

# بررسی اثرات درآمد بر مخارج بهداشتی در ایران به روش (غیر خطی خود رگرسیونی انتقال هموار لجستیک)

محسن مهرآرا<sup>۱</sup>

استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

سید محمد هادی سبحانین<sup>۲</sup>

دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

سعید بیات<sup>۳</sup>

دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

تاریخ دریافت: ۹۰/۰۵/۱۵

تاریخ تأیید: ۹۱/۰۷/۰۵

## چکیده

افزایش تقاضا برای مخارج بهداشتی و سلامت و همچنین نیاز به تأمین عرضه خدمات بهداشتی متناسب با تقاضای آن در هر کشوری، زمینه مطالعات فراوانی را در خصوص عوامل مؤثر بر تقاضای بهداشت و سلامت فراهم آورده است. در این مقاله کوشیده شده است تا علاوه بر بررسی اثرات غیر خطی درآمد بر هزینه‌های بهداشتی (به صورت پرداخت از جیب)، تأثیر دیگر متغیرها نظیر شهرنشینی، سن، بیمه، شاغل بودن سرپرست خانوار، تعداد افراد شاغل و دارای درآمد و همچنین تعداد افراد زیر دوازده سال و بالای شصت سال در خانوار نیز مورد توجه و بررسی قرار بگیرد. برای نیل به این مقصود از داده‌های طرح نمونه‌گیری هزینه و درآمد خانوار سال ۱۳۸۶ استفاده شده است. کل داده‌ها مربوط به ۳۱۲۷۷ خانوار شهری و روستایی است. الگوی اقتصادسنجی به صورت خطی و غیر خطی مبتنی بر رگرسیون انتقال هموار لجستیک (STR) برآورد شده است. یکی از مهم‌ترین یافته‌های این پژوهش آن است که مخارج بهداشتی خانوار نسبت به موقعیت درآمد یا مخارج کل (به عنوان متغیر گذار) رفتاری نامتقارن نشان می‌دهد به طوری که ضریب اثرگذاری متغیرها بر روی مخارج بهداشتی در دو رژیم بالا و پایین درآمدی متفاوت می‌باشد. همچنین نتایج نشان می‌دهد مخارج بهداشتی کالایی ضروری برای خانوارها محسوب می‌گردد، زیرا ضریب لگاریتم درآمد در تابع تقاضا، مثبت و به مراتب کوچک‌تر از یک است. به علاوه مخارج پرداختی از جیب جهت به دست آوردن خدمات بهداشتی اهمیت به مراتب بیشتری در گروه‌های درآمدی بالا نسبت به گروه‌های درآمدی پایین دارد. بر اساس نتایج به دست آمده، با افزایش شهرنشینی و نیز فراتر رفتن سن افراد از شصت سال، مخارج بهداشتی آن‌ها بالاتر می‌رود ولی اگر اعضای خانوار تحت پوشش بیمه باشند، مخارج بهداشتی به صورت پرداخت از جیب کاهش خواهد یافت. لذا می‌توان گفت، گسترش نظام تأمین اجتماعی و نیز افزایش کارایی آن در جهت تأمین هر چه بیشتر هزینه‌های بهداشتی به خصوص برای خانوارهای فقیرتر گام مهمی است که می‌بایست در جهت تأمین عدالت در حوزه سلامت و افزایش رفاه جامعه در کشور برداشته شود.

واژگان کلیدی: مخارج بهداشتی، درآمد، الگوی خطی، الگوی غیر خطی یا متغیر گذار

طبقه‌بندی موضوعی: I11, N3, C31

1. Email: mmehrar@ut.ac.ir

2. Email: hadi\_sobhanian@ut.ac.ir

3. Email: bayat461@ut.ac.ir

«نویسنده مسئول»

## مقدمه

افزایش روز افزون تقاضا برای مخارج بهداشتی و اهمیت بخش بهداشت و درمان در تأمین سلامت جامعه که متضمن توسعه ملی پایدار است باعث گسترش تحقیقات در مورد عوامل مؤثر بر تقاضای بهداشت و شدت اثر هر یک از این عوامل شده است. مارینن<sup>۱</sup> (۱۹۸۲)، سه عامل سن، سطح آموزش و ثروت را بر تقاضا برای سلامتی و مخارج بهداشتی مؤثر دانسته است. می دانیم هر چه سن افراد افزایش یابد، امکان بیماری نیز افزایش می یابد. بنابراین افراد مسن تر تلاش بیشتری برای حفظ سلامتی خود می کنند. به طور مثال، اگر تاکنون سیگاری بوده اند اکنون به ترک آن می اندیشند. عامل دوم، سطح آموزش<sup>۲</sup> می باشد. رابطه مثبتی میان سطح آموزش و تقاضای سلامتی و مخارج بهداشتی برقرار است. هر چه سطح دانش افراد بالاتر برود، پایبندی به مسائل اخلاقی افزایش می یابد؛ و زمان بیشتری را به ورزش کردن اختصاص می دهند (Elo And Preston, : 49, 1996)؛ و لذا از سطح سلامت بالاتری برخوردار می گردند. همچنین افراد باسوادتر، هزینه بیشتری را برای حفظ سلامتی خود اختصاص می دهند، به طور مثال، هم بیمه خدمات درمانی برای خود تهیه می کنند و هم بیمه تکمیلی. باید دانست تقاضای سلامتی آن چنان برای مردم مهم است که حاضرند بخشی از مخارج مصرفی خود را کاهش دهند و این مبلغ را به تقاضا برای مخارج بهداشتی اختصاص دهند. در این رابطه، ژیفل و بریر<sup>۳</sup> (۱۹۹۷) به برخی نتایج در مورد تمایل افراد به مبادله میان مصرف امروز و تأمین مخارج بهداشتی در آینده دست یافتند.

در مقاله حاضر سعی شده است، اثرات درآمد و برخی دیگر از عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی (به صورت پرداخت از جیب)<sup>۴</sup> در ایران مورد بحث و بررسی قرار بگیرد. پرداخت از جیب شامل آن بخش از هزینه های بهداشتی خانوار است که مستقیماً توسط خانوار پرداخت شده و توسط بیمه، دولت یا سازمان های حمایتی تأمین مالی نمی شود. از آنجایی که مطابق نتایج حاصله، فرضیه خطی بودن رابطه میان مخارج بهداشتی و درآمد خانوار رد می شود، لذا از الگوی رگرسیون غیرخطی انتقال هموار لجیستیک (LSTAR)<sup>۵</sup> مبتنی بر داده های مقطعی خانوارهای شهری و روستایی در سال ۱۳۸۶ به منظور برآورد اثرات درآمد و برخی دیگر از متغیرها بر رفتار مخارج بهداشتی خانوارها استفاده شده است. ویژگی چنین الگوی آن است که، پارامترها ثابت نبوده و خود تابعی از متغیر گذار (در اینجا درآمد خانوار) هستند.

- 
1. Muurinen
  2. Education Level
  3. Zweifel And Breyer
  4. Out of Pocket
  5. Logistic Smooth Transition Regression

مقاله حاضر در هفت بخش تنظیم شده است. بخش دوم به مرور مطالعات تجربی می‌پردازد. بخش سوم به مبانی نظری و عوامل اثرگذار بر مخارج بهداشتی اختصاص دارد. در بخش چهارم به معرفی الگوی غیرخطی انتقال هموار پرداخته شده است. بخش پنجم به معرفی متغیرهای مورد استفاده در الگو و جامعه پژوهش اختصاص یافته است. در بخش ششم یافته‌های تحقیق ارائه می‌شوند و در نهایت بخش هفتم اختصاص به بیان خلاصه و نتیجه‌گیری دارد.

### ۱- مطالعات تجربی

بر اساس مطالعه‌ای که در سال ۱۹۷۷ توسط نیوهاس<sup>۱</sup> انجام گرفت، وی فرضیه مشهوری را بنیان نهاد که مطابق آن، مهم‌ترین عامل اثرگذار بر مخارج بهداشتی کشورها، میزان درآمد (تولید ناخالص داخلی) آن‌ها معرفی شد. به دنبال این فرضیه مطالعات زیاد دیگری که به بررسی عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی می‌پرداخت انجام گرفت. هدف اصلی در اغلب این مطالعات تعیین ضروری یا لوکس بودن بهداشت به عنوان یک کالای مصرفی بوده است. نتیجه برآمده از این مطالعات نمایانگر نقش درآمد کل به عنوان مهم‌ترین عامل در تعیین مخارج بهداشتی کشورها بوده است. به طور مثال نیوهاس مبتنی بر داده‌های مقطعی از سیزده کشور توسعه یافته به این نتیجه دست یافت که بیش از ۹۰ درصد اختلاف در مخارج بهداشتی سرانه میان کشورها را می‌توان به وسیله تفاوت در GDP سرانه کشورها توضیح داد. همچنین تحقیقات نشان داده است که وجود یا عدم وجود سایر متغیرهای مؤثر بر مخارج بهداشتی در الگو، تأثیری بر کشش درآمدی مخارج بهداشتی ندارد (Atella and marini, 2007: 87). برخی از مهم‌ترین مطالعات انجام گرفته در رابطه با اثر تولید ناخالص داخلی بر مخارج بهداشتی به همراه نمونه آماری مورد مطالعه، نوع داده‌های به کار رفته و نتیجه آن‌ها در جدول (۱) آورده شده است.

جدول (۱): مطالعات انجام شده در رابطه با اثر تولید ناخالص داخلی بر مخارج بهداشتی

نویسندگان	نمونه آماری	نوع داده‌ها	کشش درآمدی
نیوهاس (۱۹۷۷)	۱۳ کشور توسعه یافته	مقطعی	بزرگ‌تر از یک
پارکین <sup>۲</sup> و همکاران (۱۹۸۷)	۱۸ کشور OECD	مقطعی	بستگی به فرم تبعی دارد
گردتام و همکاران <sup>۳</sup> (۱۹۹۲)	۱۹ کشور OECD	تابلویی	بزرگ‌تر از یک
هیتیریش و پوسنت <sup>۴</sup> (۱۹۹۲)	۲۰ کشور OECD	تابلویی	بزرگ‌تر از یک
هانسن و کینگ <sup>۵</sup> (۱۹۹۶)	۲۰ کشور OECD	سری زمانی	رابطه بلندمدت وجود ندارد

1. Newhouse
2. Parkin
3. Gerdtham
4. Hitiris and Posnett
5. Hansen and King

کوچک‌تر از یک	سری زمانی	OECD ۲۲ کشور	بلومکوئیست و کارتر <sup>۱</sup> (۱۹۷۷)
رابطه بلندمدت وجود ندارد	سری زمانی	OECD ۲۰ کشور	مککوسکی و سلدن <sup>۲</sup> (۱۹۹۸)
بزرگ‌تر از یک	سری زمانی	OECD	هیتیریش (۱۹۹۷)
بزرگ‌تر از یک	سری زمانی	OECD ۲۰ کشور	رابرتز <sup>۳</sup> (۱۹۹۹)
بزرگ‌تر از یک	سری زمانی	OECD ۱۹ کشور	گردتام و لاتگرین <sup>۴</sup> (۲۰۰۰)
بزرگ‌تر از یک	سری زمانی	ایالات متحده	اوکاند و مورسی <sup>۵</sup> (۲۰۰۲)
بزرگ‌تر از یک	سری زمانی	کشورهای OECD	کلمنت <sup>۶</sup> و همکاران (۲۰۰۴)

منبع: یافته‌های تحقیق

مطالعات انجام گرفته در این راستا را می‌توان به سه دسته کلی تقسیم نمود. یک دسته از آن‌ها مطالعاتی را شامل می‌شود که از داده‌های مقطعی کشورها استفاده نموده است. دسته دوم از رهیافت داده‌های تلفیقی<sup>۷</sup> استفاده نموده است و بالاخره دسته سوم از مطالعات در زمینه تأثیر درآمد بر مخارج بهداشتی، از داده‌های سری زمانی و تحلیل‌های هم‌انباشتی بهره گرفته‌اند.

علاوه بر مطالعات فوق که بیشتر به نقش درآمد در مخارج بهداشتی تمرکز داشتند، پژوهش‌های دیگری نیز در زمینه بررسی اثر سایر متغیرها بر مخارج بهداشتی انجام گرفته است.

بسیاری از مطالعات به وجود رابطه مثبت و معنادار بین مخارج بهداشتی و نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال تأکید کرده‌اند.<sup>۸</sup> بریر و فلدر<sup>۹</sup> (۲۰۰۶) با بررسی ارتباط میان سن افراد و مخارج درمانی آن‌ها نشان دادند که بین سن افراد و میزان مخارج درمانی، ارتباط مثبتی وجود دارد به طوری که هر چه سن فرد بالاتر رود میزان مخارج درمانی‌شان افزایش می‌یابد. هنسن و کینگ (۱۹۹۶) به این نتیجه رسیدند که گروه‌های سنی بالاتر، بیشتر از مردم در سن کار از خدمات بهداشتی سرانه استفاده می‌کنند.

در همین رابطه گزارشی از سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی OECD<sup>۱۰</sup> در سال ۲۰۰۶ نشان داد که در بین انواع هزینه‌های بهداشتی، مخارج بهداشتی سنین بالای ۶۵ سال، تقریباً چهار برابر بیشتر از سنین زیر ۶۵ سال است.<sup>۱۱</sup>

1. Blomqvist and Carter
2. McCoskey and Selden
3. Roberts
4. Gerdtam and Lothgren
5. Okunade and Murthy
6. Clemente
7. Panel Data

۸. برخی از آن‌ها عبارتند از:

- Kleiman (1974); Leu (1986); Hitiris and Posnett (1992); Felder et al (2000)
9. Breyer and Felder
  10. the Organization for Economic Cooperation and Development
  11. Health care expenditure and GDP, Chakroun, mohamad, University of Sfax, May 2009

از طرف دیگر لیو<sup>۱</sup> (۱۹۸۶) و کلیمان<sup>۲</sup> (۱۹۷۴) به وجود یک رابطه معنادار بین مخارج بهداشتی و نسبت جمعیت زیر پانزده سال اشاره کرده‌اند. کلیمان (۱۹۷۴) نشان داد که هر چه نسبت جمعیت زیر پانزده سال بیشتر باشد مخارج بهداشتی کمتر خواهد بود.

یکی دیگر از عوامل تعیین‌کننده مخارج بهداشتی پیشرفت تکنولوژی است. بلومکوئیست و کارتر<sup>۳</sup> (۱۹۹۷) و پس از آن‌ها توستی و موسکن<sup>۴</sup> (۲۰۰۷) نشان دادند که افزایش هزینه مراقبت‌های بهداشتی به خاطر پیشرفت تکنولوژی و درمان بوده است.

در مقابل نیوهاس<sup>۵</sup> (۱۹۹۲) و وانلس<sup>۶</sup> (۲۰۰۱) بیان داشتند که پیشرفت‌های فنی علت کاهش قیمت‌های نسبی کالاها و خدمات بهداشتی بوده است.

از دیگر عوامل اثرگذار بر مخارج بهداشتی که در ادبیات به آن اشاره شده است سهم سرمایه‌گذاری عمومی است. در کشورهای OECD، مراقبت‌های بهداشتی به طور عمده‌ای از بودجه عمومی تأمین می‌شود.

لیو<sup>۷</sup> (۱۹۸۶) نشان داد که افزایش سهم تأمین مالی عمومی، از طریق کاهش قیمت مؤثر خدمات بهداشتی برای مصرف‌کنندگان، مخارج بهداشتی را افزایش می‌دهد. در مقابل گوردسام و دیگران<sup>۸</sup> (۱۹۹۲) و اخیراً توستی و موسکن<sup>۹</sup> (۲۰۰۷) به یک رابطه منفی بین سهمی از مخارج بهداشتی که با بودجه عمومی تأمین می‌شود و کل مخارج بهداشتی، دست یافته‌اند که آن را به کنترل‌های دولتی برای جلوگیری از رشد هزینه‌های بهداشتی نسبت داده‌اند.

مینتیر و همکاران<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۶) به بررسی تأثیر مخارج درمانی بر درآمد خانواده‌های فقیر در کشورهای با درآمد پایین پرداختند. آن‌ها نشان دادند که زمانی که خانواده‌های فقیر به بیماری‌های سخت مبتلا می‌شوند، هزینه‌های بالای درمانی آن چنان به آن‌ها فشار می‌آورد که بسیار فقیرتر می‌شوند. همچنین آن‌ها پیشنهاد می‌دهند که دولت‌ها باید برای جلوگیری از فقیرتر شدن مردم، بیمه‌های درمانی و افراد تحت پوشش را گسترش دهند تا بدین سان مسیر رشد و توسعه اجتماعی به خطر نیفتد.

هارتویگ<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های تلفیقی برای نوزده کشور OECD نشان داد که سهم مخارج درمانی از GDP در این کشورها با افزایش درآمد، بیشتر شده است. میترا و

1. Leu
2. Kleiman
3. Blomqvist and Carter
4. Tosetti and Moscone
5. Newhouse
6. Wanless
7. Leu
8. Gerdtham et al.
9. Tosetti and Moscone
10. Mcintyre D, et al
11. Hortwig J

همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) مخارج درمانی را در سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۴ در آمریکا برای افراد معلول و سالم بررسی کردند و نشان دادند که بیشترین مخارج درمانی مربوط به افراد ناتوان و معلول بوده است. آن‌ها متوسط مخارج درمانی معلولان در سال ۲۰۰۴ را حدود ۱۰۵۰۸ دلار و متوسط مخارج درمانی افراد سالم را ۲۲۵۶ دلار برآورد نمودند و نشان دادند که مخارج درمانی معلولین حدود پنج برابر افراد سالم است.

شکیبایی و همکاران (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای کشش تقاضای خدمات درمانی در ایران را محاسبه نمودند. آن‌ها از دستگاه تقاضای تقریباً ایده‌آل یا AIDS<sup>۲</sup> برای سه زیر بخش دارو، ویزیت پزشک و خدمات بستری در بیمارستان برای سه گروه درآمدی در دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۰ استفاده نمودند و نشان دادند که خدمات درمانی برای همه گروه‌های درآمدی یک کالای ضروری است. کشش قیمتی خدمات بستری درمانی برای گروه‌های کم‌درآمد، درآمد متوسط و درآمد بالا به ترتیب ۰/۵۲، -۰/۶۲ و -۰/۵۳ بود. برآورد گردید که این نتایج بیانگر کم‌کشش بودن خدمات بستری درمانی است. بهشتی و سجودی (۱۳۸۶) در مطالعه خود با عنوان تحلیل تجربی رابطه بین مخارج بهداشتی و تولید ناخالص داخلی، رابطه بلندمدت بین مخارج بهداشتی دولت و تولید ناخالص ایران طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۳ و کشش درآمدی مخارج بهداشتی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که تنها یک رابطه بلندمدت بین مخارج بهداشتی دولت و تولید ناخالص داخلی وجود داشته که بر اساس آن تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مخارج بهداشتی دولت دارد. همچنین، مقدار کشش درآمدی مخارج بهداشتی نزدیک به یک برآورد گردید که به معنای ضروری بودن این مخارج می‌باشد.

## ۲- برخی عوامل اثرگذار بر مخارج بهداشتی

سطح درآمد یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تقاضای سلامت است. نیوهاوس (۱۹۷۷) نشان داد که مبتنی بر داده‌های سی کشور توسعه یافته، بیش از نود درصد تغییرات مخارج بهداشتی در کشورها می‌تواند توسط تولید داخلی سرانه توضیح داده شود. مخارج بهداشتی آن چنان برای مردم حائز اهمیت است که حاضرند بخشی از مخارج مصرفی خود را کاهش دهند تا بتوانند مخارج بهداشتی خود را تأمین کنند چرا که تنها، در صورت برخورداری از سلامت است که امکان کسب مطلوبیت و رضایتمندی از مصرف کالا و خدمات در زمان حال و آینده برای وی فراهم است. حال هر چه افراد درآمد بالاتری کسب کنند، مخارج بهداشتی خود را افزایش می‌دهند. در چارچوب

1. Mitra S, et al  
2. Almost Ideal Demand System

منحنی انگل<sup>۱</sup>، این به معنای آن است که مراقبت‌های بهداشتی کالایی لوکس است. به طور مثال، اشخاص با سطوح درآمدی بالاتر دفعات معاینه کامل بهداشتی خود را افزایش می‌دهند تا از سلامتی خود اطمینان یابند و یا به متخصصین مجرب‌تر برای تشخیص و علاج بیماری‌های احتمالی خود مراجعه می‌کنند. همچنین ممکن است حاضر شوند تا علاوه بر بیمه‌های خدمات درمانی، هزینه استفاده از بیمه تکمیلی را نیز بپردازند تا از منافع آن در شرایط وقوع بیماری‌های پرهزینه بهره‌مند گردند. در این رابطه آنچه که همواره از اهمیت بسزایی برخوردار بوده است، میزان کسش مخارج بهداشتی نسبت به درآمد می‌باشد. اگر میزان این کسش درآمدی، کوچک‌تر از یک باشد آنگاه مخارج بهداشتی که ناشی از تقاضای سلامت می‌باشد کالایی ضروری؛ و چنانچه بزرگ‌تر از یک باشد کالایی لوکس خواهد بود.

یکی دیگر از عوامل اثرگذار بر مخارج بهداشتی، پدیده شهرنشینی و یا روستانشینی می‌باشد. شهرنشین‌ها معمولاً مخارج بیشتری را برای تأمین سلامت خود می‌پردازند. زندگی شهری به ویژه زندگی در شهرهای صنعتی که آلودگی‌های صوتی و زیست محیطی فراوانی را در خود جای داده‌اند، احتمال بیماری را افزایش می‌دهد. زندگی در هوای پاک روستا و استفاده از غذاهای طبیعی و محلی، تعداد دفعات بیماری را کاهش می‌دهد. بنابراین می‌توان وجود یک رابطه مستقیم میان میزان مخارج بهداشتی و شهرنشینی را انتظار داشت.

بیمه بودن یا نبودن اعضای خانوار، عامل مهم دیگری است که مخارج بهداشتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. پرواضح است که افرادی که تحت پوشش بیمه‌ای قرار می‌گیرند مخارج بهداشتی کمتری را از جیب خود خواهند پرداخت. بنابراین انتظار می‌رود که اگر اعضای خانواده بیمه باشند میزان مخارج بهداشتی پرداختی آن‌ها کاهش یابد.<sup>۳</sup>

همچنین عامل تعیین‌کننده و مهم دیگر در میزان مخارج بهداشتی، سن افراد است. هر چه سن افراد بالاتر می‌رود، خود به خود مقاومت بدن در برابر انواع بیماری‌ها کاهش یافته و احتمال بیمار شدن بالاتر می‌رود. به طور مثال، معمولاً یک فرد ۶۵ ساله سریع‌تر از یک جوان ۲۵ ساله در مقابل ویروس سرماخوردگی تسلیم می‌شود و ناچار به تحمل مخارج بهداشتی می‌گردد (Muurinen, 1982: 5).<sup>۴</sup>

### ۳- تصریح مدل

در این مطالعه به منظور بررسی اثرات غیرخطی درآمد بر مخارج بهداشتی در ایران، از رویکرد رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم (STR) استفاده شده است. همان‌طور که پیش‌تر بیان

1. Engel Curve  
2. Health Care  
3. Mintyre, et al (2006)

۴. مارینن (۱۹۸۲)، سن افراد را یکی از عوامل مؤثر بر تقاضای بهداشتی معرفی می‌کند.

گردید. اکثر مطالعات انجام گرفته در رابطه با متغیرهای اثرگذار بر مخارج بهداشتی، مبتنی بر الگوهای ساده خطی بوده است. اما نکته اصلی در اینجاست یک الگوی خطی که در آن متغیرها اثرات ثابت و یکنواختی بر مخارج بهداشتی بر جای می‌گذارند ممکن است نتواند تبیین رضایت‌بخشی از رفتار آحاد اقتصادی به دست دهد. به بیان دقیق‌تر ضرورت دارد تا کفایت مدل‌های خطی برای الگوسازی مخارج بهداشتی مورد آزمون قرار بگیرد. مدل‌های غیرخطی این امکان را فراهم می‌آورند تا آثار غیرخطی متغیرهای مورد نظر را بر رفتار متغیر وابسته مورد مطالعه قرار دهیم. ویژگی مهم و کلیدی این گونه مدل‌ها آن است که برخلاف مدل‌های خطی، متغیر(های) توضیحی می‌توانند در رژیم‌های مختلف (بالا و پایین سطح آستانه) اثرات متفاوتی بر متغیر وابسته بر جای گذاشته و این همان چیزی است که به وفور در رفتار اقتصادی واحدهای مختلف اقتصادی در دنیای واقع مشاهده می‌شود. در این رویکرد، فرض می‌شود که پارامترهای رگرسیون ثابت نبوده و خود تحت تأثیر یکی از متغیرهای الگو که به آن متغیر گذار یا انتقال<sup>۱</sup> می‌گویند تغییر می‌کند.

در ادامه ابتدا یک الگوی خطی برای مخارج بهداشتی برآورد می‌شود. سپس، آزمون خطی بودن تابع مخارج بهداشتی را انجام می‌دهیم. چنانچه فرضیه خطی بودن الگو رد شود آنگاه الگوی خطی دچار خطای تصریح بوده و لازم است که الگوی غیرخطی با توجه به متغیر گذار مناسب برآورد گردد. آنگاه به تصریح و تخمین الگوی غیرخطی پرداخته و نتایج حاصل را تفسیر می‌نماییم. در ادامه این بخش به تصریح الگوی رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم می‌پردازیم.

### ۳-۱- الگوی رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم (STR)

مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم یکی از انواع مدل‌های رگرسیونی سری زمانی غیرخطی است که می‌توان آن را به عنوان یک شکل توسعه‌یافته از مدل رگرسیونی تغییر وضعیت<sup>۲</sup> که توسط باکون و واتس<sup>۳</sup> (۱۹۷۱) معرفی شد، در نظر گرفت. این پژوهشگران دو خط رگرسیونی را در نظر گرفتند و به طراحی مدلی پرداختند که در آن گذار از یک خط به خط دیگر به صورت ملایم اتفاق می‌افتد. اما در ادبیات سری زمانی، گرنجر - تراسورتا<sup>۴</sup> (۱۹۹۳) بودند که برای نخستین بار به تصریح و ارائه مدل انتقال ملایم STR در مطالعات خود پرداختند. شایان ذکر است که مدل مذکور را می‌توان به دو شکل انتقال ملایم نمایی ESTR و انتقال ملایم لجستیک LSTAR به صورت زیر به کار گرفت.

$$y_t = a + \varphi'z_t + \theta'z_t F(s_t) + u_t = a + \{\varphi + \theta F(s_t)\}'z_t + u_t, \quad (1) \\ t = 1, \dots, T$$

- 
1. Transition Variable
  2. Switching Regression Model.
  3. Bacon, D. W. and D.G. Watts, (1971).
  4. Granger, C.W. and T. Teräsvirta (1993).



$$F(s_t) = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(s_t - c)]} \quad \text{LSTR برای تابع}$$

$$F(s_t) = 1 - \frac{1}{\exp[-\gamma(s_t - c)^2]} \quad \text{ESTR برای تابع}$$

که در آن  $y_t$  متغیر وابسته،  $\alpha$  عرض از مبدا و  $z_t$  بردار متغیرهای توضیحی است. در مدل (۱)، ضرایب متغیرهای توضیحی، کمیتی ثابت نبوده و تابعی از متغیر  $s_t$  می‌باشند.  $F(s_t)$  تابع انتقال،  $s_t$ ، متغیر گذار،  $c$  پارامتر موضعی<sup>۱</sup>، و  $\gamma > 0$  پارامتر شیب یا گذار نامیده می‌شوند.  $s_t$  می‌تواند هر یک از متغیرهای الگو ( $z_t$ )، وقفه‌های آن‌ها و یا متغیری خارج از الگو باشد. تصریح فوق نشان می‌دهد که الگو می‌تواند به صورت یک تابع خطی با ضرایبی که به طور تصادفی در طی زمان تغییر می‌کنند<sup>۲</sup>، نیز تفسیر گردد. در مطالعه حاضر چنانچه در ادامه بیان خواهد شد متغیر گذار، لگاریتم مخارج کل خانوار (درآمد)، انتخاب شده است ( $s_t = eqexp_t$ ) به طوری که ضرایب متغیرهای تعیین‌کننده لگاریتم مخارج بهداشتی، خود تابعی از مخارج کل خانوار (یا رژیم مخارج کل) هستند.

برای الگوی LSTR ضرایب  $\varphi + \theta F(s_t)$  به عنوان تابعی از  $s_t$  هنگامی که  $s_t$  از  $-\infty$  به  $+\infty$  حرکت می‌کند به صورت یکنواخت از  $\varphi$  به  $\varphi + \theta$  تغییر می‌کنند. اما برای تابع ESTR، هنگامی که  $s_t$  از  $-\infty$  به سمت  $+\infty$  حرکت می‌کند، ضرایب به صورت متقارن حول نقطه میانی  $c$  از  $\varphi$  به  $\varphi + \theta$  تغییر می‌کنند. لذا مدل LSTR دارای قابلیت مدل‌سازی رفتار متقارن متغیرها می‌باشد. به عنوان مثال این الگو برای توصیف فرآیندهایی که در دوره‌های رونق، رفتاری متفاوت از دوره‌های رکودی دارند و انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت ملایم صورت می‌پذیرد، مدلی قابل اتکاء و مناسب است. از سوی دیگر، مدل ESTR برای شرایطی مناسب است که ضرایب یا فرآیند تعدیل پویا در مقادیر حدی (بالا و پایین)  $s_t$  رفتاری مشابه داشته و فقط در مقادیر میانی رفتاری متفاوت از خود نشان دهند. وقتی که پارامتر شیب  $\gamma = 0$  باشد، تابع گذار  $F(s_t) = 1$  خواهد بود و بنابراین مدل STR تبدیل به یک مدل خطی می‌شود. از سوی دیگر وقتی که  $\gamma \rightarrow \infty$  مدل LSTR به مدل رگرسیونی تغییر وضعیت با دو رژیم گسسته تبدیل می‌شود. در مدل ESTR، اگر  $\gamma \rightarrow \infty$  عملاً به یک الگوی خطی می‌رسیم.

### ۳-۲- آزمون غیرخطی بودن و نوع آن

قبل از تصریح و برآورد یک الگوی غیرخطی به صورت STAR، ابتدا غیرخطی بودن الگو می‌بایست مورد آزمون قرار گیرد. در صورتی که فرض صفر مبنی بر خطی بودن الگو رد شود، باید از بین مدل‌های غیرخطی بالقوه، به انتخاب نوع مدل غیرخطی (LSTR یا ELSTR) پرداخته و

1. Locational Parameter.  
2. Time-Varying parameters.

پارامترهای آن را تخمین زد. برای آزمون فرضیه خطی بودن، بایستی محدودیت  $\gamma = 0$  در الگوی غیرخطی (۱) مورد آزمون قرار گیرد. مشکلی که در اینجا بروز می‌کند آن است که تحت فرضیه صفر  $H_0: \gamma = 0$  ضرایب الگو، قابل شناسایی نخواهند بود. بدین سبب برای آزمون مذکور تقریب تابع انتقال (۱) را بر اساس بسط تیلور به صورت زیر به کار می‌بریم.

$$y_t = c + \beta'_0 z_t + \sum_{j=1}^3 \beta'_j z_t s_t^j + u_t^* \quad , \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

الگوی خطی بر اساس فرضیه صفر  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$  مبتنی بر آماره ضریب لاگرانژ یا نسبت  $F$  آزمون می‌گردد (Terasvirta, 1998: 507). دو روش برای انتخاب متغیر گذار (یعنی متغیری که پارامترهای الگو تحت تأثیر آن تغییر می‌کنند) وجود دارد. روش اول استفاده از تئوری می‌باشد (البته چنانچه خود تئوری در حال آزمون شدن باشد و یا در پی آزمون کردن تئوری‌های رقیب باشیم دیگر نمی‌توان از این روش استفاده کرد). روش دوم برای انتخاب متغیر گذار، استفاده از آزمون‌های آماری است. مطابق پیشنهاد ترسورتا (۱۹۹۸) پس از تخمین مدل با متغیرهای گذار مختلف، هر متغیری که فرض صفر خطی بودن را رد کرد، به عنوان متغیر گذار انتخاب می‌گردد. چنانچه چند متغیر وجود داشته باشند که فرض صفر مذکور را رد کرده باشند، باید از میان متغیرهای گذار بالقوه متغیری برای تخمین الگوی غیرخطی استفاده شود که مقدار  $P$ -Value آزمون را حداقل کند. با توجه به هر دو روش فوق (یعنی هم بر اساس تئوری که بیان‌کننده اثر با اهمیت در آمد یا مخارج کل بر تقاضا یا هزینه‌های بهداشتی است و هم براساس مقدار  $P$ -Value)، متغیر گذار در این مطالعه، مخارج کل در نظر گرفته شده است.<sup>۱</sup> پس از اینکه فرض خطی بودن رد شد و متغیر گذار انتخاب گردید، گام بعدی، انتخاب نوع مدل غیرخطی است. در مدل‌های  $STR$ ، هیچ تئوری اقتصادی صریحی در زمینه انتخاب نوع مدل وجود ندارد. بنابراین انتخاب نوع مدل  $STR$  (از میان دو نوع  $ESTR$  و  $LSTR$ ) باید بر اساس داده‌ها و آزمون‌های آماری باشد. برای این منظور آزمون‌های زیر را مبتنی بر معادله (۲) انجام می‌دهیم:

$$H_{04} : \beta_3 = 0$$

$$H_{03} : \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$$

$$H_{02} : \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$$

اگر  $H_{03}$  رد شود و دو فرضیه دیگر پذیرفته شود، مدل  $ESTR$  انتخاب می‌شود. اگر  $H_{04}$  یا  $H_{02}$  رد شود، مدل به صورت  $LSTR$  می‌باشد. علاوه بر این اگر هر سه فرضیه صفر شوند، با توجه به مقدار  $P$ -Value، قوی‌ترین رد فرضیه صفر را در نظر می‌گیریم. مطابق قاعده پیشنهادی اگر فرضیه  $H_{03}$  به قوی‌ترین شکل رد شود، مدل به صورت  $ESTR$  و در غیر این صورت  $LSTR$  انتخاب می‌شود.

۱. P-value های مربوطه به جهت رعایت اختصار گزارش نگردیده است. جدول این مقادیر در صورت درخواست خوانندگان محترم قابل ارائه خواهد بود.

#### ۴- متغیرها و داده‌های مورد استفاده

در این تحقیق از مخارج بهداشتی معادل سرانه خانوار (eqhexp) بر حسب ریال به عنوان متغیر وابسته استفاده می‌شود (این متغیر از تقسیم مخارج بهداشتی ماهیانه بر بعد معادل خانوار به دست می‌آید). علت آنکه هزینه‌های خانوار را بر بعد معادل خانوار تقسیم کرده‌ایم آن است که با افزایش تعداد اعضای خانوار، هزینه‌ها به طور غیرخطی افزایش می‌یابند. برای مثال اگر هزینه اجاره مسکن برای یک خانوار تک نفره یک میلیون ریال در ماه باشد برای خانوار دو نفره دو میلیون ریال نیست، یعنی با بالا رفتن مقیاس، به دلیل اشتراکی بودن مصرف برخی کالاها و خدمات، هزینه‌ها سرشکن شده و کاهش می‌یابد. مطالعات تجربی روی داده‌های ۵۹ کشور فرمول غیرخطی زیر را به عنوان بعد معادل به جای بعد شمارش خانوار به دست داده است.<sup>۱</sup>

$$eqsize_h = hhsiz_e \beta_h$$

که در آن hhsiz\_e بعد واقعی شمارش خانوار و پارامتر توان  $\beta$  بر اساس تخمین‌های تجربی ۰/۵۶ به دست آمده است. متغیر وابسته به صورت لگاریتمی (با نام leqhexp) در الگو استفاده می‌شود. متغیرهای مستقل به کار رفته در الگو با توجه به میانی نظری و اطلاعات در دسترس به قرار زیر می‌باشند:

lage: (لگاریتم) سن سرپرست خانوار;

Below12: تعداد افراد زیر دوازده سال خانوار;

Employ\_num: تعداد اعضای شاغل خانوار;

incom\_num: تعداد افراد دارای درآمد خانوار;

Insurance: وضعیت بیمه خانوار (که برای خانوارهای بیمه شده مقدار یک و برای خانوارهای بدون بیمه درمانی مقدار صفر را به خود می‌گیرد).

Job\_H: شاغل بودن سرپرست خانوار (که برای خانوارهایی که سرپرست آنان شاغل است مقدار یک و برای سایر خانوارها مقدار صفر را اختیار می‌کند)،

Ur: شهرنشینی (که برای خانوارهای روستایی مقدار صفر و برای خانوارهای شهری مقدار یک را اختیار می‌کند)،

up60\_num: تعداد افراد بالای شصت سال در خانوار،

leqexp: لگاریتم مقدار ریالی هزینه معادل سرانه خانوار به عنوان شاخص رفاه و توان اقتصادی خانوار (حاصل تقسیم هزینه کل ماهیانه بر بعد معادل خانوار).

1. Ke Xu, Mechbal A, Zermadini R, Hanvoravongchai P, Kawabata K, Carrine G.(1998)

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، از طرح نمونه‌گیری هزینه و درآمد خانوار برای ۱۵۰۱۸ خانوار شهری و ۱۶۲۶۵ خانوار روستایی گرفته شده‌اند. واحد آماری، یک خانوار معمولی ساکن در مناطق شهری و روستایی کشور است. زمان آماری برای پرسش‌های مختلف، بر حسب مورد، هفته گذشته، ماه گذشته و دوازده ماه گذشته بوده است. در جدول شماره ۲ پیوست، نمونه مورد مطالعه در این تحقیق به تفکیک استان‌های کشور آورده شده است. لازم به ذکر است که نمونه مورد استفاده در این تحقیق مربوط به سال ۱۳۸۶ می‌باشد.

#### ۵- یافته‌ها

در این قسمت ابتدا یک الگوی ساده خطی برای مخارج بهداشتی به صورت پرداخت از جیب برآورد کرده و سپس به آزمون کفایت خطی بودن الگو می‌پردازیم. چنانچه خطی بودن الگو رد شد، به برآورد الگوی مناسب غیرخطی مبادرت می‌گردد. با توجه به متغیرهای مورد استفاده در پژوهش حاضر، نتایج حاصل از برآورد الگوی خطی در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین الگوی خطی

متغیر توضیحی	عرض از مبدا	below12_num	leqexp	Incom_num	insurance	job_h	up60_num	ur	lage
ضریب برآورد شده	۱۲/۲۸ (۴۲/۰۵)	-۰/۱۳ (-۱۳/۵۲)	۰/۱۳ (۹/۳۵)	-۰/۱۱ (-۱۰/۷۲)	-۰/۱۰ (-۵/۳۴)	-۰/۱۳ (-۵/۴۸)	۰/۰۶ (۳/۱۵)	۰/۲۲ (۱۰/۸۶)	-۰/۱۸ (-۴/۵۶)

منبع: یافته‌های تحقیق

تمام متغیرهای فوق در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشند. همانطور که ملاحظه می‌شود کشش درآمدی مخارج بهداشتی (leqexp) برابر ۰/۱۳ برآورد شده است که به معنای ضروری و کم‌کشش بودن مخارج بهداشتی در ایران می‌باشد. ضریب متغیر تعداد افراد زیر دوازده سال در خانوار (below12\_num) -۰/۱۳ برآورد شده که نشان از رابطه منفی میان این متغیر و مخارج بهداشتی خانوار دارد که به روشنی علت آن به وضعیت مناسب سلامتی خردسالان و نوجوانان در کشور مربوط می‌شود. ضریب متغیر تعداد افراد دارای درآمد در خانواده (incom\_num) و نیز متغیر منعکس‌کننده وضعیت اشتغال سرپرست خانوار (job\_h) منفی (به ترتیب ۰/۱۱- و ۰/۱۳-) برآورد شده است. نتیجه مذکور نشان می‌دهد که اولاً، شاغل بودن نشان از سلامت جسمانی افراد دارد که آن‌ها را قادر به انجام کار می‌سازد و ثانیاً، معمولاً افراد شاغل از نظر روحی نیز در وضعیت مناسب‌تری نسبت به افراد بیکار قرار دارند. لذا این دو عامل می‌توانند توضیحی برای علت کاهش مخارج بهداشتی در چنین خانواری باشد. پر واضح است که بیمه بودن خانوار (insurance)، اثر معکوس بر مخارج بهداشتی (پرداختی از جیب) داشته و مخارج خانوار را کاهش می‌دهد؛ علامت منفی ضریب برآورد شده مؤید این

مطلب است. همچنین برآورد انجام گرفته نشان می‌دهد متغیر شهرنشینی ( $ur$ ) با ضریب  $0.22$  به افزایش مخارج بهداشتی تعدیل شده منجر می‌گردد. تعداد افراد بالای شصت سال در خانوار ( $up60\_num$ ) نیز یکی دیگر از مؤلفه‌های افزایش دهنده مخارج بهداشتی تعدیل شده خانوار به حساب می‌آید. ضریب متغیر سن سرپرست خانوار برخلاف انتظار دارای علامت منفی است. در تصریح غیرخطی خواهیم دید که تأثیر سن بر هزینه‌های بهداشتی خانوار غیرخطی است و علامت آن در تصریح خطی گمراه کننده است. ضریب تعداد افراد شاغل به دلیل معنی دار نبودن در الگو لحاظ نشده است. در ادامه به آزمون کفایت مدل خطی در برابر مدل غیرخطی می‌پردازیم. نتایج این آزمون در جدول (۳) آورده شده است. با توجه به مقدار  $p$ -value به دست آمده، فرضیه  $H_0$  مبنی بر خطی بودن الگو رد می‌شود.

گام بعدی انتخاب نوع الگوی غیرخطی است. با توجه به مقادیر  $p$ -value برای آماره‌های  $F$  (که در جدول ۳ آورده شده است) فرضیه  $H_{02}$  با قدرت بیشتری نسبت به  $H_{03}$  رد می‌شود. در نتیجه مدل  $LSTR$  برای تخمین الگوی غیرخطی انتخاب می‌شود.

جدول (۳): مقادیر  $P$ -Value آزمون خطی مدل به ازاء متغیرگذار مخارج کل تعدیل شده

فرضیه	متغیرگذار
	$eqexp_i$
$H_0$	$0.0085$
$H_{04}$	$0.33$
$H_{03}$	$0.18$
$H_{02}$	$0.03$

منبع: یافته‌های تحقیق

#### تخمین الگو با استفاده از رویکرد LSTAR

تخمین مدل غیرخطی LSTAR به صورت معادله (۱) پس از حذف متغیرهای زاید (بی‌معنی)

منتج به رابطه زیر می‌شود:

$$\begin{aligned}
 leqexp_i = & 13.62 + 0.10lage_i - 0.13below12_i - 0.14employ\_num_i \\
 & (53.25) (1.5) (-12.85) (-2.86) \\
 & - 0.1653incom\_num_i - 0.11insurance_i - 0.24job\_h_i + 0.28ur_i \\
 & (-7.33) (-5.34) (-5.44) (6.39) \\
 & + (-1.17lage_i + 0.11(lage_i)^2 + 0.14employ\_num_i + 0.14leqexp_i + 0.1incom\_num_i \\
 & (-5.66) (3.47) (3.11) (7) \\
 & + 0.24job\_h_i + 0.04up60\_num_i - 0.09ur_i) * ((1 + \exp(-65(leqexp_i - 16.4)))^{-1}) \\
 & (4.32) (1.99) (-1.83)
 \end{aligned}$$

مدل غیرخطی دارای دو رژیم متناظر با سطح پایین درآمد (یا لگاریتم هزینه معادل سرانه خانوار  $leqexp$ ) و سطح بالای درآمد (یا لگاریتم هزینه معادل سرانه خانوار  $leqexp$ ) می‌باشد.

در رژیم پایین هنگامی که  $s_i = \text{leq exp}_i \rightarrow -\infty$  معادله تابع مخارج بهداشتی به صورت زیر خواهد بود (ضرایب  $\varnothing$ ):

$$\begin{aligned} \text{leq exp}_i &= 13.62 + 0.10 \text{lage}_i - 0.13 \text{below } 12_i - 0.14 \text{employ\_num}_i \\ &\quad (53.25) \quad (1.5) \quad (-12.85) \quad (-2.86) \\ &- 0.1653 \text{incom\_num}_i - 0.11 \text{insurance}_i - 0.24 \text{job\_h}_i + 0.28 \text{ur}_i \\ &\quad (-7.33) \quad (-5.34) \quad (-5.44) \quad (6.39) \end{aligned}$$

در مقابل برای سطوح بالای لگاریتم هزینه معادل سرانه خانوار، یعنی زمانی

که  $s_i = \text{leq exp}_i \rightarrow \infty$  مدل غیر خطی به صورت زیر در خواهد آمد:

$$\begin{aligned} \text{leq exp}_i &= 12.45 - 1.07 \text{lage}_i + 0.11 \text{lage}_i^2 - 0.13 \text{below } 12_i + 0.12 \text{leq exp}_i \\ &- 0.064 \text{incom\_num}_i - 0.1067 \text{insurance}_i - 0.09 \text{job\_h}_i \\ &+ 0.073 \text{up } 60\_num_i + 0.22 \text{ur}_i \end{aligned}$$

همان طور که ملاحظه می‌گردد شدت اثرگذاری متغیرهای مؤثر بر مخارج بهداشتی ثابت نبوده و متأثر از درآمد یا هزینه معادل سرانه خانوار است. به عبارت دیگر مخارج بهداشتی خانوارها نسبت به موقعیت درآمد یا مخارج کل (به عنوان متغیرگذار) رفتاری نامتقارن نشان می‌دهد. به طور مثال متغیر UR با ضریب ۰/۲۸ در رژیم پایین (سطوح پایین) مخارج کل بر مخارج بهداشتی اثر می‌گذارد در حالی که در رژیم بالا این عدد به ۰/۲۲ کاسته شده است. سایر ضرایب نیز از نظر علامت، در هر دو رژیم بالا و پایین یکسان بوده و فقط اندازه آن‌ها تغییر یافته است. در رژیم پایین درآمد یا مخارج کل خانوار، این متغیر اثرات معنی‌داری بر روی مخارج بهداشتی خانوار به صورت پرداخت از جیب ندارد. ولی در رژیم درآمد یا هزینه‌های بالا، این ضریب ۰/۱۲ است به این معنی است که هر چه فرد ثروتمندتر می‌شود هزینه‌های پرداخت از جیب بیشتر شده و حساسیت آن به درآمد خانوار افزایش می‌یابد. سایر متغیرها اثرات مورد انتظار را در هر دو رژیم دارند. در رژیم درآمدی پایین، سن سرپرست خانوار با ضریب ۰/۱ اثر مثبت بر مخارج بهداشتی خانوار دارد. در رژیم درآمدی بالا، اثر مذکور به صورت U شکل است به طوری که پس از عبور از یک حد آستانه (یک سن مشخص)، اثر سن مثبت خواهد شد. تعداد افراد زیر دوازده سال در هر دو رژیم درآمدی، با ضریب ۰/۱۳ - مخارج بهداشتی سرانه خانوار به صورت پرداخت از جیب را کاهش می‌دهند. در واقع با توجه به آنکه بهداشت عمومی مانند واکسیناسیون و مراقبت‌های اولیه توسط دولت تأمین مالی می‌شود نتایج مذکور نشان می‌دهد که پرداخت از جیب عمدتاً معطوف به هزینه‌های درمانی برای گروه‌های سنی بالاتر است. شاغل بودن سرپرست خانوار (job\_h)، تعداد افراد شاغل (employ\_num) و دارای درآمد (income\_num) در رژیم درآمدی پایین اثر منفی بر هزینه‌های سرانه بهداشتی (پرداخت از جیب) دارند. علت این امر را چنین می‌توان عنوان کرد که به نظر می‌رسد این افراد فرصت کمتری برای مراجعه به پزشک و بیمارستان برای مراقبت‌های

احتیاطی داشته و به دلیل قرار داشتن در میانسالی (با توجه به اینکه عموماً افراد شاغل در سنین جوانی و میانسالی قرار دارند)، توان مقاومت بیشتری در مقابل بیماری‌ها داشته و تنها در شرایط اضطراری به پزشک مراجعه می‌کنند. در رژیم درآمدی بالا، اثر تعداد افراد شاغل به صفر رسیده و اثر منفی شاغل بودن سرپرست خانوار و تعداد افراد دارای درآمد به طور قابل توجهی کاهش می‌یابد. نتایج مذکور نشان می‌دهد که برای افراد ثروتمند (که مصرف بالایی دارند)، عواملی مانند شاغل بودن و فرصت زمانی کمتر و قدرت جسمی بالاتر تأثیر زیادی بر صرفه‌جویی در هزینه‌های سلامتی آن‌ها ندارد و بالاخره آنکه تعداد افراد بالای شصت سال در خانوار اثر به مراتب بیشتری روی (افزایش) هزینه‌های بهداشتی خانوار در خانوارهای ثروتمند نسبت به خانوارهای فقیرتر دارد. احتمالاً این خانوارها از طریق پس‌انداز و ثروت خود می‌توانند بخش مهمی از این هزینه‌ها را تأمین کنند.

سطحی از (لگاریتم) هزینه معادل خانوار که در آن، گذار بین دو رژیم هزینه‌ای آغاز می‌گردد (یعنی نقطه عطف تغییر سرعت ضرایب در تابع لجستیک) برابر  $16/4$  است. با توجه به پارامتر شیب یا گذار تخمین زده شده  $(\gamma)$ ، سرعت گذار بین دو رژیم مخارج بهداشتی نیز برابر  $65$  می‌باشد.

### نتیجه‌گیری

تأمین سلامت افراد جامعه تضمینی جهت توسعه پایدار کشور است. در این راستا، تخمین تابع مخارج بهداشتی می‌تواند کمک شایانی به تعیین جهت و میزان اثرگذاری عوامل مؤثر بر تقاضای بهداشت خانوارها نماید. در این مقاله تأثیر عواملی مانند مخارج کل معادل سرانه خانوار (به عنوان نماینده‌ای از درآمد دائمی و ثروت)، سن سرپرست خانوار، تعداد افراد زیر دوازده سال و بالای شصت سال، وضعیت بیمه، شهرنشینی و نیز وضعیت اشتغال در خانوار بر هزینه‌های معادل سرانه بهداشتی به صورت پرداخت از جیب در سال  $1386$  برای  $15018$  خانوار شهری و  $16265$  خانوار روستایی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصله نشان می‌دهند که فرضیه خطی بوده معادله مخارج بهداشتی خانوار رد شده و اثر متغیرهای مذکور بر هزینه‌های بهداشتی خانوار، غیرخطی است. در واقع اثر هر یک از عوامل تعیین‌کننده هزینه‌های بهداشتی خانوار ثابت نبوده و خود به سطح کل هزینه‌های خانوار بستگی دارد. در خانوارهای بسیار فقیر (رژیم درآمدی یا هزینه‌ای پایین) رابطه هزینه‌های بهداشتی پرداخت شده از جیب و هزینه (درآمد) کل ضعیف می‌باشد. اما در رژیم درآمدی بالا، این اثر به  $0/12$  افزایش می‌یابد. لذا در گروه‌های درآمدی بالا، پرداخت از جیب نقش و اهمیت بیشتری در تأمین هزینه‌های بهداشتی خانوار ایفا می‌کند. شهرنشینی مخارج بهداشتی پرداختی از جیب را به طور متوسط بین  $22$  تا  $28$  درصد افزایش می‌دهد. اثر سایر عوامل بر هزینه‌های بهداشتی پرداخت شده از جیب خانوار، به شدت وابسته به موقعیت اقتصادی خانوار است.

تعداد افراد بالای شصت سال، مطابق انتظار هزینه‌های پرداخت از جیب برای بهداشت خانوار را افزایش می‌دهد. اما میزان افزایش این هزینه‌ها در خانوارهای ثروتمند به مراتب بالاتر از خانوارهای فقیر است (این رابطه در خانوارهای فقیر معنی‌دار نیست). فقرا توانایی لازم برای محافظت از سلامتی خود را ندارند. تعداد شاغلین و یا تعداد افراد دارای درآمد خانوار که نشان دهنده سن پایین‌تر و توانایی جسمی قوی‌تر هستند هزینه‌های بهداشتی در خانوارهای فقیر را به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌دهند اما اثر ناچیزی بر هزینه‌های بهداشتی خانوارهای ثروتمند دارند. با توجه به نتایج به دست آمده، عدم توجه به موقعیت و آسیب‌پذیری افراد در دهک‌های مختلف درآمدی، جهت برخورداری از مراقبت‌های بهداشتی به ویژه در گروه‌های درآمدی پایین، هزینه‌های اجتماعی بالایی را بر حسب نابرابری و فقر در حوزه سلامت به جامعه تحمیل خواهد کرد. لذا به منظور کاهش هزینه‌های مذکور، گسترش نظام تأمین اجتماعی و نیز افزایش کارایی آن در جهت تأمین هر چه بیشتر هزینه‌های بهداشتی به خصوص برای خانوارهای فقیرتر گام مهمی است که می‌بایست در جهت تأمین عدالت در حوزه سلامت و افزایش رفاه جامعه در کشور برداشته شود.

پیوست: تعداد مشاهدات به تفکیک استان‌های مورد مطالعه و مناطق شهری و روستایی در آن‌ها

۱۳۸۶		استان	۱۳۸۶		استان
شهر	روستا		شهر	روستا	
۳۸۰	۶۱۵	کردستان	۴۵۰	۶۰۰	آذربایجان شرقی
۵۶۰	۵۴۵	کرمان	۴۶۰	۴۰۰	آذربایجان غربی
۵۳۰	۴۵۰	کرمانشاه	۵۴۰	۴۳۵	اردبیل
۳۹۰	۶۰۰	کهگیلویه و بویر احمد	۵۴۰	۷۰۰	اصفهان
۵۶۰	۷۰۰	گلستان	۴۲۰	۳۸۰	ایلام
۴۶۵	۵۲۰	گیلان	۴۰۰	۵۸۰	بوشهر
۳۵۰	۴۳۰	لرستان	۱۷۰۰	۵۹۵	تهران
۵۰۰	۵۲۰	مازندران	۳۷۰	۴۳۰	چهارمحال و بختیاری
۴۴۵	۶۸۰	مرکزی	-	-	خراسان
۵۵۸	۵۶۰	هرمزگان	۵۵۰	۵۴۵	خوزستان
۴۴۵	۵۷۰	همدان	۴۰۰	۵۰۰	زنجان
۴۰۰	۵۷۰	یزد	۳۵۰	۴۵۰	سمنان
۵۱۰	۵۹۵	خراسان رضوی	۶۸۰	۶۰۰	سیستان و بلوچستان
۴۲۰	۵۰۰	خراسان شمالی	۴۸۵	۵۰۰	فارس
۴۸۰	۶۵۵	خراسان جنوبی	۳۵۰	۴۵۰	قزوین
۱۵۰۱۸	۱۶۲۶۵	جمع	۳۳۰	۵۹۰	قم



## منابع

### الف - فارسی

۱. احمدی، علی محمد؛ محمد غفاری، حسن؛ عمادی، جواد؛ «رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با سلامت در ایران»، فصلنامه رفاه اقتصادی، ۱۳۸۹، شماره ۳۹.
۲. شکیبایی، علیرضا؛ حری، حمیدرضا؛ ایرانی کرمانی، فاطمه؛ «برآورد کشش‌های تقاضای خدمات درمانی با استفاده از مدل سیستم تقریباً ایده آل (AIDS)»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۵، شماره ۲۷.
۳. بهشتی، محمدباقر؛ سجودی، سکینه؛ «تحلیل تجربی رابطه بین مخارج بهداشتی و تولید ناخالص داخلی در ایران»، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، ۱۳۸۶، شماره ۴.
۴. مجتهد، احمد؛ جوادی پور، سعید؛ «بررسی آثار مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی (مطالعه موردی کشورهای در حال توسعه)»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران، ۱۳۸۳، شماره ۱۹.
۵. مهرآرا، محسن؛ سرخوش، اکبر؛ «آثار غیرخطی متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد اقتصادی با تأکید بر نرخ ارز (مورد ایران)»، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۹، شماره ۹۳.
۶. مهرآرا، محسن؛ فضائلی، علی اکبر؛ فضایی، امیر عباس؛ «بررسی برابری در تأمین مالی هزینه‌های سلامت خانوارهای ایرانی»، فصلنامه مدیریت سلامت، ۱۳۸۹، شماره ۴۰.
۷. مهرآرا، محسن؛ فضایی، علی اکبر؛ «رابطه هزینه‌های سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا(منا)»، فصلنامه مدیریت سلامت، ۱۳۸۸، شماره ۳۵.
۸. هادیان، محمد؛ شجاعی، سعید؛ رجب‌زاده، داوود؛ «اثر مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی کشور ایران طی سال‌های ۸۳-۱۳۵۸»، فصلنامه مدیریت سلامت، ۱۳۸۵، شماره ۲۴.

### ب - لاتین

9. Alenka Kavkler, Peter Mikek, Bernhard Böhm, Darja Borsic; 2000, *NONLINEAR ECONOMETRIC MODELS: THE SMOOTH TRANSITION REGRESSION APPROACH*.
10. Atella V., Marini G; 2007, "Is health care expenditure really a luxury good? A reassessment and new evidence based on OECD data", forthcoming in Rivista di Politica Economica.
11. Blomqvist, A.G., Carter, R.A.L; 1997, "Is health care really a luxury?", Journal of Health Economics 16 (2), 207-229.
12. Breyer, F, and S Felder; 2006, "Life Expectancy and Health Care Expenditures: A new Calculation for Germany using the Costs of Dying", Health Policy, 75(2):178-186.
13. Clemente, J., Marcuello, C., Montañés, A., Pueyo, F; 2004, "On the international stability of health care expenditure functions: are government and private functions similar?", Journal of Health Economics 23, 589-613.
14. Elo, I.T. and Preston, S.H; 1996, "Educational Differentials in Mortality: United States 1979-85", Social Science Medicine, Vol. 42, pp. 47-57.
15. Felder, S., Meier, M., Schmitt, H; 2000, "Health care expenditure in the last months of life", Journal of Health Economics 19, 679-695.
16. Gerdtham, U.-G., Lothgren, M; 2000, "On stationarity and cointegration of international health expenditure and GDP", Journal of Health Economics 19 (4), 461-475.

17. Gerdtam, U.G., Sogaard, J., Andersson, F., Jonsson, B; 1992, "**An econometric analysis of health care expenditure: a cross-section study of the OECD countries**", Journal of Health Economics 11, 63.
18. Hansen, P., King, A; 1996, "**The determinants of health care expenditure: a cointegration approach**", Journal of Health Economics 15 (1), 127-137.
19. Hitiris, T., Posnett, J; 1992, "**The determinants and effects of health expenditure in developed countries**", Journal of Health Economics 11 (2), 173-181.
20. Ke Xu, Mechbal A, Zermadini R, Hanvoravongchai P, Kawabata K, Carrine G; 2001, "**Determinates of catastrophic Health paments**", Geneva: WHO.
21. Kleiman, E; 1974, "**The determinants of national outlays on health. In: Perlman**", M. (Ed.), The Economics of Health and Medical Care. Macmillan, London.
22. Kleiman, E; 1974, "**The determinants of national outlays on health**", In: Perlman, M. (Ed.), The Economics of Health and Medical Care. Macmillan, London.
23. Leu, R.E; 1986, "**The public-private mix and international health care costs**", In: Culyer, A.J, Jönsson, B. (Eds.), Public and Private Health Care Services: Complementarities and Conflicts. Basil Blackwell, Oxford.
24. McCoskey, S.K., Selden, T.M; 1998, "**Health care expenditures and GDP: panel data unit root test results**", Journal of Health Economics 17 (3), 369-376.
25. McIntyre, D., Thiede, M., Dahlgren, G. & Whitehead, M; 2006, "**What are the economic consequences for households of illness and of paying for health care in developing country contexts?**", Social Science and Medicine, 62, 858-865.
26. Mitra, S, Findley, P, & Sambamoorthi, U; 2009, "**Healthcare expenditures of living with a disability: Total expenditures, out of pocket expenses and burden**", 1996-2004. Archives of Physical Medicine and Rehabilitation, 90, 1532-1540.
27. Muurinen, Jaana-Marja; 1982, "**Demand for health: A generalized Grossman Model**", Journal of Health Economics 1, 5-28.
28. Newhouse, J.P; 1977, "**Medical-care expenditure: a cross-national survey**", Journal of Human Resources 12 (1), 115-125.
29. Okunade, A. and V. Murthy; 2002, "**Technology as a 'major driver' of health care costs: a cointegration analysis of the Newhouse conjecture**", Journal of Health Economics 21 (1), 147-159.
30. Parkin, D., McGuire, A., Yule, B; 1987, "**Aggregate health care expenditures and national income: is health care a luxury good?**", Journal of Health Economics 6 (2), 109-127.
31. Philip Hans Franses ,Dick van Dijk; 2000, *non linear time series models in empirical finance*, combridge university press.
32. Roberts, J; 1999, "**Sensitivity of elasticity estimates for OECD health care spending: analysis of a dynamic heterogeneous data field**", Health Economics 8 (5), 459-472.
33. Ter asvirta, T; 1998, "**Modeling economic relationships with smooth transition regressions**", In A. Ullah & D. E. Giles (eds.), Handbook of Applied Economic Statistics, Dekker, New York, pp. 507-552.
34. Tosetti, E., Moscone, F; 2007, "**Health expenditure and income in the United States**", University of Leicester, Working Paper No. 07/14.
35. Wanless, D; 2001, "**Securing our future health: taking a long-term view. Interim Report**", HM Treasury, London.
36. Zweifel, P., and F. Breyer; 1997, *Health Economics*, Oxford University Press, New York.