌های بسیار ریز هوا به نام پی ام ۱۰ (PM_{10}) متمرکز کرده‌اند. این آلایندهٔ در بسیاری از کلان‌شهرها که عمدتاً تراکم جمعیتی بالایی نیز دارند، مشکلی جدی محسوب می‌شود. ژانگ و همکاران در این مطالعه از داده‌های مقطع عرضی ۱۱۰ کلان‌شهر چین در سال ۲۰۰٤ میلادی استفاده کرده‌اند. یافته‌های پژوهشگران نشان داد که تنها به واسطهٔ این آلاینده، بالغ بر ۲۹۱۷۸ میلیون دلار هزینهٔ بهداشتی و درمانی به جامعه تحمیل شده است.

لی و همکاران [٤] تأثیر مهار آلودگی هوا را بر سلامت افراد در شانگهای چین بررسی کرده‌اند. به باور آن‌ها گرچه توسعهٔ شهری در کلان‌شهرهای آسیا از طریق آلودگی هوا، پیامدهای نگران‌کننده‌ای در حوزهٔ سلامت افراد داشته است اما سرمایه‌گذاری برای استفاده از انرژی‌های پاک معمولاً بسیار هزینه‌بر است و به همین دلیل در بیشتر موارد، سیاست‌گذاران ترجیح می‌دهند که این سرمایهٔ هنگفت را در بخش‌های دیگر صرف کنند. آن‌ها با تمرکز بر شهر شانگهای چین، تحلیل هزینه ـ فایدهٔ خود را دربارهٔ سیاست‌های مهار آلودگی هوا ارائه می‌دهند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که اگر استفاده از فنّاوری‌های پاک از سال ۲۰۱۰ میلادی آغاز گردد، نسبت هزینه به فایده‌های ناشی از ارتقای سطح سلامت در بخش نیروگاهی ۱ به ۵ و در بخش صنعت ۲ به ۱۵ است.

جرت و همکاران [۵] با استفاده از داده‌های مقطع عرضی مربوط به ۴۹ بخش در ایالت اُنتاریو کانادا رابطهٔ میان کیفیت محیط زیست و هزینه‌های بخش سلامت را بررسی کردند. مطالعهٔ آن‌ها برقراری رابطه‌ای دوسویه میان کیفیت محیط زیست و هزینه‌های بخش سلامت را نشان می‌دهد؛ آن‌ها نشان دادند مناطقی که هزینهٔ بیشتری برای بهبود کیفیت محیط زیست صرف کرده‌اند، هزینه‌های درمانی پایین‌تری را متحمل شده اند و برعکس مناطقی که از سطح آلودگی بالاتری رنج می‌برند، هزینه‌های درمانی بیشتری نیز پرداخت می‌کنند. فریمن [۶] نیز با استفاده از داده‌های مربوط به سال‌های ۱۹۶۶ تا ۱۹۹۸ به برآورد کشش درآمدی هزینه‌های سلامت در ایالات متحدهٔ آمریکا پرداخته است. فریمن نشان می‌دهد که سری زمانی هزینه‌های سلامت در نمونهٔ مورد مطالعه، نامانا (Non- Stationary) است و البته با درآمد سرانهٔ قابل تصرف، رابطهٔ بلندمدت یا هم‌انباشتگی دارد. فریمن برای برآورد کشش‌های بلند مدت از روش حداقل مربعات معمولی پویا (Dynamic Ordinary Least Square Method (DOLS)) استفاده کرده است. نتایج مطالعهٔ او نشان می‌دهند که کشش درآمدی هزینه‌های بهداشتی حدود ۰.۸۵ و عددی کوچک‌تر از یک است و نتیجه می‌گیرد که این هزینه‌ها را باید در زمرهٔ کالاهای ضروری ـ و نه لوکس ـ قلمداد کرد. این در حالی است که در برخی مطالعات سطح کلان، این ضریب بزرگتر از یک یا دست کم بسیار نزدیک به یک بوده است.[۷، ۸]

نارایان و نارایان [۸] نیز با رویکرد هم‌انباشتگی پانلی، نقش محیط زیست را در تعیین هزینه‌های بخش سلامت مورد مطالعه قرار داده و پیامدهای بهبود یا نابودی محیط زیست را در کوتاه‌مدت و بلندمدت ارزیابی کرده‌اند. نمونهٔ آن‌ها متشکل از هشت کشور عضو سازمان توسعه و همکاری اقتصادی (OECD) در دورهٔ ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۹ میلادی بوده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که سرانهٔ هزینه‌های بخش سلامت، درآمد سرانه، میزان انتشار آلاینده‌های مونو اکسید کربن، گوگرد و نیتروژن دارای رابطه بلندمدت هستند. در کوتاه مدت، درآمد و انتشار مونو اکسید کربن اثرات مثبت معناداری بر هزینه‌های سلامت داشته‌اند اما انتشار آلاینده‌های گوگردی نیز به این متغیرها در رابطه بلند مدت افزوده شده است. به علاوه، در هر دو الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت، درآمد و انتشار مونو اکسید کربن، بزرگترین ضرایب عددی را به خود اختصاص داده‌اند. بنابراین این دو متغیر، بیشترین نقش را در تعیین مقدار هزینه‌های سلامت در گروه کشورهای مذکور داشته اند.

این مطالعه، با تأکید بر کیفیت محیط زیست، به بررسی عوامل مؤثر در هزینه‌های بخش سلامت در ۱۱۴ کشور درحال توسعه در فاصله زمانی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۷ میلادی پرداخته است. در این مطالعه فرض کرده‌ایم که رشد اقتصادی یا میزان درآمد و کیفیت محیط زیست دو عامل مؤثر بر هزینه‌های بهداشتی می باشند. شاخص رشد اقتصادی، سرانهٔ تولید ناخالص داخلی است. به‌علاوه، کیفیت محیط زیست با استفاده از شاخص‌های شدت مصرف انرژی، انتشار گاز دی‌اکسید کربن، میزان دسترسی به آب سالم و میزان دسترسی به فاضلاب بهداشتی، سنجیده شده است. انتظار داریم، برخی از این متغیرها در کوتاه‌مدت و برخی در بلندمدت اثر پررنگ‌تری داشته باشند.

کشورهای در حال توسعه، از حیث تعداد، بزرگترین گروه را در دسته‌بندی‌های مختلف تشکیل می‌دهند. این کشورها در پی افزایش رشد اقتصادی خود هستند، اما مطابق نظریهٔ کوزنتس، این کشورها، به دلیل کم‌توجهی به آسیب‌های زیست‌محیطی و تمرکز بر توسعهٔ اقتصادی، به طور جدی با کاهش کیفیت محیط زیست روبرو می‌شوند. از سوی دیگر، همزمان با رسیدن به درجات بالاتر توسعه، سرمایه‌گذاری در بخش بهداشت و سلامت نیز افزایش می‌یابد. به همین

دلیل مطالعهٔ رابطهٔ میان این دو متغیر می‌تواند در کشورهای در حال توسعه، نتایج متفاوتی ـ در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته ـ را در پی داشته باشد. انتخاب کشورها بر پایهٔ گزارش مراکز جهانی مانند بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول صورت گرفته است و کشورهایی که در این بازهٔ زمانی در گزارش‌های ارایه شده، در حال توسعه شناخته شده‌اند، در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

روش کار

همان‌گونه که اشاره شد، در این مطالعه، عوامل تعیین کننده هزینه‌های سرانهٔ بخش سلامت با تاکید بر شاخص‌های کیفیت محیط زیست در بلندمدت و کوتاه مدت مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. برای این منظور از روش اقتصادسنجی پانل هم انباشتگی استفاده شده است. بین کشورهای مورد مطالعه، الگوی بلندمدت و الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت به ترتیب بصورت زیر تصریح می‌شوند:

$$\ln y_{it} = \delta_i + \beta' X_{it} + u_{it}$$

الگوی بلندمدت (۱)

$$\Delta \ln y_{it} = c_i + \lambda_1 \Delta \ln y_{it-1} + \lambda_2 \Delta \ln X_{it} + \lambda_3 \Delta \ln X_{it-1} + \alpha u_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

الگوی کوتاه مدت تصحیح خطا (۲)

که در آن Δ نشان دهنده تفاضل مرتبه اول، ln لگاریتم طبیعی، y_{it} هزینه‌های سرانهٔ بخش سلامت، δ_i و c_i اثرات ثابت ویژه کشورها و X_{it} بردار متغیرهای تأثیر گذار برهزینه‌های سرانه سلامت می‌باشند. متغیرهای بردار X عبارتند از: سرانهٔ تولید ناخالص داخلی، سرانهٔ انتشار دی اکسید کربن، میزان مصرف انرژی به ازای تولید هر واحد GDP، دسترسی به آب سالم و دسترسی به فاضلاب‌های بهداشتی. β بردار ضرایب بلندمدت، $\lambda_i \ (i=1,2,3)$ بردار ضرایب کوتاه مدت، α ضریب تصحیح خطا و u_{it-1} عدم تعادل دوره قبل می‌باشند. طول وقفه بهینه در الگوی تصحیح خطا بر اساس معیارهای انتخاب الگو برابر واحد انتخاب شده است. به علاوه همانطور که خواهیم دید بر اساس طول وقفه مذکور جمله اخلال ε_{it} نوفه سفید (white noise) خواهد بود. داده‌های سری زمانی متغیرهای الگو برای ۱۱٤ کشور در حال توسعه در فاصلهٔ زمانی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۷ میلادی از طریق سایت اینترنتی بانک جهانی و سازمان جهانی بهداشت گردآوری شده‌اند. پس از گردآوری داده‌ها، در مرحلهٔ نخست، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد (Unit Root Test) در داده‌های پانل، مانایی و درجهٔ انباشتگی متغیرها تعیین می‌شود. سپس به کمک آزمون‌های هم‌انباشتگی برای داده‌های پانل، وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت میان متغیرها را بر اساس رابطه (۱) آزمون می شود. در صورت تأیید رابطهٔ هم‌انباشتگی یا بلندمدت (مانا بودن جمله عدم تعادل u_{it})، ضرایب بلندمدت (۱)، با روش حداقل مربعات معمولی پویا(DOLS) و کشش‌ها یا ضرایب کوتاه مدت (۲) نیز مبتنی بر از الگوی تصحیح خطا (Error Correction Model (ECM)) برآورد می‌شوند.

لازم به ذکر است که دو رویکرد برای بررسی روابط میان متغیرهای اقتصادی وجود دارد: علیت گرنجری و تصریح الگوی ساختاری یا شرطی. در آزمون علیت روابط تقدم و تاخر میان متغیرها ی اقتصادی مورد آزمون قرار می‌گیرد. این نوع علیت الزاماً ارتباطی با تئوری اقتصادی ندارد و تنها تقدم و تاخر میان متغیرها را نشان می‌دهد. اما در الگوی ساختاری ابتدا بر تئوری اقتصادی، رابطه علّی (همزمان) یا متغیر برون زا و درون زا تصرح شده و بر اساس آن الگو برآورد می‌شود. در این تحقیق از رویکرد دوم استفاده شده است.

یافته‌ها

برخی ویژگی‌های آماری متغیرها شامل میانگین، بیشینه، کمینه و انحراف معیار آن‌ها، در جدول ۱ گزارش شده‌اند.

جدول ۱: ویژگی‌های آماری متغیرها

متغیر	واحد	میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
سرانهٔ هزینه‌های بهداشتی	دلار آمریکا	۳۴۲.۹۷۰	۴۲۱۱	۱	۴۵۸.۳۱۶
سرانهٔ تولید ناخالص داخلی	دلار آمریکا	۶۳۳۲.۲۰۳	۶۶۵۹۸	۳۴۰	۸۰۲۱.۵۷۸
سرانهٔ انتشار دی اکسید کربن	تن	۳.۶۰۲	۶۵.۷۷۲	۰.۰۱۴	۶.۲۹۵
شدت مصرف انرژی	کیلوگرم نفت بر دلار	۲۷۰.۶۲۳	۱۷۲۵	۶۸	۲۰۱.۵
دسترسی به آب سالم	درصد	۸۰.۲۴۸	۱۰۰	۳	۱۸.۵۳۹
دسترسی به فاضلاب بهداشتی	درصد	۶۵.۲۵۳	۱۰۰	۵	۲۹.۸۳۲

جدول ۲: نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مورد مطالعه

متغیرهای سطح	LLC	Breitung	IPS	ADF-Fisher (χ^2)	PP-Fisher (χ^2)
سرانهٔ هزینه‌های بهداشتی	۰.۵۲۸۱۵ (۰.۷۰۱۳)	۳.۲۰۳۷۵ (۰.۹۹۹۳)	۰.۸۳۵۰۴ (۰.۷۹۸۲)	۲۲۴.۲۰۳ (۰.۵۵۸۷)	۳۶۷.۶۴۷ P < ۰.۰۰۰۱
سرانهٔ تولید ناخالص داخلی	۱۰.۲۳۷۸ (۱.۰۰۰۰)	۰.۵۱۸۰۱ (۰.۶۹۷۸)	۳.۶۱۹۱ (۰.۹۹۹۹)	۲۰۵.۷۸۱ (۰.۸۲۸۸)	۲۷۱.۲۶۱ (۰.۰۲۶۱)
سرانهٔ دی اکسید کربن	۱.۷۱۱۷۸ (۰.۹۵۶۵)	۳.۵۹۳۵۶ (۰.۹۹۹۸)	-۰.۱۰۶۰۴ (۰.۴۵۷۸)	۲۶۴.۰۶۲ (۰.۰۵۰۷)	۲۶۰.۹۲۸ (۰.۰۶۶۲)
شدت انرژی	۰.۹۵۹۶۲ (۰.۸۳۱۴)	۲.۷۱۷۹۴ (۰.۹۹۶۷)	۱.۰۰۸۹۹ (۰.۸۴۳۵)	۱۶۹.۵۵۵ (۰.۸۲۸۸)	۱۷۶.۷۴۱ (۰.۵۹۶۱)
دسترسی به آب سالم	۲.۰۸۲۶۴ (۰.۹۸۱۴)	۲.۷۶۶۶۸ (۰.۹۹۷۲)	-۰.۰۴۷۲۶ (۰.۴۸۱۲)	۱۸۱.۳۶۵ (۰.۴۱۵۸)	۲۶۱.۲۹۰ P < ۰.۰۰۰۱
دسترسی به فاضلاب بهداشتی	-۰.۱۳۹۰۰ (۰.۴۴۴۷)	۱.۸۲۳۴ (۰.۹۶۵۹)	۲.۶ E۱۱ P < ۰.۰۰۰۱	۱۳۰.۷۱۳ (۰.۹۷۳۹)	۲۳۳.۴۸۹ (۰.۰۰۱۳)
تفاضل مرتبهٔ اول					
سرانهٔ هزینه‌های بهداشتی	-۱۲.۷۱۲۷ P < ۰.۰۰۰۱	-۵.۴۴۲۱ P < ۰.۰۰۰۱	-۴.۸۹۶۹ P < ۰.۰۰۰۱	۳۴۰.۳۸۸ P < ۰.۰۰۰۱	۹۳۲.۸۷۵ P < ۰.۰۰۰۱
سرانهٔ تولید ناخالص داخلی	-۲۳.۰۲۴۷ P < ۰.۰۰۰۱	-۲.۲۰۲۰۴ P < ۰.۰۰۰۱	-۷.۰۴۴۲۸ P < ۰.۰۰۰۱	۴۱۶.۸۳۳ P < ۰.۰۰۰۱	۷۲۰.۸۲۸ P < ۰.۰۰۰۱
سرانهٔ دی اکسید کربن	-۲۹.۳۵۷ P < ۰.۰۰۰۱	-۴.۳۷۶۹ P < ۰.۰۰۰۱	-۹.۶۰۱۸۱ P < ۰.۰۰۰۱	۴۴۹.۲۶۶ P < ۰.۰۰۰۱	۹۵۱.۰۳۸ P < ۰.۰۰۰۱
شدت انرژی	-۱۳.۰۰۶۴ P < ۰.۰۰۰۱	-۵.۱۸۵۹۶ P < ۰.۰۰۰۱	-۶.۶۱۷۶۴ P < ۰.۰۰۰۱	۳۳۳.۰۸۹ P < ۰.۰۰۰۱	۸۲۲.۱۹۱ P < ۰.۰۰۰۱
دسترسی به آب سالم	-۱۳.۸۷۹۵ P < ۰.۰۰۰۱	-۵.۳۷۷۵۷ P < ۰.۰۰۰۱	-۵.۹۷۳۰۷ P < ۰.۰۰۰۱	۳۰۲.۳۲۵ P < ۰.۰۰۰۱	۸۷۰.۷۱۸ P < ۰.۰۰۰۱
دسترسی به فاضلاب بهداشتی	-۶.۵۸۳۰۲ P < ۰.۰۰۰۱	-۰.۱۰۰۶۸ (۰.۴۵۹۹)	-۳.۴ E۱۱ P < ۰.۰۰۰۱	۲۲۲.۳۹۷ (۰.۰۰۱۶)	۷۳۳.۲۸۹ P < ۰.۰۰۰۱

توضیحات: اعداد داخل پرانتز، P_Valueها هستند.

پیش از تحلیل روابط میان متغیرها به روش هم انباشتگی بایستی مانایی سری‌های مورد بررسی را به کمک آزمون‌های ریشه واحد بررسی نمود. به همین دلیل، در این مقاله از پنج آزمون پرکاربرد ریشه واحد در الگوهای پانل استفاده شده است که عبارتند از: آزمون لوین، لین و چو(LLC) [۹]، آزمون ایم، پسران و شین(IPS) [۱۰]، آزمون برتونگ (Breitung)[۱۱] و آزمون‌های فیشر-ADF و فیشر-PP.[۱۲، ۱۳] جدول ۲ نتایج آزمون‌های ریشه واحد را برای لگاریتم متغیرهای مورد بررسی در سطح و پس از اولین تفاضل‌گیری نشان می‌دهد. به طور خلاصه متغیرهای الگو در اکثر موارد نامانا و حاوی یک ریشه واحد بوده، بطوریکه تفاضل مرتبه اول آن‌ها در تمامی موارد مانا یا I(0) هستند.

با توجه به وجود ریشه واحد در تمامی متغیرهای الگو، ترکیب خطی این متغیرها (یا جمله عدم تعادل u_{it}) در حالت کلی نامانا و حاوی یک ریشه واحد است. هم انباشتگی یک استثنا بر این قاعده عمومی است. در تحلیل‌های هم انباشتگی، وجود رابطه بلندمدت و تعادلی میان متغیرهای الگو بر اساس الگوی (۱) مورد آزمون و برآورد قرار می‌گیرد. در صورت وجود یا پذیرش رابطه مذکور، جمله عدم تعادل u_{it} مانا بوده بطوری که هرگونه انحراف از این رابطه موقتی خواهد بود. در این صورت متغیرهای بردار X با ضرایب ثابت β متغیر وابسته(مخارج سرانه سلامت) را به شیوه ای قابل پیش بینی تغییر می‌دهند. به همین دلیل، هم انباشتگی هم به لحاظ آماری و هم به لحاظ نظری از ارزش واهمیت بالایی برخوردار است. وجود هم انباشتگی یا رابطه بلندمدت، تاییدی بر نظریه اقتصادی (در اینجا رابطه ۱) می‌باشد. برای آزمون هم‌انباشتگی در داده‌های پانل، اغلب از دو آزمون پدرونی [۱۶-۱۴] و کائو [۱۷] استفاده می‌شود که نتایج حاصل از آن‌ها در جدول ۳ گزارش شده‌اند. نتایج حاصله در تمامی موارد وجود رابطه بلندمدت میان سرانه هزینه‌های سلامت و عوامل تعیین کننده آن را مورد تایید قرار می‌دهد. به عبارت دیگر فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی یا رابطه بلندمت در تمامی موارد رد شده است. همانطورکه خواهیم دید متغیرهای تولید سرانه و شدت استفاده از انرژی، هزینه‌های سلامت سرانه در بلندمدت را بطور معنی داری افزایش می‌دهند.

جدول ۳: نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی پدرونی و کائو

آزمون	آماره	فرضیه صفر	نتیجهٔ آزمون
PANEL PP-Statistic	-۷.۸۳۳۴ P < ۰.۰۰۰۱	نبود هم‌انباشتگی	وجود رابطهٔ هم‌انباشتگی میان متغیرها تأیید می‌شود.
PANEL ADF-Statistic	-۰.۲۶۲۴ (۰.۰۰۰۵)	نبود هم‌انباشتگی	وجود رابطهٔ هم‌انباشتگی میان متغیرها تأیید می‌شود.
Group pp-Statistic	-۱۶.۴۶۱ P < ۰.۰۰۰۱	نبود هم‌انباشتگی	وجود رابطهٔ هم‌انباشتگی میان متغیرها تأیید می‌شود.
Group ADF-Statistic	-۱.۳۸۴۵ (۰.۰۸۳۱)	نبود هم‌انباشتگی	وجود رابطهٔ هم‌انباشتگی میان متغیرها تأیید می‌شود.
Kao- t statistic	-۴.۳۸۴ P < ۰.۰۰۰۱	نبود هم‌انباشتگی	وجود رابطهٔ هم‌انباشتگی میان متغیرها تأیید می‌شود.

توضیحات: اعداد داخل پرانتز، P_Valueها هستند.

برای برآورد الگوی بلندمدت روش‌های مختلفی وجود دارد. در این مطالعه به پیروی از فریمن [٦] و نارایان و نارایان [٨] از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) استفاده شده است. لازم به یادآوری است که کائو [١٨] نشان می‌دهد که این روش برآورد از کارایی بیشتری برخوردار است و امکان استنباط‌های آماری معتبر را فراهم می‌سازد. ضرایب کوتاه مدت در الگوی تصحیح خطای (٢) نیز با استفاده از روش اثرات ثابت (Fixed Effects) برآورد می‌شوند. نتایج حاصل از تخمین هر دو الگو، پس از حذف متغیرهای بی‌معنا در جدول ٤ ارایه شده اند. در این جدول بر آورد ضرایب بلندمدت بر اساس رابطه (١) مبتنی بر روش DOLS و ضرایب کوتاه مدت ECM بر اساس رابطه (٢) بدست آمده اند. همانطور که ملاحظه می‌گردد در معادله بلندمدت متغیر آب سالم و وقفه آن و همچنین متغیر فاضلاب بهداشتی به دلیل معنی دار نبودن از رابطه بلندمدت حذف شده اند.

جدول ۴: کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت

	DOLS	ECM
عرض از مبدأ	-۴.۲۳۳۰۹***	-
انحراف معیار	(۰.۳۴۰۳)	
سرانهٔ تولید ناخالص داخلی	۱.۴۱۴۲***	۰.۶۴۷۰***
انحراف معیار	(۰.۰۶۱۳۷)	(۰.۰۷۹۵۲)
شدت انرژی	۰.۱۰۳۴۴***	۰.۰۲۴۱۵
انحراف معیار	(۰.۰۳۰۵۷)	(۰.۰۲۴۳۸)
وقفهٔ اول آب سالم	-	-۰.۰۰۲۸*
انحراف معیار		(۰.۰۰۱۸)
وقفهٔ اول فاضلاب بهداشتی	-	-۰.۰۰۰۱***
انحراف معیار		(۸ e -۵)
جزء تصحیح خطا	-	-۰.۰۱۲۱**
انحراف معیار		(۰.۰۰۵۲۸)
R^2	۰.۹۹	۰.۰۷
دوربین ـ واتسون	۰.۴۸	۱.۹۹۲۰

توضیحات: *، ** و *** به ترتیب معناداری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

بحث

براساس نتایج به دست آمده، کشش بلندمدت هزینه‌های سلامت نسبت به تولید ناخالص داخلی برابر ١.٤١ برآورد شده است. به بیان دیگر هرچه درآمد سرانه افزایش یابد، سرانهٔ هزینه‌های بهداشتی نیز ـ البته با شیبی تندتر ـ افزایش خواهد یافت. بدین ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که کالاها و خدمات بهداشتی برای کشورهای در حال توسعه، لوکس به شمار می‌روند؛ چراکه کشش درآمدی بلندمدت آن به شکل معناداری بزرگتر از واحد برآورد شده است. به علاوه کشش درآمدی مذکور در کوتاه مدت (٠.٦٤) کمتر از بلندمدت است که حاکی از وجود چسبندگی و هزینه‌های تعدیل در واکنش هزینه‌های سلامت نسبت به درآمد در کوتاه مدت است. افزون بر این، اندازه ضرایب متغیرها نشان می‌دهند که سرانهٔ تولید ناخالص داخلی کماکان مهمترین عامل تعیین کننده هزینه‌های

سلامت در کوتاه مدت و بلندمدت می‌باشد. این نتایج با یافته‌های نارایان و نارایان [۸] و ژنگ و همکاران [۱۹] سازگاری دارد. به عبارت بهتر، آن‌ها نیز، تولید ناخالص داخلی را مهمترین عامل تعیین‌کنندهٔ هزینه‌های بهداشتی می‌دانند و با توجه به کشش درآمدی بزرگتر از یک، آن را کالایی لوکس معرفی می‌کنند.

شدت استفاده از انرژی نیز اثرات مثبت مورد انتظار را در بلندمدت و کوتاه مدت بر هزینه‌های سلامت داشته‌اند. بدین ترتیب هرچه میزان مصرف انرژی به ازای هر واحد تولید یا (شدت مصرف انرژی) بیشتر باشد، یعنی هرچه صنعت یک کشور آلاینده‌تر و کیفیت محیط زیست در آن کشور نامطلوب‌تر باشد، سرانهٔ هزینه‌های سلامت نیز بالاتر خواهد بود. در واقع شدت انرژی با ضریب ۰.۱۰ در بلندمدت و ۰.۰۲ در کوتاه مدت، هزینه‌های سلامت را افزایش می‌دهد هر چند که این اثر در کوتاه مدت معنی دار نیست. در واقع این اثر در بلندمدت به مراتب بیشتر از کوتاه مدت است که نشان می‌دهد آلاینده‌ها بیشترین تأثیر خود بر سطح سلامت را در بلندمدت بر جای گذاشته اند. به این ترتیب می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تغییر در روش تولید و ارتقای کیفیت محیط زیست می‌تواند به کاهش هزینه‌های سلامت به ویژه در بلندمدت بیانجامد. این موضوع مؤید وجود رابطهٔ مستقیم میان کیفیت محیط زیست و سلامت جامعه در بلندمدت است. افزون بر این، در کوتاه مدت، وقفه‌های دو متغیر امکان دسترسی به آب سالم و فاضلاب بهداشتی بر هزینه‌های سلامت اثر منفی دارند. به این معنا که بهبود خدمات در این زمینه می‌تواند به کاهش هزینه‌های سلامت در کوتاه مدت منجر شود. به علاوه هیچ یک از این دو متغیر در بلندمدت معنی دار نبوده و به همین دلیل از رابطه بلندمدت حذف شده اند. این متغیرها کمتر در مطالعات پیشین مورد استفاده بوده‌اند.

از سوی دیگر، ضریب جزء تصحیح خطا، مطابق انتظار منفی (۰.۰۱-) و معنی دار است که تاییدی مجدد بر وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو است. به عبارت دیگر هرگونه عدم تعادلی در رابطه بلندمدت در طول زمان مضمحل می‌گردد. با این وجود مقدار عددی ضریب مذکور پایین است که نشان می‌دهد در صورت انحراف از رابطه بلندمدت، همگرایی به سمت آن بسیار طولانی و کند خواهد بود. گرچه این ضریب در مطالعهٔ نارایان و نارایان [۸] که کشورهای توسعه‌یافته را بررسی کرده‌اند، به لحاظ عددی بزرگتر بوده است (۰.۱۲-) اما مقدار آن با نتایج ژنگ و همکاران [۱۹] (۰.۰۷-) در مورد استان‌های مختلف کشور چین سازگاری بیشتری دارد. و اگر چین را به عنوان کشوری در حال توسعه بپذیریم، این سازگاری، مهر تأییدی بر نتایج مطالعه خواهد بود.

نهایتاً چنین نتیجه گیری می شود که امروزه بسیاری از کشورها، سهم قابل توجهی از تولید ناخالص داخلی خود را صرف هزینه‌های سلامت می‌کنند. همزمان، همین کشورها ـ دست کم در برخی موارد ـ برای دستیابی به اهداف توسعه‌ای کوتاه مدت، به راحتی محیط زیست را تخریب می‌کنند. در واقع، نوعی پارادوکس در این سیاست‌ها دیده می‌شود. هرچند ممکن است با تخریب محیط زیست، رشد اقتصادی در کوتاه مدت افزایش یابد اما منافع آن در بلندمدت بایستی به هزینه‌هایی سلامت بیشتر اختصاص یابد. مقالهٔ پیش رو با تبیین و تحلیل این پارادوکس از منظر کلان کوشیده است تا توجه مخاطبان را به بخشی از هزینه‌های پنهان این بی‌توجهی‌ها در حوزهٔ سلامت و محیط زیست جلب کند.

نتایج مؤید وجود رابطه‌ای مستقیم و معنادار میان کیفیت محیط زیست و سلامت جامعه در بلندمدت است. به عبارت دیگر گرچه، تخریب محیط زیست در

کوتاه‌مدت سلامت جامعه را با مخاطرهٔ چندانی روبرو نمی‌سازد اما در بلندمدت، تهدیدی جدی برای سلامت جامعه محسوب می‌شود. کشورهایی که با بی‌توجهی، آسیب‌های بیشتری به محیط زیست وارد آورده‌اند، در بلندمدت با پرداخت هزینه‌های سنگین بهداشتی، جریمه شده‌اند. در واقع، این یافته که در مطالعات گذشته کمتر مورد توجه قرار گفته است، نشان می‌دهد که با توجه به ماهیت کشورهای در حال توسعه، بزرگترین هدف آن‌ها توسعه اقتصادی است. با توجه به اینکه آثار نامطلوب نابودی محیط زیست در کوتاه مدت مشهود نخواهد بود، سیاست‌گذاران در این کشورها، توجه خود را تنها به برنامه‌های توسعه‌ای معطوف می‌کنند، حال آنکه در بلندمدت، این تخریب، آثار نامطلوبی بر سلامت جامعه خواهد داشت.

تقدیر و تشکر

این مقاله، برگرفته از پایان‌نامه تحت عنوان بررسی رابطه کیفیت محیط زیست و هزینه‌های بخش سلامت در کشورهای در حال توسعه در مقطع کارشناسی ارشد است که در سال ۱۳۸۹ در دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران به انجام رسیده است.

.

References

1. Knowles S, Owen PD. Health Capital and Cross-country Variations in Income Per Capita in the Mankiew-Romer-Weil Model. Economic Letters 1995; 48: 99-106.

2. http://www.oecd.org/els/health/data.

3. Zhang M, Song Y, Cai X, ZhouJ. Economic assessment of the health effects related to particulate matter pollution in 111 Chinese cities by using economic burden of disease analysis. Journal of Environmental Management 2008; 88: 947–954.

4. Li J, Guttikunda S k, Carmichael GR, Streets DG, ChangY, FungV. Quantifying the Human Health Benefits of Curbing Air Pollution in Shanghai. Journal of Environmental Management 2004; 70: 49–62.

5. Jerrett M, Eyles J, Dufournaud C, Birch S. Environmental influences on health care expenditures: an exploratory analysis from Ontario, Canada. Journal of Epidemiology and Community Health 2003; 57: 334–338.

6. Freeman DG. Is Health Care a Necessity or a Luxury? Pooled Estimates of Income Elasticity from US State-level Data. Applied Economics 2003; 35 (5): 495 -502.

7. Getzen TE. Health care is an individual necessity and a national luxury: applying multilevel decision models to the analysis ofhealth care expenditures, Journal of Health Economics 2000; 19(2): 259–70.

8. Narayan pk, Narayan S. Does environmental quality influence health expenditures? Empirical evidence from a panel of selected OECD countries. Ecological Economics 2008; 65: 367-374.

9. Levin A, Lin CF. Unit Root Tests in Panel Data: New Results. 1993; Working Paper, University of California, San Diego.

10. Im KS, Pesaran MH, Shin Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Journal of Econometrics 2003; 115: 53– 74.

11. Breitung J. Nonparametric Tests for Unit Roots and Cointegration Journal of Econometrics 2002; 108: 343-63.

12. Maddala GS, Shaowen W. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 1999; 61: 631-652.

13. Choi I. Unit Root Tests for Panel Data. Journal of International Money and Banking 2001; 20: 249-72.

14. Pedroni P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 1999; 12: 653–670.

15. Pedroni P. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. Advances in Econometrics 2000; 15: 93–130.

16. Pedroni P. Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. Econometric Theory 2004; 20: 597–625.

17. Kao C. Spurious Regressions and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data. Journal of Econometrics 1999; 90:1-44.

18. Kao C, Chiang M. On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. Advances in Econometrics 2000; 15: 179– 222.

Zheng X, Yu Y, Zhang L, Zhang Y. Does Pollution Drive Up Public Health Expenditure? A Panel Unit Root and Cointegration Analysis. Working Paper Journal by The school of Finance of Renmin University of China [Serial Online] 2010 [Cited 2011 Jan 10]; special: 1-11. Available From: URL: http://static.sfruc.edu.cn/uploads/soft/100521/20822427571.pdf

The Relationship between Health Expenditure and Environmental Quality in Developing Countries

Mehrara M.[1]/ Sharzei G.[1] / Mohaghegh M.[2]

Abstract

Introduction: Any rise in health expenditure is the main concern of householders and policymakers. A few studies have been conducted on assessing the determinants of expenditures and environmental quality from a macroeconomic point of view. This paper aimed to investigate the relationship between health expenditure and environmental quality in more than 114 developing countries between 1995 and 2007.

Methods: In this study, health expenditure was proxied by the total per capita health expenditure data of WHO. In addition to per capita Gross Domestic Product (GDP), environmental quality, per capita carbon dioxide emission, Energy Intensity, access to clean water and improved sanitation were used as the determinants of health expenditure. The long-run equilibrium of the variables as well as health expenditure and environmental quality were studied by panel co-integration tests. The long-run and short-run elasticities were estimated by Dynamic OLS and Error Correction Model techniques.

Results: According to the results, income was the most important determinant of health expenditure in different countries. The elasticity of health expenditure with respect to GDP was more than one. Although in the short-run the energy intensity did not affect health expenditure, in the long-run, there was a positive relationship between these two variables.

Discussion: Income and environmental quality are important determinants of per capita health expenditure. There is a direct connection between health expenditure and environmental quality, in both long and short-run, suggesting that the deterioration of environmental ecosystems – as an unpleasant bi-product of production – leads to health problems.

Key Words: Health Expenditure, Quality of Environment, Panel Co-integration

● **Received:** 22/March/2011 ● **Modified:** 12/Dec/2011 ● **Accepted:** 18/Dec/2011

1.Associate Professor of Economics Department, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran

2.MA Student of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran., Tehran, Iran; Corresponding Author (mmohaghegh@ut.ac.ir)