

تحلیل تجربی رابطه بین مخارج بهداشتی و تولید ناخالص داخلی در ایران

دکتر محمد باقر بهشتی و سکینه سجودی*

تاریخ وصول: 1386/4/5 تاریخ پذیرش: 1386/11/18

چکیده:

در این مطالعه رابطه‌ی بلند مدت بین مخارج بهداشتی دولت و تولید ناخالص ایران طی دوره‌ی 83-1338 و کشش درآمدی مخارج بهداشتی بررسی شده است. نتایج آزمون باند و همگرایی یوهانسن (1991) نشان داد که تنها یک رابطه‌ی بلند مدت بین مخارج بهداشتی دولت و تولید ناخالص داخلی وجود داشته است که تحت آن تولید ناخالص داخلی تاثیر مثبت و معنی دار بر مخارج بهداشتی دولت داشته است. همچنین، مقدار کشش درآمدی مخارج بهداشتی نزدیک به یک بوده و این مخارج از نوع مخارج ضروری بوده است.

طبقه بندی *JEL*: I_1, J_2, C_{20}

واژگان کلیدی: مخارج بهداشتی، همگرایی یوهانسن، الگوی *ARDL*، آزمون باند، آزمون

برون‌زایی ضعیف

* به ترتیب، دانشیار و دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز

۱- مقدمه

از دهه‌ی ۱۹۶۰ در بیشتر اقتصادهای صنعتی سهم مخارج بهداشتی از تولید ناخالص داخلی مورد توجه ویژه‌ی محققان اقتصادی بوده است. بر این اساس در مطالعات فراوانی عوامل موثر بر ارتقاء این مخارج بررسی شده است. بر اساس نتایج حاصل شده در بیشتر این مطالعات، تولید ناخالص داخلی هر کشور مهمترین عامل مؤثر بر مخارج بهداشتی آن کشور بوده است. از سوی دیگر، مخارج بهداشتی نیز به نوبه خود می‌تواند بر *GDP* کشورها تأثیر گذار باشد. به اعتقاد برخی از اقتصاددانان، مخارج بهداشتی به دلیل منحرف نمودن منابع از سرمایه گذاری‌های مولد، باعث کاهش میزان تولید ناخالص داخلی می‌شود (آیسا و پویو،^۱ ۲۰۰۵). اما ورود مفهوم سرمایه‌ی انسانی توسط بکر^۲ (۱۹۶۴) به حوزه‌ی علم اقتصاد، مسیر دیگری برای تاثیرگذاری مخارج بهداشتی بر *GDP* باز نموده است. در این مسیر جدید مخارج بهداشتی از طریق بهبود شاخص‌های بهداشتی افزایش موجودی سرمایه‌ی انسانی و در نتیجه رشد *GDP* کشورها را در پی داشته است. بنابراین، بر اساس مبانی تئوریک و مشاهدات تجربی، مخارج بهداشتی و تولید ناخالص داخلی حقیقی در هر کشور دارای ارتباط متقابل است و بررسی تأثیر هر یک از این دو متغیر بر متغیر دیگر بدون در نظر گرفتن اثر متقابل آنها از لحاظ روش‌های اقتصاد سنجی چندان معتبر نخواهد بود. بر همین اساس، هدف این مطالعه بررسی رابطه‌ی بین مخارج بهداشتی و *GDP* در ایران است. در این تحقیق پاسخ به سوالات زیر بررسی شده است.

۱- آیا مخارج بهداشتی در ایران توانسته است بر تولید ناخالص داخلی کشور تأثیر مثبت بگذارد؟

۲- آیا در ایران تولید ناخالص داخلی بر میزان مخارج بهداشتی مؤثر بوده است؟

۳- در ایران بهداشت کالای لوکس یا ضروری است؟

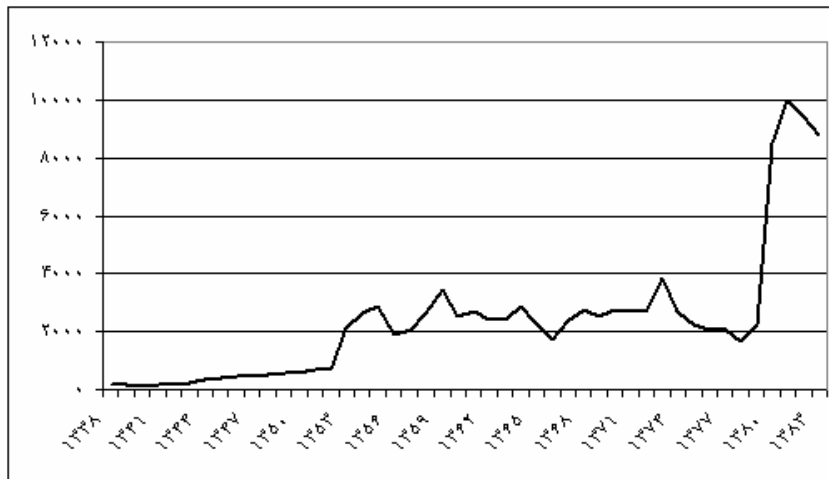
روند مخارج بهداشتی دولت طی سال‌های مختلف (نمودار ۱) نشان دهنده‌ی این است که این مخارج همواره با نوساناتی روبه‌رو بوده است که عمدتاً ناشی از دوره‌های رونق و رکود در اقتصاد ایران است. این امر نشان دهنده‌ی عدم وجود برنامه‌ای منسجم و بلندمدت در حوزه‌ی بهداشت و درمان در این سال‌ها است.

^۱ Aisa and Pueyo

^۲ Becker

بنابراین، ضرورت دارد تا با مطالعه‌ی بیشتر در زمینه‌ی مخارج بهداشتی راه برای برنامه ریزی‌های مؤثر و کارا در سال‌های آتی هموارتر شود.

نمودار ۱: روند مخارج بهداشتی دولت به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (میلیارد ریال)



مأخذ: بانک مرکزی، حساب‌های ملی

در این تحقیق پس از ارائه‌ی اجمالی ادبیات موضوع روش تحلیل تجربی و یافته‌های حاصل از به کارگیری این روش ارائه شده است. پس از آن استحکام نتایج حاصل مورد بررسی قرار می‌گیرد و در پایان جمع بندی و نتیجه گیری انجام شده است.

2- مروری بر ادبیات موضوع

2-1- مبانی تئوریک

مطالعات تئوریک در زمینه‌ی رابطه‌ی مخارج بهداشتی و تولید ناخالص داخلی (درآمد) به وجود یک رابطه‌ی دو طرفه بین این دو متغیر اشاره دارند. براساس این مطالعات مخارج بهداشتی تابعی از منابع موجود و در دسترس (درآمد یا ثروت) است (نیوهاس،³ 1977). همچنین درآمد نیز به مخارج بهداشتی وابسته

³ Newhouse

است، این وابستگی از دو طریق سرمایه انسانی و افزایش عرضه نیروی کار و ارتقاء بهره‌وری امکان‌پذیر است.

اگر مخارج بهداشتی به عنوان یک سرمایه‌گذاری برای انباشت سرمایه‌های انسانی تلقی گردد (موشکین،⁴ 1962؛ فوجز،⁵ 1966؛ ون زن و مویسکن،⁶ 2001؛ گروسمن،⁷ 1972)، در آن صورت با در نظر گرفتن سرمایه‌ی انسانی به عنوان موتور رشد اقتصادی (لوکاس،⁸ 1988) هر افزایش در مخارج بهداشتی از طریق بهبود در موجودی سرمایه‌ی انسانی، افزایش درآمد را در پی خواهد داشت. افزایش در مخارج بهداشتی در صورتی که منجر به افزایش امید به زندگی افراد جامعه شود، باعث افزایش عرضه‌ی نیروی کار و در نتیجه تولید خواهد شد. همچنین، با توجه به اینکه نیروی کار سالم‌تر دارای انگیزه و بهره‌وری بالاتری است، بنابراین مخارج بهداشتی در صورتی که سلامت افراد جامعه را ارتقاء بخشد، می‌تواند از طریق بهبود بهره‌وری منجر به افزایش تولید شود (مویسکن و همکاران،⁹ 2003).

در این میان برخی از اقتصاددانان نیز معتقدند که مخارج بهداشتی دولت به دلیل اینکه جزء هزینه‌های مصرفی محسوب می‌شود و فرصت سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد، می‌تواند تأثیر منفی بر رشد تولید داشته باشد (آیسا و پویو، 2005).

شفلر¹⁰ (2004) علاوه بر افزایش سرمایه‌ی انسانی، عرضه‌ی نیروی کار و بهره‌وری نیروی کار، یک مسیر دیگر را برای تأثیرپذیری تولید از مخارج بهداشتی معرفی می‌نماید. به اعتقاد وی با توجه به اینکه در اغلب کشورهای در حال توسعه نرخ زاد و ولد بسیار بالا است، بار تکفل نیز بسیار بالا است و میزان پس‌انداز و در نتیجه تولید پایین است. مخارج بهداشتی در زمینه‌ی تنظیم خانواده و کنترل جمعیت می‌تواند نرخ زاد و ولد را کاهش دهد و بار تکفل را کم نماید، علاوه بر این، مشارکت زنان در فعالیتهای اقتصادی را نیز افزایش دهد.

⁴ Mushkin

⁵ Fuchs

⁶ Van Zen and Muysken

⁷ Grossman

⁸ Lucas

⁹ Muysken

¹⁰ Scheffler

بر اساس مبانی تئوریک، اگر چه تأثیر مثبت درآمد بر مخارج بهداشتی از طریق تئوری تقاضا بسیار روشن است، اما تأثیر مثبت مخارج بهداشتی بر درآمد (GDP) چندان قطعی نبوده و به عوامل زیادی وابسته است. از جمله این عوامل می‌توان به وجود کارایی در تخصیص مخارج بهداشتی برای ارتقاء سلامت افراد جامعه و افزایش امید به زندگی و اثر مخارج بهداشتی بر تولید به عنوان یک نوع سرمایه گذاری (در سرمایه انسانی) در مقایسه با اثر مخارج بهداشتی بر تولید به عنوان یک هزینه مصرفی اشاره کرد.

2-2- مطالعات تجربی

نیوهاس (1977) فرضیه‌ی مشهوری را بنا نهاد که بر اساس آن مهمترین عامل مؤثر بر مخارج بهداشتی کشورها، میزان درآمد (تولید ناخالص داخلی) آنها معرفی شده است. این فرضیه سرآغازی بود بر انبوه مطالعاتی که به بررسی عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی پرداخته است. هدف اغلب این مطالعات بررسی و تعیین لوکس یا ضروری بودن بهداشت به عنوان یک کالای مصرفی و همچنین تعیین تفاوت مخارج بهداشتی عمومی و خصوصی از لحاظ کشش درآمدی بوده است. نتیجه‌ی این مطالعات عبارت است از: (1) درآمد کل مهمترین عامل در تعیین مخارج بهداشتی کشورهاست؛ و (2) وجود یا عدم وجود سایر متغیرهای مؤثر بر مخارج بهداشتی در مدل تأثیری بر کشش درآمدی مخارج بهداشتی ندارد (آتلا و مارینی، 2007¹¹).

این مطالعات به صورت اجمالی در جدول (1) ارائه شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، بیشتر این مطالعات در کشورهای توسعه یافته انجام گرفته است. این مطالعات به سه دسته‌ی کلی قابل تقسیم است. دسته‌ی اول از داده‌های مقطعی کشورها استفاده نموده است. دسته‌ی دوم از رهیافت داده‌های تلفیقی استفاده نموده است. با پیدایش آزمون‌های مختلف در زمینه‌ی ریشه‌ی واحد و همگرایی، مطالعات جدیدی در زمینه‌ی تأثیر درآمد بر مخارج بهداشتی انجام گرفته است که دسته‌ی سوم را تشکیل می‌دهند. در حالی که قریب به اتفاق مطالعات موجود در زمینه‌ی تأثیر درآمد بر مخارج بهداشتی به وجود یک اثر مثبت از درآمد به مخارج بهداشتی اذعان دارند. مطالعات تجربی موجود در زمینه‌ی اثر

¹¹ Atella and Marini

مخارج بهداشتی بر تولید هم‌سویی چندانی ندارند (جدول 2). ویلر¹² (1980) در میان 88 کشور در حال توسعه نشان داد که مخارج بهداشتی از طریق بهبود سرمایه‌ی انسانی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد تولید دارد. بهرمن¹³ (1990) و فوگل¹⁴ (1994) نشان دادند که در بین کشورهای *OECD*¹⁵ مخارج بهداشتی منجر به بهبود استانداردهای زندگی و افزایش امید به زندگی افراد جامعه می‌شود، سپس با این استدلال که افراد سالم‌تر ثروتمندترند، نتیجه گرفته‌اند که مخارج بهداشتی بیشتر باعث افزایش درآمد می‌شود. ریورا و کورایز¹⁶ (1999) نیز نشان داده‌اند که کشورهای دارای مخارج بهداشتی بیشتر، دارای رشد اقتصادی بیشتری هستند.

¹² Wheeler

¹³ Behrman

¹⁴ Fogel

¹⁵ Organization for Economic Cooperation and Development

¹⁶ Rivera and Currais

جدول 1: مطالعات تجربی در زمینه‌ی اثر تولید ناخالص داخلی بر مخارج بهداشتی

| نویسندگان | نمونه آماری | نوع | کشش درآمدی |
|---|---------------------|---------|-----------------------------|
| نیوهاس (1977) | 13 کشور توسعه یافته | مقطعی | بزرگتر از 1 |
| پارکین ¹⁷ و همکاران (1987) | 18 کشور OECD | مقطعی | بستگی به فرم تبعی دارد |
| جیسمت و گردتام ¹⁸ (1992) | 30 کشور آفریقایی | مقطعی | کوچکتر از یک |
| گرد تام ¹⁹ و همکاران (1992) | 19 کشور OECD | تابلویی | بزرگتر از یک |
| هیتیش و پوسنت ²⁰ (1992) | 20 کشور OECD | تابلویی | بزرگتر از یک |
| هانسن و کینگ ²¹ (1996) | 20 کشور OECD | همگرایی | رابطه‌ی بلند مدت وجود ندارد |
| بلومکوئیست و کارتر ²² (1997) | 22 کشور OECD | همگرایی | کوچکتر از یک |
| مککوسکی و سلدن ²³ (1998) | 20 کشور OECD | همگرایی | رابطه بلند مدت وجود ندارد |
| هیتیش (1997) | OECD | همگرایی | بزرگتر از یک |
| رابرتز ²⁴ (2000) | 20 کشور OECD | همگرایی | بزرگتر از یک |
| گردتام و لاتگرین ²⁵ (2000) | 19 کشور OECD | همگرایی | بزرگتر از یک |
| اوکاناد و مورسی ²⁶ (2002) | ایالات متحده | همگرایی | بزرگتر از یک |
| کلمنت ²⁷ و همکاران (2004) | کشورهای OECD | همگرایی | بزرگتر از یک |

مأخذ: دسته بندی محققان

بلوم و همکاران²⁸ (2001) با وارد نمودن مخارج بهداشتی در تابع تولید کل به این نتیجه رسیده است که بهداشت، اثر مثبت، معنی دار و قابل توجه بر رشد تولید ناخالص داخلی داشته است.

در این میان برخی از مطالعات نیز نشان دهنده‌ی غیر معنی دار بودن اثر مخارج بهداشتی بر رشد است. کولیس و وست²⁹ (1979) نشان داده‌اند که مخارج بهداشتی نمی‌تواند به عنوان یک نوع سرمایه گذاری اثر معنی داری بر اقتصاد داشته باشد. استرلی و ربلو³⁰ (1993) به این نتیجه رسیده‌اند که اثر مخارج بهداشتی بر رشد کشورها منفی ولی غیر معنی دار است.

¹⁷ Parkin

¹⁸ Gbesemete and Gerdtham

¹⁹ Gerdtham

²⁰ Hitiris and Posnett

²¹ Hansen and King

²² Blomqvist and Carter

²³ McCoskey and Selden

²⁴ Roberts

²⁵ Gerdtham and Lothgren

²⁶ Okunade and Murthy

²⁷ Clemente

²⁸ Bloom

²⁹ Cullis and West

³⁰ Easterly and Rebelo

جدول 2: مطالعات تجربی در زمینه اثر مخارج بهداشتی بر تولید ناخالص داخلی

| نویسندگان | نمونه آماری | دوره | نتیجه |
|-----------------------|------------------------------|---------|---------------------|
| ویلر (1980) | 88 کشور در حال توسعه | 1960-70 | اثر مثبت |
| بهرمن (1990) | کشورهای OECD | 1960-80 | اثر مثبت |
| فوگل (1994) | کشورهای OECD | 1960-80 | اثر مثبت |
| بلوم و همکاران (2001) | کشورهای OECD | 1960-90 | اثر مثبت |
| ریورا و کورایز (1999) | 24 کشور OECD | 1960-90 | اثر مثبت |
| کولیس و وست (1979) | کشورهای OECD | 1960-70 | اثر معنی داری ندارد |
| استرلی و ربلو (1993) | 100 کشور با سطوح درآمد مختلف | 1970-88 | اثر معنی داری ندارد |

مأخذ: دسته بندی محققان

تعداد محدودی از مطالعات نیز به بررسی رابطه‌ی علیت بین مخارج بهداشتی و تولید ناخالص داخلی پرداخته‌اند (جدول شماره 3). هاپکینز و مکدونالد³¹ (2000) با استفاده از آزمون مقادیر کرانه‌ای³² و همگرایی یوهانسن نشان دادند که در کشور استرالیا با وجود اینکه تولید ناخالص داخلی تاثیر مثبت و بزرگتر از یک بر مخارج بهداشتی داشته است، ولی مخارج بهداشتی بر تولید اثر معنی داری نداشته است.

دولین و هنسن³³ (2001) با استفاده از علیت گرنجر به بررسی ارتباط متقابل بین مخارج بهداشتی و درآمد پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که این ارتباط دو سویه است.

اردیل و یتکینر³⁴ (2004) در مجموعه‌ای از کشورها با سطوح درآمد متفاوت طی سال‌های 1990-2000 به بررسی علیت بین مخارج بهداشتی و تولید ناخالص داخلی پرداخته‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده، در کشورهای با درآمد پایین و متوسط (که ایران هم جزء آنهاست) تنها از طرف درآمد به مخارج بهداشتی، علیت وجود دارد در حالی که در کشورهای با درآمد بالا، مخارج بهداشتی نیز بر میزان تولید ناخالص داخلی موثر است.

بوخاری و بات³⁵ (2007) با استفاده از روش هاپکینز و مکدونالد (2000) نشان داده‌اند که در کشور پاکستان طی دوره‌ی 1972-2005 علیت از تولید

³¹ Hopkins and Macdonald

³² Bound test

³³ Devlin and Hansen

³⁴ Erdil and Yetkiner

³⁵ Bukhari and Butt

ناخالص داخلی به مخارج بهداشتی بوده و مخارج بهداشتی تأثیری بر تولید نداشته است.

جدول 3: مطالعات تجربی در زمینه علیت بین *GDP* و مخارج بهداشتی

| نویسندگان | نمونه آماری | دوره | نتیجه |
|---------------------------|---------------|-----------|---|
| هایکینز و مکدونالد (2000) | استرالیا | 1972-2000 | علیت از <i>GDP</i> به مخارج بهداشتی |
| دولین و هنسن (2001) | 20 کشور OECD | 1960-87 | علیت دو سویه |
| اردیل و یتکینر (2004) | کشورهای مختلف | 1990-2000 | در کشورها با درآمد بالا علیت دو سویه و در کشورها با درآمد پایین و متوسط علیت از <i>GDP</i> به مخارج بهداشتی |
| بوخاری و بات (2007) | پاکستان | 1972-2000 | علیت از <i>GDP</i> به مخارج بهداشتی |

مأخذ: دسته بندی محققان

3- تحلیل تجربی

برای تحلیل تجربی رابطه‌ی بین تولید ناخالص داخلی (*GDP*) و مخارج بهداشتی دولت (*HCE*)³⁶ مطابق با مطالعات ارائه شده در جدول شماره‌ی (3) از دو روش مختلف استفاده می‌شود. روش اول عبارت است از الگویی که توسط پسران³⁷ و همکاران (1999) پیشنهاد شده است. در این روش برای بررسی رابطه‌ی بلند مدت بین متغیرها هیچ پیش شرطی در مورد درجه‌ی انباشتگی متغیرها وجود ندارد. برای آشنایی بیشتر با فرایند آزمون همگرایی در این روش الگوی $VAR(p)$ زیر را در نظر بگیرید:

$$z_t = b + ct + \sum_{i=1}^p \Phi_i z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

در رابطه‌ی فوق z نشانگر بردار مشتمل بر متغیرهای مورد نظر که همگی انباشته از درجه‌ی یک یا صفر، t روند زمانی، b و c بردارهایی شامل پارامترهای الگو، Φ_i ماتریس ضرایب و ε_t جزء خطا است.

با کمی تغییر، الگوی فوق را می‌توان به صورت معادله‌ی تصحیح خطای (ECM) ³⁸ زیر نوشت:

³⁶ Health Care Expenditure

³⁷ Pesaran

³⁸ Error Correction Model

$$\Delta z_t = b + ct + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Pi = -(I_{k+1} - \sum_{i=1}^p \Phi_i)$$

$$\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \Phi_j, \quad i=1, \dots, p-1$$

در روابط فوق P و G دو ماتریس $(k+1) \times (k+1)$ از ضرایب بلند مدت و ضرایب پویای کوتاه مدت هستند. فرض کنیم که بردار z تنها شامل دو متغیر x و y باشد، در این حالت ماتریس‌های G و P و همچنین بردارهای b و c به صورت زیر خواهند بود.

$$\Pi = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \text{ و } b = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} \text{ و } c = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} \text{ و } \Gamma_i = \begin{bmatrix} g_{11,i} & \gamma_{12,i} \\ \gamma_{21,i} & \gamma_{22,i} \end{bmatrix}$$

الگوی تصحیح خطا را برای دو متغیر x و y می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$\Delta y_t = b_1 + c_1 t + \pi_{11} y_{t-1} + \pi_{12} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{11,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \Gamma_{12,i} \Delta x_{t-i} + e_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta x_t = b_2 + c_2 t + \pi_{21} y_{t-1} + \pi_{22} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{21,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{22,i} \Delta x_{t-i} + e_{2t} \quad (4)$$

بر اساس روش پسران و همکاران (1999) اگر در معادله‌ی (3) ضرایب p_{11} و p_{12} به طور همزمان مخالف صفر شوند، می‌توان نتیجه گرفت که در بلند مدت x بر y تاثیر گذار است و مقدار این اثر به شکل زیر قابل محاسبه است.

$$y_t = -\frac{b_1}{p_{11}} - \frac{c_1}{p_{11}} - \frac{p_{12}}{p_{11}} x_t$$

بنابراین برای بررسی عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت از x به y آزمون فرضیه‌ی $p_{11} = p_{12} = 0$ کافی است. در صورتی که این فرضیه رد شود، می‌توان نتیجه گرفت که در بلند مدت x بر y تاثیر گذار است. بر همین اساس، اگر در معادله‌ی (4) ضریب p_{21} صفر شود، می‌توان نتیجه گرفت که در بلند مدت y متقابلاً بر x تاثیر نمی‌گذارد و به اصطلاح x برون‌زای ضعیف است.

برای آزمون فرضیه‌ی وجود رابطه‌ی بلند مدت از x به y داریم:

$$\begin{cases} H_0 : p_{11} = p_{12} = 0 \\ H_1 : p_{11} \neq 0 \text{ و } p_{12} \neq 0 \end{cases}$$

و برای آزمون وجود رابطه‌ی بلند مدت از y به x داریم:

$$\begin{cases} H_0 : p_{21} = p_{22} = 0 \\ H_1 : p_{11} \neq 0 \text{ و } p_{12} \neq 0 \end{cases}$$

پسران و همکاران (1999) روش "آزمون باند" یا آزمون کرانه‌ای را برای آزمون فرضیه‌های مذکور پیشنهاد نموده‌اند. در این روش دو مقدار کرانه‌ای برای هر آزمون (با توجه به تعداد متغیرهای مورد بررسی) وجود دارد. کرانه‌ی پایین براساس این فرض که تمام متغیرها انباشته از درجه‌ی صفر هستند، محاسبه شده و کرانه‌ی بالا بر اساس این فرض که متغیرها انباشته از درجه‌ی 1 هستند، محاسبه گردیده است. مقدار آماره‌ی آزمون F حاصل از فرضیه‌های فوق در صورتی که از کرانه‌ی بالا بزرگتر باشد، می‌توان فرضیه‌ی صفر را رد نمود و وجود رابطه‌ی بلند مدت را پذیرفت.

بر اساس معادلات (3) و (4) برای بررسی رابطه‌ی بین مخارج بهداشتی دولت و تولید ناخالص داخلی از روابط زیر استفاده شده است.

$$\Delta HCE_t = a_0 + a_1 HCE_{t-1} + a_2 GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^k g_i \Delta HCE_{t-i} + \sum_{i=0}^k d_i \Delta GDP_{t-i} \quad (5)$$

$$\Delta GDP_t = b_0 + b_1 HCE_{t-1} + b_2 GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^k l_i \Delta HCE_{t-i} + \sum_{i=0}^k q_i \Delta GDP_{t-i} \quad (6)$$

در روابط فوق، HCE نشانگر لگاریتم طبیعی مخارج بهداشتی دولتی به قیمت ثابت 1376 و GDP لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی به قیمت 1376 است. الگوی فوق طی دوره‌ی 83-1338 مورد تحلیل تجربی قرار گرفته است. علت انتخاب این دوره عبارت است از این که آمار مخارج بهداشتی دولت در حساب‌های ملی بانک مرکزی تنها برای این دوره ارائه شده است.

نتیجه‌ی آزمون فرضیه‌ی عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت در معادله‌ی (5) ($a_1 = a_2 = 0$) با طول وقفه‌ی 1 و 2 در جدول (4) آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود بر اساس معیار شوارز-بیزین³⁹ وقفه‌ی 1 مناسب‌تر است. بنابراین، مقدار آماره‌ی F مربوط به این وقفه را با مقادیر کرانه‌ای مقایسه می‌کنیم. مقدار F

³⁹ Schwarz Bayesian Criterion

در این وقفه 5/4343 است که از کرانه‌ی بالای مربوطه در سطح اطمینان 90 درصد (جدول مقادیر بحرانی پسران و همکاران، 1999) یعنی 4/788 بزرگتر است. بنابراین، فرضیه‌ی صفر رد می‌شود و وجود رابطه‌ی بلند مدت از GDP به مخارج بهداشتی قابل قبول است.

جدول 4: نتیجه‌ی آزمون فرضیه‌ی $a_1 = a_2 = 0$ برای $k=2,1$

| طول وقفه | معیار شوارز-بیزین | F[Prob.] |
|----------|-------------------|---------------|
| $K=2$ | -8/8355 | (0/029)3/9227 |
| $K=1$ | -5/5676 | (0/008)5/4343 |

توضیح: متغیر وابسته ΔHCE با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و بدون لحاظ روند زمانی است.

بررسی وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت از HCE به GDP با استفاده از معادله‌ی (6) با آزمون فرضیه‌ی $b_1 = b_2 = 0$ قابل انجام است. نتیجه‌ی این آزمون برای تعداد وقفه‌ی 1 و 2 در جدول شماره‌ی (5) نشان داده شده است. بر اساس معیار شوارز-بیزین، مقدار وقفه‌ی بهینه 1 است. بنابراین، با توجه به مقدار آماره F مربوط به این وقفه و با در نظر گرفتن مقدار بحرانی کرانه‌ی بالا (4/788) در سطح اطمینان 90 درصد، فرضیه‌ی صفر رد می‌شود.

با توجه به نتایج فوق، می‌توان نتیجه گرفت که بین HCE و GDP تنها یک رابطه‌ی بلند مدت وجود دارد که به موجب این رابطه، GDP مخارج بهداشتی را متأثر می‌نماید.

جدول 5: نتیجه‌ی آزمون فرضیه‌ی $b_1 = b_2 = 0$ برای $k=2$ و 1

| طول وقفه | معیار شوارز-بیزین | F[Prob.] |
|----------|-------------------|---------------|
| $K=2$ | 51/3779 | (0/119)2/2637 |
| $K=1$ | 51/3185 | (0/208)1/6390 |

توضیح: متغیر وابسته ΔGDP با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و بدون لحاظ روند زمانی است.

با توجه به مطالبی که در بخش مرور ادبیات موضوع ذکر شد، مخارج بهداشتی تنها زمانی می‌تواند در افزایش تولید مؤثر واقع شود که از کارایی بالایی برخوردار باشد و منجر به بهبود شاخص‌های سرمایه‌ی انسانی و همچنین امید به زندگی در بین افراد جامعه شود. با توجه به نتایج فوق، می‌توان نتیجه گرفت که

مخارج بهداشتی در ایران از کارایی لازم برخوردار نبوده و نتوانسته است در جهت ارتقاء بهداشت افراد جامعه و افزایش امید به زندگی در جامعه به طور قابل توجهی مؤثر واقع شود. اما آزمون فرضیه‌ی نیوهاس (1977) در ایران مبتنی بر وجود اثر معنی دار از GDP به مخارج بهداشتی کاملاً قابل قبول است.

اینک به تخمین رابطه‌ی بلند مدت مربوط به معادله‌ی (5) و تعیین کشش درآمدی مخارج بهداشتی در ایران می‌پردازیم. برای تخمین این رابطه مطابق با پسران و همکاران (1999) از روش خودبازگشتی با وقفه‌های گسترده ($ARDL$) استفاده شده است. نتایج تخمین این رابطه به صورت زیر است.

$$HCE = -9/1279 + 1/3672 GDP$$

$$t : 3/8403 - 2/0945$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، اثر GDP بر مخارج بهداشتی مثبت و معنی دار است. همچنین، مقدار این اثر بسیار قابل توجه است. به گونه‌ای که به ازای یک درصد تغییر در GDP میزان مخارج بهداشتی به اندازه‌ی $1/37$ درصد افزایش می‌یابد. با توجه به اینکه مقدار این ضریب چندان فاصله‌ای با 1 ندارد، برای اطمینان از اینکه کشش درآمدی مخارج بهداشتی بزرگتر از یک است یا نه، آزمون والد مینی بر برابر یک بودن ضریب بلند مدت GDP را انجام داده‌ایم. نتایج این آزمون نشان داد که این ضریب به صورت معنی داری متفاوت از یک است؛ زیرا آماره کای دو برابر با $1/0639(0/302)$ است. بنابراین، بر اساس نتایج به دست آمده مخارج بهداشتی یک کالای ضروری است و کشش درآمدی آن تقریباً برابر با 1 است.

نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا برای رابطه‌ی بلندمدت فوق در جدول شماره‌ی (7) نشان می‌دهد که ضریب تصحیح خطا $-0/20622$ و معنی دار است. بنابراین، در صورت ایجاد انحراف در رابطه‌ی بلند مدت، حدود 5 دوره طول می‌کشد تا این خطا تصحیح شود. مقدار آماره‌ی دوربین-واتسون برابر $1/85$ است که نشان از عدم وجود خودهمبستگی سریالی در بین اجزاء خطا دارد. نتایج آزمون‌های ثبات ساختاری $CUSUM$ ⁴⁰ و $CUSUMSQ$ ⁴¹ در نمودار 2 منعکس کننده‌ی ثبات در ضرایب تخمینی در طول دوره‌ی مورد بررسی است.

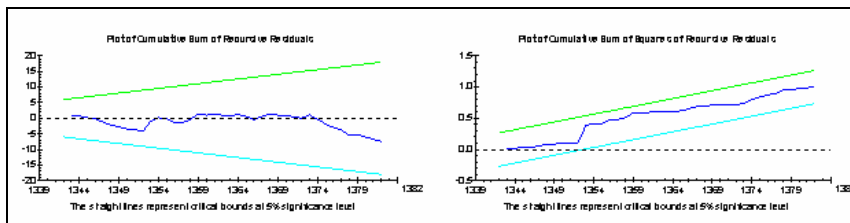
⁴⁰ Cumulative Sum of Residuals

⁴¹ Cumulative Sum of Squared Residuals

جدول 6: تخمین رابطه‌ی تصحیح خطا (ECM)

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | t-value |
|--|-----------|--------------|----------------|
| Constant | -1/8823 | 1/4037 | -1/3410(0/187) |
| DGDP | 0/28195 | 0/15818 | 1/7824(0/082) |
| ECM _{t-1} | -0/206222 | 0/082354 | -2/5041(0/016) |
| $R^2=0/15670$, $F(2, 41)= (0/030)3/8092$, $DW=1/18498$ | | | |

نمودار 2: آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ



4- بررسی استحکام نتایج

در این بخش برای اطمینان از نتایج حاصل شده در بخش پیشین با استفاده از روش همگرایی یوهانسن⁴² (1991) و انجام آزمون برونزایی ضعیف، رابطه‌ی بلند مدت بین GDP و HCE بررسی شده است. اولین گام در این روش انجام آزمون ایستایی بر روی متغیرها است؛ زیرا بر خلاف روش قبل، در این روش این پیش شرط وجود دارد که تمامی متغیرها باید انباشته از درجه‌ی یک باشند. برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر استفاده نموده‌ایم. نتایج این آزمون‌ها بر اساس جدول شماره‌ی (7) نشان دهنده‌ی انباشته از درجه‌ی یک هر دو متغیر و امکان انجام آزمون هم انباشتگی یوهانسن بر روی آنها بوده است.

جدول 7: آزمون ایستایی متغیرها

| نام متغیر | طول وقفه بهینه بر اساس معیار آکاییک | مقدار آماره دیکی- فولر | مقدار بحرانی |
|-----------|-------------------------------------|------------------------|--------------|
| GDP | 1 | -1/8962 | -2/9320 |
| HCE | 0 | -2/6671 | -2/9320 |
| DGDP | 0 | -3/3478 | -2/9339 |
| DHCE | 0 | -6/0125 | -2/9339 |

⁴² Johansen

پس از انجام آزمون ایستایی طول وقفه‌ی الگوی VAR مورد استفاده در روش یوهانسن، تعیین شده است. با استفاده از معیار شوارتز-بیزین مقدار این وقفه برابر یک تعیین شده است. با مشخص شدن طول وقفه‌ی بهینه، آزمون همگرایی انجام شده است. نتایج این آزمون در جدول (8) و (9) ارائه شده است. بر اساس نتایج ارائه شده در این جداول، تعداد بردارهای همگرایی بر اساس معیارهای حداکثر مقدار ویژه، شوارتز-بیزین، حنان-کوبین و آکاییک برابر یک بوده است. برای تعیین جهت این بردار نیاز به آزمون برونزایی ضعیف بوده است. فرضیه‌ی مربوط به برونزایی ضعیف بودن HCE به صورت زیر است.

$$\begin{cases} H_0: a_2 = 0 \text{ و } b_1 \neq 0 \\ H_1: a_2 \neq 0 \end{cases}$$

همچنین، فرضیه‌ی مربوط به آزمون برونزایی ضعیف GDP به صورت زیر است.

$$\begin{cases} H_0: b_1 = 0 \text{ و } a_2 \neq 0 \\ H_1: b_1 \neq 0 \end{cases}$$

نتایج آزمون این فرضیه‌ها در جدول (10) ارائه شده است. بر اساس نتایج به دست آمده فرضیه‌ی برونزایی ضعیف HCE رد شده و فرضیه‌ی برونزایی ضعیف GDP رد نشده است.

جدول 8: آزمون همگرایی یوهانسن (1991)

| تعداد بردارهای همگرایی | | Max. Eigenvalue Statistic | 10% critical value | Trace test statistic | 10% critical value |
|------------------------|-------------|---------------------------|--------------------|----------------------|--------------------|
| Null | Alternative | | | | |
| $r = 0$ | $r = 1$ | 13/3212 | 12/98 | 15/2514 | 15/75 |
| $r \leq 1$ | $r = 2$ | 1/9302 | 6/5 | 4/4016 | 9/71 |

جدول 9: آزمون همگرایی یوهانسن

| Rank | Maximized LL | AIC | SBC | HQC |
|---------|--------------|---------|---------|---------|
| $r = 0$ | 53/5934 | 51/5934 | 49/8092 | 50/9317 |
| $r = 1$ | 60/2540 | 55/2540 | 50/7935 | 53/5998 |
| $r = 2$ | 61/2191 | 55/2191 | 49/8665 | 53/2341 |

جدول 10: آزمون برونزایی ضعیف

| | |
|---------------------|--------------------|
| Weak exogeneity GDP | 2/50309(0/1136234) |
| Weak exogeneity HCE | 7/95376327(0/0049) |

نتایج حاکی از جهت رابطه‌ی بلند مدت از طرف تولید ناخالص داخلی به سمت مخارج بهداشتی بوده است. بر همین اساس، ضرایب بلند مدت به روش یوهانسن (1991) تخمین زده شده و بر اساس ضریب HCE مطابق جدول (11) نرمال شده است.

جدول 11: بردار همگرایی

| متغیر | بردار همگرایی | ضرایب نرمال شده نسبت به HCE |
|-------|---------------|-------------------------------|
| HCE | 0/25654 | -1/000 |
| GDP | -0/23665 | 0/92246 |

مأخذ: نتایج آزمون

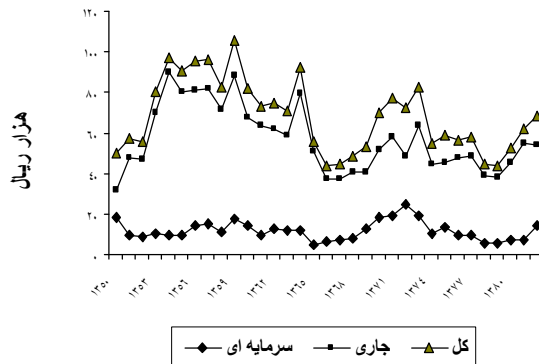
در این روش نیز ضریب GDP نزدیک به یک است و نشان می‌دهد که تقاضای بهداشت دارای کشش در آمدی کوچکتر از یک بوده و یک کالای ضروری است. بنابراین، نتایج حاصل از این روش، نتایج روش پیشین را تایید می‌نماید.

5- جمع بندی و نتیجه گیری

در این مطالعه رابطه‌ی متقابل بین مخارج بهداشتی و تولید ناخالص داخلی در ایران بررسی شده است. بر اساس نتایج حاصل از تحلیل‌های انجام گرفته، در حالی که تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و کاملاً معنی دار بر مخارج بهداشتی دولت داشته است، مخارج بهداشتی دولت تأثیر معنی داری بر تولید ناخالص داخلی نداشته است.

برخی از اقتصاددانان معتقدند که مخارج بهداشتی یک نوع هزینه محسوب می‌شود و باعث کاهش منابع در دسترس و در نتیجه کاهش تولید می‌شود. ولی بسیاری از اقتصاددانان مخارج بهداشتی را نوعی سرمایه گذاری قلمداد می‌نمایند که باعث افزایش تولید می‌شود. در ایران بخش اعظم اعتبارات تخصیص یافته به بهداشت و درمان صرف هزینه‌های جاری می‌شود و اعتبارات سرمایه‌ای سهم کمی را در کل مخارج بهداشتی دارد. به این دلیل مخارج بهداشتی دولتی بیش از آنکه یک نوع سرمایه گذاری باشد، دارای ماهیت هزینه‌ای است و انحراف منابع به سوی تولید را در پی خواهد داشت (نمودار 3).

نمودار 3: اعتبارات سرانه‌ی دولتی در بخش بهداشت به تفکیک جاری و سرمایه‌ای (هزارریال)



مأخذ: سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی (1384)

وابستگی شدید اقتصاد کشور به صادرات مواد اولیه و خام از یک سو باعث کمرنگ شدن نقش سرمایه‌های انسانی و نیروی کار در تولید می‌شود و از سوی دیگر باعث ایجاد نوسان و نا اطمینانی در درآمدها و مخارج دولت از جمله مخارج بهداشتی می‌شود و کارایی این مخارج را کاهش می‌دهد. سهم اندک مخارج بهداشتی در تولید ناخالص داخلی موجب شده است تا اثربخشی این مخارج قابل توجه نباشد. بر اساس گزارش بانک جهانی⁴³ سهم مخارج بهداشتی دولت ایران از GDP در سال 2005 برابر با 4 درصد بوده است، در حالی که متوسط جهانی 6 درصد بوده است. همچنین، مقدار این شاخص برای کشورهای با درآمد بالا 7 درصد و برای کشورهای در حال توسعه با درآمد پایین 2 درصد بوده است. بنابراین، تخصیص مناسب مخارج بهداشتی و افزایش سهم اعتبارات سرمایه‌ای در مخارج بهداشتی، اتکا به سرمایه‌های انسانی در تولید به جای صادرات مواد اولیه و خام و افزایش نقش نیروی انسانی در تولید می‌تواند در افزایش اثر بخشی مخارج بهداشتی دولت مؤثر واقع شود. همچنین، با توجه به این که بر اساس نتایج این مطالعه مخارج بهداشتی یک کالای ضروری است؛ بنابراین، افزایش سهم مخارج

⁴³ World Bank

بهداشتی در بودجه‌ی دولت می‌تواند باعث تقویت نقش مخارج بهداشتی در ارتقاء سلامت جامعه و در نتیجه تولید شود.

نتایج این مطالعه با نتایج مطالعات مشابه مثل هاپکینز و مکدونالد (2000) برای کشور استرالیا و بوخاری و بات (2007) برای کشور پاکستان و اردیل و یتکینر (2004) برای نمونه‌ای شامل کشور ایران کاملاً سازگار بوده است.

فهرست منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی، سال‌های مختلف سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور (1384)، گزارش اقتصادی سال 1383 و نظارت بر عملکرد پنج ساله برنامه سوم توسعه، جلد دوم، تهران.
- Aisa, R. & P. F. Pueyo. (2005). Government Health Spending and Growth in a Model of Endogenous Longevity. *Economics Letters*, Elsevier, 90(2): 249-253.
- Atella, V. & G. Marini. (2007). Is Health Care Expenditure Really a Luxury Good? A Reassessment and New Evidence Based on OECD Data. *Revista di Politica Economica*, Anno XCVII-SERIE III (III-IV): 87-119.
- Becker, G.S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press.
- Behrman, J.R. (1990). The Action of Human Resources and Poverty on One Another that we have Yet to Learn. *World Bank Living Standards Measurement Working Paper 74*, Washington, D.C.
- Blomqvist, A.G. & R.A.L. Carter. (1997). Is Health Care Really a Luxury?. *Journal of Health Economics*, 16: 207-229.
- Bloom, D., D. Canning & J. Sevilla. (2001). The Effect of Health on Economic Growth: Theory and Evidence. Cambridge, MA. NBER Working Paper 8587.
- Bukhari, S. A. H. A. & M. S. Butt. (2007). The Direction of Causality between Health Spending and GDP The Case of Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 45(1): 125-140.
- Clemente, J., C. Marcuello, A. Montañés & F. Pueyo. (2004). On the International Stability of Health Care Expenditure Functions: are Government and Private Functions Similar?. *Journal of Health Economics*, 23: 589-613.
- Cullis, J. & P. West. (1979). *The Economics of Health: An Introduction*. Oxford, MA: Martin Robertson, 84-89.
- Devlin, N. & P. Hansen. (2001). Health Care Spending and Economic Output: Granger Causality. *Applied Economics Letters*, 8: 561-564.
- Easterly, W. & S. Rebetto. (1993). Fiscal Policy and Economic Growth. *Journal of Monetary Economics*, 32 (3): 417-458.
- Erdil, E. & I. H. Yetkiner. (2004). A Panel Data Approach for Income Health Causality. Hamburg University: Research unit Sustainability and Global Change, Working Papers FNU-47.
- Fogel, R.W. (1994). Economic Growth, Population Theory and Physiology: The Bearing of Long-Term Processes on the Making of Economic Policy. *The American Economic Review*, 84 (3): 369-395.

- Fuchs, V.R. (1966). The Contribution of Health Services to the American Economy. *Milbank Memorial Quarterly*, 44: 65-101.
- Gbesemete, P.K. & U.G. Gerdtham. (1992). Determinants of Health Care Expenditure in Africa: A Cross-Sectional Study. *World Development*, 2: 303-308.
- Gerdtham, U.G. & M. Löthgren. (2000). On Stationary and Cointegration of International Health Care Expenditure and GDP. *Journal of Health Economics*, 19: 461-475.
- Gerdtham, U.G., J. Sögaard, F. Andersson & B. Jönsson. (1992). A Pooled Cross-Section Analysis of the Health Care Expenditure of the OECD Countries in Zweifel. P. & Frech, H. (eds.), *Health Economics Worldwide*, Kluwer Academic Publishers.
- Grossman, M. (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 82: 223-255.
- Hansen P. & A. King. (1996). The Determinants of Health Care Expenditure: A Cointegration Approach. *Journal of Health Economics*, 15: 127-137.
- Hitiris, T. (1997). Health Care Expenditure and Integration in the Countries of the European Union. *Applied Economics*, 29: 1-6.
- Hitiris, T. & J. Posnett. (1992). The Determinants and Effects of the Health Expenditure in Developed Countries. *Journal of Health Economics*, 11: 173-181.
- Hopkins, S. & G. MacDonald. (2000). The Relationship between Health Expenditure and GDP in Australia: Evidence from a New Approach. Edited by International Society for System Science and Health Care and Semmelweis University, 231-234.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59: 1551-1580.
- Lucas, R.E.Jr. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22: 3-42.
- McCoskey, S. K. & T. M. Selden. (1998). Health Care Expenditure and GDP: Panel Data Unit Root Test Results. *Journal of Health Economics*, 17: 369-376.
- Mushkin, S.J. (1962). Health as An Investment. *Journal of Political Economy*, 70: S129-S157.
- Murthy, N. (2004). Health Care Expenditures in Africa: An Econometric Analysis. *Atlantic Economic Journal*, 32 (4): 358-358.
- Muysken, J., I.H. Yetkiner & T. Ziesemer. (2003). *Health, Labor Productivity and Growth*, in *Growth Theory and Growth Policy*. London: Routledge.
- Newhouse, J. (1977). Medical Care Expenditure: A Cross-National Survey. *Journal of Human Resources*, 12: 115-125.

- Okunade, A.A. & V.N.R. Murthy. (2002). Technology as a Major Driver of Health Care Costs: A Cointegration Analysis of the Newhouse Conjecture. *Journal of Health Economics*, 21: 147-159.
- Parkin, D., A. McGuire & B. Yule. (1987). Aggregate Health Care Expenditures and National Income: is Health Care a Luxury Good?. *Journal of Health Economics* 6: 109-127.
- Pesaran, M.H., Y. Shin & R. Smith. (1999). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships. Cambridge University Discussion Paper.
- Rivera, B. & L. Currais. (1999). Economic Growth and Health: Direct Impact or Reverse Causation. *Applied Economics Letters*, 6: 761-64.
- Roberts, J. (2000). Spurious Regression Problems in the Determinants of Health Care Expenditure: A Comment on Hitiris. *Applied Economics Letters*, 7: 279-283.
- Scheffler, R. M. (2004). Health Expenditure and Economic Growth: An International Perspective. *Occasional Papers on Globalization*, 1: No. 10.
- Van Zon, A. H. & J. Muysken. (2001). Health and Endogenous Growth. *Journal of Health Economics*, 20: 169-85.
- World Development Indicators CD-ROM. (2003). The World Bank Group.
- Wheeler, D. (1980). Human Resource Development and Economic Growth in Developing Countries: A Simultaneous Model. World Bank Staff Working Paper 407.