رابطه‌ی هزینه‌های سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (منا)

محسن مهرآرا[1] / علی‌اکبر فضائلی[2]

چکیده

مقدمه: یکی از چالش‌های اساسی حوزه ی سلامت شناسایی عامل تعیین کننده‌ی مقدار منابعی ست که کشور برای مراقبت‌های سلامت اختصاص می‌دهد. اغلب اوقات سهم هزینه‌های درمانی و بهداشتی از تولید ناخالص داخلی (GDP) در کشورهای توسعه یافته بیشتر از کشورهای توسعه نیافته است. سهم و اهمیت GDP در نوسانات هزینه‌های سلامتی در میان کشورها یا مناطق مختلف در طراحی سیاست‌ها در بخش سلامت مهم است.

روش بررسی: این مقاله رابطه میان هزینه‌های سلامت و درآمد ناخالص داخلی را برای یک نمونه ۱۳تایی از کشورهای خاور میانه و شمال آفریقا (منا) در سال‌های (۲۰۰۵-۱۹۹۵) با استفاده از تحلیل‌های هم انباشتگی بر اساس داده‌های تلفیقی (پانل) مورد بررسی قرار می‌دهد.

یافته‌ها: هرچند دو متغیر هزینه‌های سلامت و تولید ناخالص داخلی در این گروه کشورها مانا نیستند اما هنوز یک رابطه‌ی تعادلی بلند مدت میان این دو متغیر وجود دارد. شواهدی مبنی لوکس بودن مراقبت‌های سلامت در این منطقه در کوتاه مدت و حتی بلندمدت مشاهده نمی شود.

نتیجه‌گیری: بر خلاف شواهد حاصله از سایر کشورها و مناطق، کشش درآمدی کالای سلامت در منطقه‌ی منا کوچکتر از یک است به طوری که این کالا لوکس تلقی نمی شود. لذا انتظار نمی رود با افزایش درآمد ناخالص داخلی، این کشورها سهم بیشتری از درآمد شان را به هزینه‌های سلامت اختصاص دهند. برآورد ضریب تعدیل نیز دلالت بر چسبندگی‌های بالا در هزینه‌های سلامت این کشورها در مواجه با تکانه‌های درآمدی دارد. بدین ترتیب اهتمام بیشتر در جهت افزایش کارایی هزینه‌های سلامتی موجود از اهمیت ویژه‌ای در این کشورها برخوردار است.

کلید واژه‌ها: *هزینه‌های سلامت، کشورهای منا، رشد اقتصادی، ریشه واحد، هم انباشتگی*

• وصول مقاله: ۸۷/۹/۱۲ • اصلاح نهایی: ۸۸/۱/۱۷ • پذیرش نهایی: ۸۸/۲/۲۷

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران؛ نویسنده مسئول (mmehrara@ut.ac.ir)

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

مقدمه

غالباً سهم هزینه‌های درمانی و بهداشتی از تولید ناخالص داخلی (GDP) در کشورهای توسعه یافته بیشتر از کشورهای توسعه نیافته است. این نکته نشان می‌دهد که میزان اهمیتی که سلامتی نیروی انسانی در جامعه دارد، با سطح توسعه یافتگی کشورها افزایش می‌یابد. اکثر کشورهای پردرآمد عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) بیش از ۷درصد از تولید ناخالص داخلی خود را برای مراقبت‌های سلامت هزینه می‌کنند. [۱] در حالی که این رقم در کشورهای در حال توسعه کمتر بوده و در بسیاری از آنها، کمتر از نصف رقم مذکور است. در کشورهایی که شاخص توسعه انسانی بالایی دارند (که شاخصی است که هر ساله توسط سازمان ملل متحد بر اساس سه عامل امید به زندگی، درآمد سرانه و سطح آموزش محاسبه و اعلام می‌شود) میانگین هزینه مصرف شده از منابع عمومی در امر سلامت در سال ۲۰۰۵، برابر ۵/۲درصد از تولید ناخالص داخلی بوده در حالی که این میزان در کشورهای دارای توسعه انسانی متوسط ۲/۷درصد و در کشورهای دارای توسعه انسانی پایین ۲/۱درصد بوده است.[۲]

پرفسور نیوهوس در سال ۱۹۷۷ این سؤال را مطرح کرد که چه عاملی مقدار منابعی را که یک کشور در امر سلامت هزینه می‌نماید، تعیین می‌کند؟ وی از یک تحلیل رگرسیون مقطعی از هزینه‌های سلامت سرانه روی درآمد سرانه در ۱۳ کشور عضو OECD استفاده کرد و به این نتیجه رسید که سهم هزینه‌های سلامت با افزایش درآمد، بیشتر می‌شود. وی نشان داد که سلامت یک کالای با کشش درآمدی بزرگتر از یک می‌باشد. در واقع سلامت یک کالای لوکس است.[۳] در مطالعات بعدی محققینی از قبیل جرتام (۱۹۹۲) [۴]، هیتریس و پسنت (۱۹۹۲) [۵]، ویسکیوس (۱۹۹۴)[۶]، هانسن و کینگ (۱۹۹۶) [۷] و بلومکویست و کارتر (۱۹۹۷)[۸]، این موضوع را با استفاده از داده‌های تابلویی یا تلفیقی بررسی کردند. با وجود برتری و مزایای داده‌های تلفیقی نسبت به داده‌های مقطعی و سری زمانی، نگرانی ویژه‌ای ناشی از وجود روندهای تصادفی و رگرسیون‌های بی‌معنی میان این متغیرها وجود دارد. به همین دلیل در ادبیات نوین اقتصاد سنجی، محققان قبل از تخمین به آزمون وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد بررسی روی آوردند. از جمله مطالعاتی که با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد با داده‌های تابلویی و تحلیل‌های هم انباشتگی مبتنی بر داده‌های تابلویی به بررسی اثرات تولید ناخالص داخلی بر هزینه‌های سلامتی پرداخته‌اند می‌توان به مطالعه هانسن و کینگ (۱۹۹۶) و بلومکویست و کارتر (۱۹۹۷) برای کشورهای عضو OECD اشاره کرد. در تمامی این مطالعات، متغیرهای تحت بررسی بر اساس داده‌های تابلویی، حاوی یک ریشه واحد بوده و فرضیه عدم هم انباشتگی میان متغیرهای مذکور رد نمی شود به طوری که رابطه با اهمیت و معنی‌داری در بلند مدت میان هزینه‌های سلامتی و درآمد در گروه‌های مختلف کشورها مشاهده شده است. به علاوه در تمامی این مطالعات، سلامت کالایی لوکس تشخیص داده می‌شود.

در این مقاله ما به دنبال بررسی درستی این یافته‌ها در کشورهای منا هستیم و این که آیا اساساً در این کشورها سلامت کالای لوکس می‌باشد و مشکل اصلی این کشورها کمبود درآمد است؟

روش بررسی

این مقاله با استفاده از آزمون‌های جدید مانایی و هم انباشتگی داده‌های تابلویی برای ۱۳ کشور منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا (شامل الجزایر، بحرین، جیبوتی، مصر، ایران، اردن، کویت، لبنان، مراکش، عمان، سوریه، امارات متحده عربی، یمن) بین سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۹۵ رابطه بلند مدت میان هزینه‌های سلامت و درآمد ناخالص داخلی را مورد آزمون و برآورد قرار می‌دهد. این کشورها عمدتاً در میان کشورهای با توسعه انسانی متوسط (شاخص توسعه انسانی بین ۰/۵، ۰/۸) قرار دارند. سری‌های زمانی مورد نیاز برای آزمون‌های مانایی وهم انباشتگی، هزینه‌های سلامت و درآمد ناخالص داخلی سرانه در ۱۳ کشورمنتخب عضو منا می‌باشد، که به

صورت لگاریتمی مورد استفاده قرار می‌گیرد. این منطقه در دهه ۱۹۹۰ رشد متوسطی حدود ۳/۶ را تجربه کرده اند هر چند که در سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۰۰ متوسط رقم رشد آنها به بیش از ۵/۶ درصد بالغ شده است.[۹]

در روش هم انباشتگی، روابط بلندمدت اقتصادی برآورد و تجزیه و تحلیل می‌شوند. ایده اصلی در تجزیه و تحلیل هم انباشتگی آن است که اگرچه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی نامانا بوده و یک روند افزایشی یا کاهش دارند، اما ممکن است در بلندمدت یک ترکیب خطی از این متغیرها، همواره مانا و بدون روند باشند. تجزیه و تحلیل‌های هم انباشتگی به ما کمک می‌کند که این رابطه تعادلی بلندمدت را کشف کنیم. اگر یک نظریه اقتصادی صحیح باشد، مجموعهٔ ویژه‌ای از متغیرها که توسط نظریه مذکور مشخص شده با یکدیگر مرتبط می‌شوند، در این صورت ما انتظار داریم یک ترکیب خطی از این متغیرها در بلندمدت مانا و بدون روند بلندمدت باشد. در غیراین صورت اعتبار نظریه مورد نظر زیر سؤال قرار می‌گیرد. به همین دلیل به طور گسترده از هم انباشتگی به منظور آزمون نظریه‌های اقتصادی استفاده شده است.[۱۰]

وقتی که تعداد مشاهدات سری زمانی در هرکدام از کشورها زیاد باشد، می‌توان تحلیل‌های مانایی (وجود ریشه واحد) و هم انباشتگی را به صورت جداگانه برای هرکدام از کشورها مورد بررسی قرار داد. اما قدرت آزمون‌های ریشه واحد و هم انباشتگی هنگامی که طول دوره داده‌ها کم است بسیار پایین می‌باشد. در این شرایط استفاده از آزمون‌های ریشه واحد و هم انباشتگی مبتنی بر داده‌ای تابلویی برای افزایش قدرت آزمون‌ها ضروری است. به عنوان مثال آزمون‌های معمول ریشه واحد مثل دیکی فولر(DF)، دیکی فولر تعمیم یافته(ADF) و فیلیپس پرون(PP) که برای یک سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرند از توان آزمون پایینی برخوردار بوده و دارای تورش به سمت قبول فرض صفر هستند. این موضوع وقتی که حجم نمونه کوچک است ($n<50$)، خیلی تشدید می‌شود.

یکی از روش‌هایی که برای رفع این مشکل پیشنهاد شده، استفاده از داده‌های تابلویی برای افزایش حجم نمونه و آزمون ریشه واحد در داده‌های تابلویی است.

یافته‌ها

در جدول۱ برخی از شاخص‌های اقتصادی و سلامتی کشورهای منا آورده شده است. همان طور که ملاحظه می‌گردد تفاوت‌های چشمگیری میان شاخص‌های سلامتی این گروه کشورها وجود دارد. به طور مثال سهم هزینه‌های سلامتی از ۱۱/۶ برای لبنان، ۹/۸ برای اردن و ۶/۶ برای ایران تا ۲/۸ برای کویت، ۲/۹ برای امارات و ۳/۵ برای عمان تغییر می‌کند. در حالی که کویت و امارات کمترین سهم از GDP را به سلامت اختصاص داده اند هنوز از بیشترین امید به زندگی (به ترتیب ۷۷و ۷۸ سال) برخوردارند. امید به زندگی در اکثر این کشورها بیش از ۷۰ سال است. متوسط سهم هزینه‌های سلامت از GDP و امید به زندگی در این منطقه نزدیک به کشورهای با درآمد متوسط است. با این حال در برخی از این کشورها علی‌رغم اینکه درآمد سرانه آنها نزدیک به کشورهای پر درآمد است (مانند کویت، امارات متحده عربی و بحرین)، سهم هزینه‌های سلامت به تولید ناخالص داخلی به مراتب کمتر از کشورهای پردرآمد است.

نکته دیگری که می‌توان به آن اشاره کرد، این است که هر چند در غالب کشورهای دنیا، با افزایش سهم بهداشت و درمان در تولید ناخالص داخلی، سهم هزینه‌های پرداخت شده به طور مستقیم از سوی افراد (پرداخت از جیب) کاهش و سهم بخش عمومی در تأمین منابع افزایش می‌یابد اما الگوی مذکور برای کشورهای منا (به ویژه کشورهای صادرکننده نفت) به طور دقیق برقرار نیست. به عنوان نمونه در ایران که ۶/۶ تولید ناخالص داخلی به سلامت اختصاص می‌یابد سهم هزینه‌های خصوصی سلامت به کل هزینه‌های سلامت۵۲ درصد یا {(۳/۴۴+۳/۱۵)/۳/۴۴} است، در حالی که در کشور کویت با اختصاص تنها ۲/۸درصد GDP به سلامت، سهم هزینه‌های خصوصی به عمومی

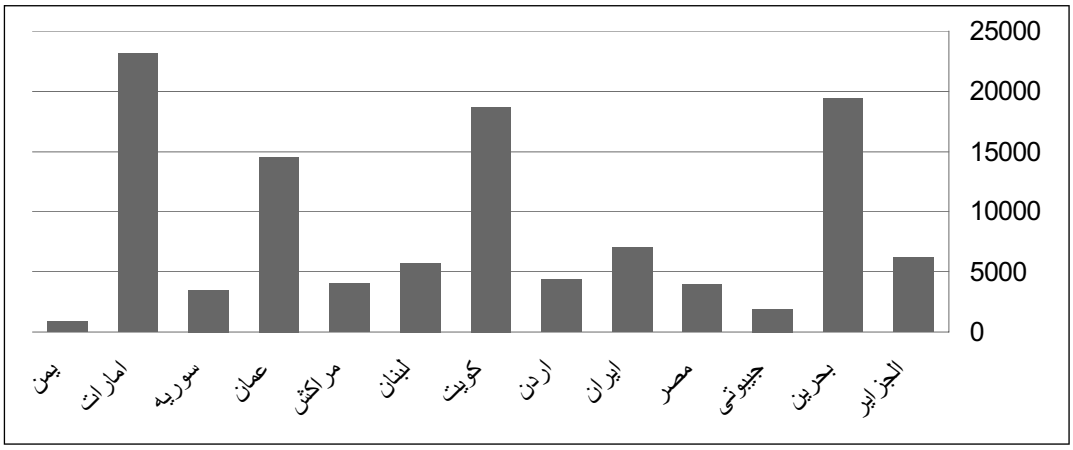
جدول ۱: برخی شاخص‌های سلامتی در منا (۲۰۰۵)

کشور	هزینه‌های کل سلامت (درصد از GDP)	درآمد ناخالص داخلی سرانه (دلار) (ppp)	هزینه‌های خصوصی سلامت (درصد از GDP)	هزینه‌های عمومی سلامت (درصد از GDP)	امید زندگی
الجزایر	۳/۶	۶۱۹۰	۰/۹۹	۲/۶۱	۷۱/۴
بحرین	۴/۰۰	۱۹۴۰۰	۱/۳۳	۲/۶۸	۷۴/۴
جیبوتی	۶/۳	۱۹۵۰	۱/۹۴	۴/۳۵	۵۲/۹
مصر	۵/۶	۴۰۱۰	۳/۷۱	۲/۱۸	۷۰/۲
ایران	۶/۶	۷۰۱۰	۳/۴۴	۳/۱۵	۷۰/۷
اردن	۹/۸	۴۳۷۰	۵/۰۵	۴/۷۴	۷۱/۶
کویت	۲/۸	۱۸۷۰۰	۰/۶۲	۲/۱۷	۷۷/۱
لبنان	۱۱/۶	۵۴۷۰	۸/۴۲	۳/۱۷	۷۲/۲
مراکش	۵/۱	۴۱۰۰	۳/۳۵	۱/۷۴	۷۰/۰
عمان	۳/۵	۱۴۶۰۰	۱/۱	۲/۸۷	۷۴/۰
سوریه	۴/۷	۳۵۲۰	۲/۴۷	۲/۲۲	۷۳/۶
امارات متحده عربی	۲/۹	۲۳۲۰۰	۰/۸۷	۲/۰۲	۷۸/۳
یمن	۴/۶	۸۵۵	۲/۴	۲/۷	۵۹/۸
متوسط منا	۵/۱	۵۲۷۰	۴/۱	۳/۴	۶۸/۹
متوسط کشورهای با درآمد پایین	۳/۸	۱۱۱۳	۳/۱	۲/۱	۴۵/۸
متوسط کشورهای با درآمد متوسط	۵/۷	۴۹۰۱	۴/۲	۳/۱	۶۷/۳
متوسط کشورهای با درآمد بالا	۱۰/۱	۲۶۵۶۸	۲/۲	۶/۸	۷۸/۰

منبع: گزارش سازمان بهداشت جهانی (WHO) و گزارش توسعه جهانی (WDR) در سال (۲۰۰۵)

سلامت تنها برابر ۲۲درصد یا {(۲/۱۷+۰/۶۲)/ ۰/۶۲} است. درآمدهای نفتی بالا در برخی از این کشورها قادر است سهم بالای هزینه‌های عمومی در این کشورها را به خوبی توضیح دهد.

سهم بخش خصوصی در تأمین هزینه‌های بخش بهداشت و درمان برای کشورهای با درآمد پایین، متوسط و پر درآمد و کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا به ترتیب ۷۰ درصد، ۵۰ درصد، ۴۰ درصد و ۴۳ درصد است. [۱۱] بنابراین سهم بخش خصوصی در تأمین هزینه‌های سلامت در کشورهای منا (به دلیل برخورداری از درآمدهای نفتی بالا در برخی از این کشورها) نزدیک به گروه کشورهای با درآمد بالا است. در واقع افزایش سرانه خدمات درمانی در کشورهای پردرآمد منا، با مشارکت بیشتر بخش عمومی در تأمین هزینه‌ها امکان‌پذیر شده است.



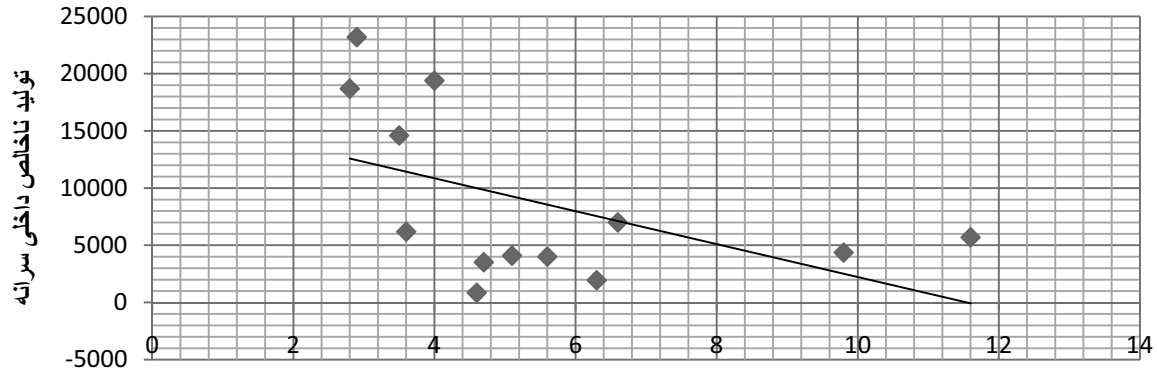
نمودار ۱: درآمد ناخالص داخلی سرانه در کشورهای منا ۲۰۰۵ (بر حسب دلار)

سهم هزینه‌های خصوصی سلامت در GDP به عنوان شاخصی از عدالت در بخش سلامت به ترتیب در کشورهای لبنان(۸/۴۲)، اردن(۵/۰۵)، مصر(۳/۷۱) و پس از آنها ایران(۳/۴۴) بیشتر از سایر کشورهای این منطقه است. در برخی از این کشورها بیش از ۵۰درصد هزینه‌های سلامتی توسط بخش خصوصی تأمین می‌شود. در مقابل کمترین سهم هزینه‌های خصوصی سلامت به GDP در این منطقه، مربوط به کویت(۰/۶۲) و امارات(۰/۸۷) است. درآمدهای نفتی بالا احتمالاً نقش زیادی در تأمین مالی عمومی هزینه‌های سلامتی در این دو کشور داشته است.

نمودارهای ۱ و ۲ به ترتیب درآمد سرانه بر حسب شاخص (ppp) و هزینه‌های سلامت سرانه را برای کشورهای تحت بررسی نشان می‌دهد. اختلاف درآمد سرانه و همچنین هزینه‌های سرانه سلامت در این کشورها کاملاً چشمگیر است. به علاوه مطابق انتظار درآمد و هزینه‌های سرانه سلامت در کشورهای نفتی منا به مراتب بیشتر از کشورهای غیرنفتی این منطقه است. همان طور که ملاحظه می‌شود متغیرهای مذکور همراهی نزدیکی با یکدیگر دارند.

در آمد ناخالص سرانه در کشورهای پردرآمد، از مرز ۲۶۵۶۸ دلار درسال ۲۰۰۴ گذشت که این ۲۴برابر شاخص مذکور برای کشورهای فقیر، می‌باشد. به عبارت دیگر، درآمد یک فرد در کشورهای پر درآمد به طور متوسط

نمودار ۲: هزینه‌های سرانه سلامت در کشورهای منا ۲۰۰۵ (بر حسب دلار)



نمودار۳: رابطه سهم بهداشت و درمان از تولید ناخالص داخلی با تولید ناخالص داخلی سرانه (۲۰۰۵)

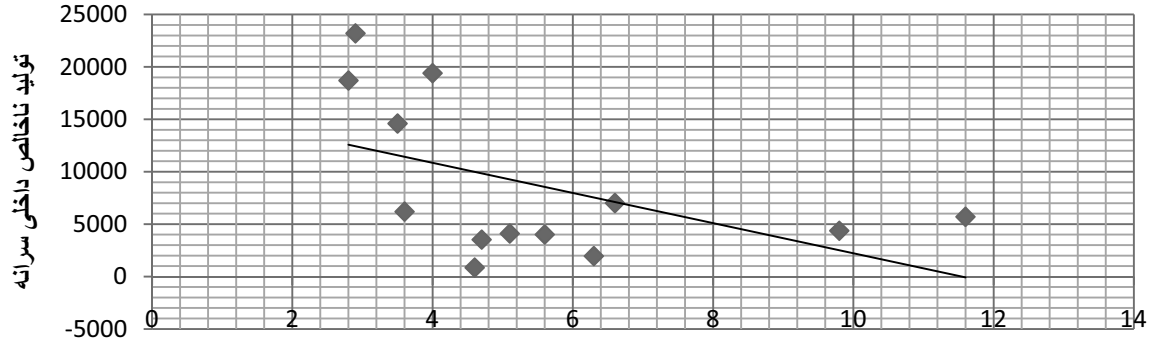
معادل درآمد ۲۴ نفر در کشورهای فقیر و معادل درآمد ۶ نفر در کشورهای متوسط و ۵ نفر در کشورهای منا می‌باشد. این اختلاف در زمینه شاخص سرانه هزینه‌های بهداشتی، شدیدتر می‌شود. یک فرد ساکن در کشوری با درآمد بالا، به طور متوسط ۲۶۹۵ دلار صرف خدمات بهداشتی و درمانی می‌کند که معادل هزینه‌های بهداشتی درمانی ۶۴ نفر در کشورهای کم درآمد یا ۱۰ نفر در کشورهای با درآمد متوسط و منا می‌باشد.

با توجه به شاخص‌هایی که در بالا مطرح گردید، می‌توان نتیجه گرفت که اگرچه کشورهای پردرآمد و فقیر از نظر سطح درآمد با یکدیگر تفاوت دارند، اما تفاوت و اختلاف آنها از نظر اهمیت موضوع سلامت و سطح هزینه هایی که در این زمینه صرف می‌شود، بسیار شدیدتر می‌باشد. به این ترتیب، در حالی که سهم هزینه‌های بهداشت و درمان در تولید ناخالص داخلی کشورهای فقیر تنها ۳/۸ درصد است، این شاخص در کشورهای با درآمد متوسط به ۵/۷ درصد، منا ۵/۱ درصد و در کشورهای پردرآمد حتی به بیش از ۱۰ درصد نیز افزایش می‌یابد.

مطابق نمودار۳ یک رابطه مثبت قوی میان هزینه سلامت سرانه با تولید ناخالص داخلی سرانه با ضریب همبستگی ۰/۶۰ برای کشورهای منا مشاهده می‌شود، اما بر اساس نمودار۴ یک رابطه منفی بین سهم هزینه‌های سلامت از تولید ناخالص داخلی با تولید ناخالص داخلی سرانه این کشورها وجود دارد. یافته مذکور با نتایج حاصله برای سایر مناطق از جمله کشورهای توسعه یافته مبنی بر لوکس بودن مراقبت‌های سلامتی سازگار نیست. به عبارت دیگر هر چند در غالب مناطق مانند کشورهای OECD، با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم هزینه‌های سلامت از درآمد نا خالص داخلی افزایش می‌یابد اما الگوی مذکور برای کشورهای منا(به ویژه کشورهای صادرکننده نفت) برقرار نمی باشد. سایر شاخص‌های سلامتی ارتباط مورد انتظار را با درآمد سرانه در این کشورها دارند. به طور مثال در نمودار۵ نیز یک رابطه مثبت میان امید به زندگی(به عنوان شاخصی از سلامت) با تولید ناخالص داخلی سرانه به صورت مستقیم با ضریب همبستگی ۰/۶۷ مشاهده می‌شود.

تحلیل‌های اقتصادسنجی

در این بخش رابطه میان هزینه‌های سلامت و درآمد سرانه را با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۱۳ کشور مورد نظر طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۵ مورد آزمون قرار می‌دهیم. برای این منظور ابتدا خواص آماری داده‌های تابلویی را به لحاظ مانایی یا وجود ریشه واحد مورد بررسی قرار داده و سپس رابطه بلندمدت میان متغیرها را مبتنی بر رویکرد هم انباشتگی تابلویی آزمون می‌کنیم.



نمودار۴: رابطه میان هزینه سرانه سلامت با تولید ناخالص داخلی سرانه (۲۰۰۵)

آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی:

در ادامه، مانایی لگاریتم هزینه‌های سلامت سرانه (LHEXP) و لگاریتم درآمد ناخالص داخلی سرانه (LGDP) را مورد آزمون قرار می‌دهیم. برای این منظور از شش روش از مهم‌ترین آزمون‌های ریشه واحد با داده‌های تابلویی استفاده می‌کنیم، هرچند که ممکن است روش‌های مختلف در آزمون‌های ریشه واحد مبتنی بر داده‌ای تابلویی نتایج متناقضی ارائه دهند.

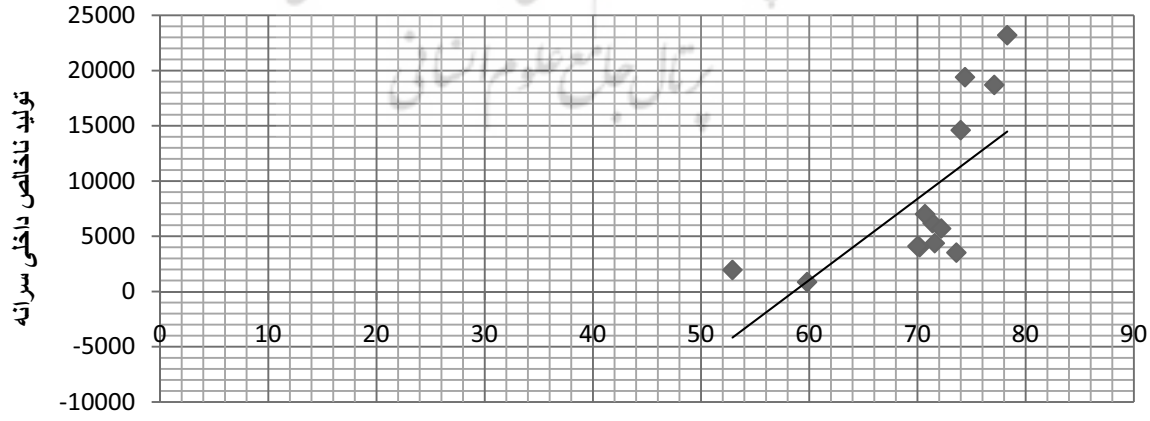
این روش‌ها عبارتند از:

- آزمون لوین، لین و چو (LLC)[۱۲]
- آزمون ایم، پسران و شین(IPS)[۱۳]
- آزمون برتونگ[۱۴]
- آزمون‌های فیشر-ADF و فیشر-PPکه توسط مادالا و وو (۱۹۹۹) و چوی(۲۰۰۱) ارائه شده است.
- آزمون هدری[۱۵]

برای تشریح این آزمون‌ها الگوی AR(۱) بین بخشی زیر را در نظر می‌گیریم:

$$Y_{it} = \rho_i Y_{it-1} + X'_{it}\delta_i + \varepsilon_{it}$$

که در آن Y_i متغیرمورد بررسی (یعنی لگاریتم هزینه‌های سلامت سرانه یا لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه)، i=۱,۲, ... ,N معرف کشورها، t=۱,۲, ... ,T_i معرف تعداد مشاهدات سری زمانی در هر



نمودار۵: رابطه امید به زندگی با تولید ناخالص داخلی سرانه (۲۰۰۵)

جدول ۲ : نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای LGDP

روش آزمون	آماره آزمون (P-value)	فرضیه‌صفر	نتیجه آزمون
PP - Fisher Chi-square	۲۲/۹۷، (۰/۶۲۰)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود
Im, Pesaran and Shin W-stat	۴/۴۷، (۱/۰۰۰)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود
Breitung t-stat	-۱/۷۵، (۰/۰۴۰)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
Hadri Z-stat	-۶/۱۷، (۰/۰۰۰)	عدم وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر مانایی رد می‌شود
ADF - Fisher Chi-square	۱۷/۲۰، (۰/۹۰۲)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود
Levin, Lin & Chu t	۰/۶۸، (۰/۷۵۹)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود

توضیحات: اعداد داخل پرانتز معرف P-Value می‌باشد.

کشور، X_{it} نماینده متغیرهای قطعی مانند عرض از مبدأ و روند، δ_i ضریب زاویه، ρ_i ضریب خودهمبستگی و ε_{it} جمله اخلال بوده که فرض می‌شود در بین کشورهای مختلف مستقل از هم هستند. اگر $|\rho_i| < 1$ باشد در این صورت Y_i مانا و چنانچه $|\rho_i| = 1$ باشد، Y_i دارای ریشه واحد و نامانا تلقی می‌شود.

به منظور این آزمون دو پیش فرض در مورد ρ_i وجود دارد؛ اول اینکه فرض کنیم عوامل مشترکی بین کشورهای مختلف وجود دارند به طوری که ρ_i برای همه کشورها یکسان است ($\rho_i = \rho$ به ازای هر i یا برای تمام کشورها). آزمون‌های LLC، برتونگ و هدری بر اساس این فرض پایه ریزی شده‌اند. از سوی دیگر فرض دوم این است که ρ_i بین کشورها یکسان در نظر گرفته نشود. آزمون IPS و آزمون‌های نوع فیشر نیز بر اساس این فرض استوارند. به علاوه در آزمون هدری، فرضیه صفر، عدم وجود ریشه واحد است در حالی که در سایر آزمون‌ها فرضیه صفر وجود یک ریشه واحد می‌باشد.

خلاصه نتایج همه این آزمون‌ها در جدول ۲و۳ ارائه می‌شود. براساس نتایج این جدول به طور خلاصه می‌توان گفت که لگاریتم درآمد ناخالص داخلی سرانه (LGDP) بر اساس همه آزمون‌ها به جز آزمون برتونگ و لگاریتم هزینه‌های سلامت سرانه (LHEXP) نیز بر اساس همه آزمون‌ها نامانا است. اما متغیرهای مذکور پس از یک‌بار تفاضل گیری بر اساس کلیه آماره‌های مذکور مانا می‌شوند (نتایج برای صرفه‌جویی ارائه نشده است).

جدول ۳ : نتایج آزمون‌های ریشه واحد LHEXP

روش آزمون	آماره آزمون (P-value)	فرضیه‌صفر	نتیجه آزمون
PP - Fisher Chi-square	۱۹/۸۹، (۰/۷۹)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود
Im, Pesaran and Shin W-stat	۱/۹۸، (۰/۹۷)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود
Breitung t-stat	۱/۱۴، (۰/۱۲)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود
Hadri Z-stat	۶/۱۶، (۰/۰۰۰)	عدم وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر مانایی رد می‌شود
ADF - Fisher Chi-square	۲۱/۰۳، (۰/۷۴)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود
Levin, Lin & Chu t	۰/۳۰، (۰/۳۸)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود

توضیحات: اعداد داخل پرانتز معرف P-Value می‌باشد.

جدول ۴: نتایج آزمون هم انباشتگی پدرونی

روش آزمون	آماره آزمون (P-value)	فرضیه‌صفر	نتیجه آزمون
Group rho-Statistic	۳/۷۲، (۰/۰۰۰۴)	عدم هم انباشتگی	فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی رد می‌شود
Group PP-Statistic	۲/۷۷-، (۰/۰۰۸۵)	عدم هم انباشتگی	فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی رد می‌شود
Group ADF-Statistic	۸/۱۱-، (۰/۰۰۰)	عدم هم انباشتگی	فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی رد می‌شود

توضیحات: اعداد داخل پرانتز معرف P-Value می‌باشد.

آزمون هم انباشتگی و تخمین روابط بلندمدت:

در تحلیل‌های هم انباشتگی، وجود روابط بلندمدت اقتصادی آزمون و برآورد می‌شوند. ایده اصلی در تجزیه و تحلیل هم انباشتگی آن است که اگرچه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی نامانا (حاوی روندهای تصادفی) هستند اما ممکن است در بلندمدت ترکیب خطی این متغیرها، مانا (و بدون روند تصادفی) باشند.

تجزیه و تحلیل‌های هم انباشتگی به ما کمک می‌کند که این رابطه تعادلی بلندمدت را آزمون و برآورد کنیم. اگر یک نظریه اقتصادی صحیح باشد، مجموعهٔ ویژه‌ای از متغیرها که توسط نظریه مذکور مشخص شده با یکدیگر در بلندمدت مرتبط می‌شوند. به علاوه تئوری اقتصادی تنها روابط را به صورت استاتیک (بلندمدت) تصریح کرده و اطلاعاتی در خصوص پویای‌های کوتاه مدت میان متغیرها به دست نمی‌دهد. درصورت اعتبار تئوری ما انتظار داریم علی‌رغم نامانا بودن متغیرها یک ترکیب خطی استاتیک از این متغیرها مانا و بدون روند تصادفی باشد. در غیراین صورت، اعتبار نظریه مورد نظر زیر سؤال قرار می‌گیرد. به همین دلیل به طور گسترده از هم انباشتگی به منظور آزمون نظریه‌های اقتصادی و تخمین پارامترهای بلندمدت استفاده شده است.[۱۶]

آزمون هم انباشتگی به هنگام استفاده از داده‌های تابلویی عموماً به روش پیشنهادی پدرونی (۱۹۹۵و ۱۹۹۹) انجام می‌شود. آزمون هم انباشتگی انگل - گرنجر (۱۹۸۷) بر مبنای آزمون مانا بودن باقیمانده‌های یک رگرسیون، هنگامی که متغیرهای معادله رگرسیون انباشته از درجه ۱ یا I(۱) است صورت می‌گیرد.[۱۷] اگر متغیرها هم انباشته باشند پس باید باقیمانده‌های آنها I(۰) یا انباشته از درجه صفر شوند. از طرف دیگر اگر متغیرها هم انباشته نباشند باقیمانده I(۱) خواهند بود. پدرونی (۲۰۰۴) و کااو (۱۹۹۹) این آزمون را برای داده‌های تابلویی گسترش دادند.[۱۸]

نتایج این آزمون در جدول ۴ آورده شده است، همان طور که ملاحظه می‌گردد بر اساس نتایج ارائه شده در جدول مذکور هم انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین هزینه‌های سلامتی و تولید ناخالص داخلی در کلیه موارد پذیرفته می‌شود. این نتایج نشان می‌دهند که یک ارتباط قوی میان هزینه‌های بخش سلامت و درآمد ملی در کشورهای گروه منا وجود دارد.

در ادامه کشش‌های کوتاه مدت و بلندمدت هزینه‌های سلامتی نسبت به درآمد را بر اساس معادله زیر برآورد می‌کنیم (برای توضیحات بیشتر در این خصوص به کاو و گودریس (۲۰۰۷) را ملاحظه کنید):[۱۹]

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \lambda y_{i,t-1} + \beta_1 X_{i,t-1} + \beta_2 \Delta y_{i,t-1} + \beta_3 \Delta X_t + \varepsilon_t$$

$$= \alpha_i + \lambda[y_{i,t-1} - (\frac{\beta_1}{\lambda}) X_{i,t-1}] + \beta_2 \Delta y_{i,t-1} + \beta_3 \Delta X_t + \varepsilon_t$$

که در آن y لگاریم هزینه‌های سلامتی سرانه و X لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای منا می‌باشند. β_3 کشش کوتاه مدت هزینه‌های سلامتی نسبت به درآمد و β_1/λ معرف کشش بلندمدت و λ ضریب تعدیل است. طول وقفه بر اساس معنی‌دار بودن ضرایب و معیارهای انتخاب الگو انتخاب شده است.

نتایج حاصل از تخمین پارامترهای کوتاه مدت و بلندمدت در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول۵: نتایج تخمین پارامترهای کوتاه مدت و بلندمدت

کشش کوتاه مدت	کشش‌بلندمدت	ضریب تعدیل
۰/۲۹، (۰/۰۰۶)	۰/۹۴، (۰/۰۰۰)	-۰/۱۶، (۰/۰۴)

توضیحات: اعداد داخل پرانتز معرف P-Value می‌باشد.

همان طور که ملاحظه می‌شود کشش کوتاه مدت هزینه‌های سلامتی نسبت به درآمد(۰/۲۹) مطابق انتظار کمتر از کشش بلندمدت(۰/۹۴) است.

بنابراین هرچند یک رابطه قوی میان درآمد و مخارج سلامتی حداقل در بلندمدت وجود دارد اما بر خلاف مطالعات دیگر این کالا (بر حسب کشش) هنوز در این گروه کشورها لوکس تلقی نمی‌شود. پایین بودن ضریب تعدیل(۰/۱۶-) نیز دلالت بر چسبندگی زیاد هزینه‌های سلامتی در مواجه با نوسانات درآمدی دارد. در واقع این کشورها مایل و قادر نیستند هزینه‌های سلامتی را در مواجه با شوک‌های درآمدی به سرعت تعدیل کنند.

بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله رابطه ی میان هزینه‌های سلامت و درآمد ناخالص داخلی با استفاده از تحلیل‌های هم انباشتگی مبتنی بر داده‌های تابلویی برای ۱۳ کشور عضو منا در دورهٔ ۲۰۰۵-۱۹۹۵ مورد مطالعه قرار گرفت.

بررسی توصیفی داده‌های تحقیق، نشان می‌دهد که هرچند در کشورهای منا یک رابطه مثبت قوی میان هزینه سلامت سرانه با تولید ناخالص داخلی سرانه وجود دارد، اما رابطه میان سهم هزینه‌های سلامت از تولید ناخالص داخلی با تولید ناخالص داخلی سرانه منفی است. نتیجه مذکور با آنچه در مورد سایر مناطق بدست آمده سازگار نیست. در واقع هر چند در غالب مناطق از جمله کشورهای توسعه یافته، با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم هزینه‌های بهداشتی از درآمد ناخالص داخلی افزایش می‌یابد اما الگوی مذکور برای کشورهای منا (به ویژه کشورهای صادرکننده نفت) برقرار نمی باشد،که این خود دلیلی بر صحت ادعای ما مبنی بر لوکس نبودن مراقبت‌های سلامت در این منطقه در کوتاه مدت و حتی بلندمدت می‌باشد.

نتایج حاصل از تحلیل‌های هم انباشتگی حاکی از آن است که هزینه‌های سلامت و درآمد در نمونه مورد بررسی متغیرهایی نامانا هستند. این امر ما را ترغیب نمود که به دنبال آزمون رابطهٔ بلندمدت میان این دو متغیرباشیم. لذا با انجام آزمون هم انباشتگی به این نتیجه رسیدیم که علی‌رغم نامانا بودن متغیرها هنوز یک رابطه تعادلی بلندمدت (هم انباشتگی) میان این دو متغیر وجود دارد به طوری که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم انباشتگی بر اساس آزمون‌های مختلف در روش پدرونی (۱۹۹۵ و ۱۹۹۹) با قدرت رد می‌شود.

بر خلاف شواهد حاصله از سایر کشورها و مناطق، کشش درآمدی کالای سلامت در منطقه منا کوچک‌تر از یک است به طوری که این کالا لوکس تلقی نمی‌شود. لذا انتظار نمی رود با افزایش درآمد، این کشورها سهم بیشتری از درآمد را به هزینه‌های سلامت اختصاص دهند. به علاوه کشش کوتاه مدت به مراتب کمتر از واحد (۰/۲۹) است.

برآورد ضریب تعدیل نیز دلالت بر چسبندگی‌های بالا در هزینه‌های سلامت این کشورها در مواجه با تکانه‌های درآمدی دارد. بدین‌ترتیب اهتمام بیشتر در جهت افزایش کارایی هزینه‌های سلامتی از اهمیت ویژه‌ای در این کشورها برخوردار است. توجه به معیارهای هزینه - اثربخشی، عدالت عمودی و افقی در ارائهٔ مراقبت و تأمین مالی و تقسیم ریسک به طور مثال از طریق توسعهٔ نظام‌های بیمه‌ای و افزایش کارایی بیمهٔ درمان از مهمترین عوامل در ارتقاء کارایی و برابری در نظام‌های سلامتی برخوردارند.

References

1. World Bank. World Development Report. Washington: World Bank Press; 2005.
2. United Nations. Human Development Report. New York: United Nations Press; 2005.
3. McCoskey SK, Selden TM. Health care expenditures and GDP: Panel data unit root test results. J Health Econ 1998; 17: 369-76.
4. Gerdtham G, Löthgrem M. On stationarity and Cointegration of international health expenditure and GDPS. J Health Econ 2000; 19: 461-75.
5. Hitiris T, Posnett J. The determinants and effects of health expenditure in developed countries. J Health Econ 1992; 11: 173-81.
6. Viscusi WK. Risk-risk analysis. Journal of Risk and Uncertainty 1994; 8: 5-17.
7. Hansen P, King A. The determinants of health care expenditure: a Cointegration approach. J Health Econ 1996; 15: 127-37.
8. Blomqvist AG, Carter RAL. Is health care really a luxury? J Health Econ 1997; 16: 207-29.
9. World Bank. Economic Development & Prospects in Middle East & North Africa Region. Washington: World Bank Press; 2005.
10. Abrishami H, Mehrara M. [Applied Econometrics (New Approaches)]. Tehran: Tehran University Press; 2002. [Persian]
11. World Bank. World Development Report. Washington: World Bank Press; 2005.
12. Levin A, Lin CF, Chu J. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. Journal of Econometrics 2002; 108: 1-24.
13. Im KS, Pesaran MH, Shin Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Journal of Econometrics 2003; 115: 53-74.
14. Breitung J. Nonparametric Tests for Unit Roots and Cointegration. Journal of Econometrics 2002; 108: 343-63.
15. Hardi K. Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. Journal of Econometrics 2000; 3: 148-61.
16. Enders W. Applied Econometric Time Series. New York: Wiley Press; 2004.
17. Gujarati-Damodar N. Basic Econometrics. 4th ed. New York: University of New York Press: 2002.
18. Pedroni P. Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an Application to the PPP Hypothesis. Indiana University Working Papers in Economics 1995; No. 95-013.
19. Collier P, Goderis, B. Commodity Prices, Growth, and the Natural Resource Curse: Reconciling a Conundrum. The Centre for the Study of African Economies Working Paper 2007; No. 274.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی