

Estimating the income elasticity of health expenditure fluctuations in urban and rural households in Iranian provinces¹

Sadat Tahai E.², Nikrawan A.³, Riahi L.⁴

Abstract

Introduction and Background: Estimating the income elasticity of health expenditures is of particular importance in the health sector. Previous studies have been conducted assuming model reliability; ignoring the issue of model uncertainty can lead to inefficiency in estimating parameters. In this regard, the aim of the present study is to estimate the fluctuations in income elasticity of health expenditures of urban and rural households in Iranian provinces.

Method: The present study is an applied and post-event research, considering the results. The data are taken from the databases of the Ministry of Health and the Statistical Center of Iran between 1370 and 1400. Linear regression test and stata software were used to analyze the data.

Findings: The findings showed that the coefficient in the Log GDP variable is 0.24455, for the PCH variable is 0.32467, for the Log government HE variable is 0.21455, for the Log OOP variable is 0.18872, for the Log Pop O variable is 0.45394, for the Log Pop C variable is 0.338784, for the Log Life Exp variable is 0.218233, and for the Log infant mortality variable is 0.328733 for the high-income provinces, which shows that these variables have an effect on health spending and this effect is also greater in low-income provinces.

Conclusion: The results showed that the income elasticity of health goods in Iran is between zero and one, the income elasticity of health goods in high-income provinces is between zero and one, and the income elasticity of health goods in low-income provinces is greater than one.

Keywords: Income elasticity, health spending, urban and rural households.

1- **Cite this article:** Sadat Tahai, Elmir; Nikrawan, Anisesh; Riahi, Leila (2026). Estimating the income elasticity of health expenditure fluctuations in urban and rural households in Iranian provinces. *Health Management*, 17(1): 1-12.

2- Master's degree, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

3- Assistant Professor of Health Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (Corresponding Author), anisnikravan@gmail.com

4- Associate Professor, Department of Health Services Management, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

برآورد نوسانات کشش درآمدی مخارج سلامت در خانوارهای شهری و روستایی استان‌های ایران^۱

المیراسادات طاهانی^۲ / انیسه نیک روان^۳ / لیلا ریاحی^۴

چکیده

مقدمه و زمینه: برآورد کشش درآمدی مخارج سلامت در حوزه سلامت، اهمیت خاصی دارد. مطالعات گذشته با فرض اطمینان مدل انجام شده است؛ بی‌توجهی به مسئله ناعلمیانی مدل، می‌تواند منجر به کارایی نداشتن در برآورد پارامترها شود. در این راستا هدف پژوهش حاضر برآورد نوسانات کشش درآمدی مخارج سلامت خانوارهای شهری و روستایی استان‌های ایران می‌باشد. **روش:** پژوهش حاضر با توجه به نتیجه جزء پژوهش‌های کاربردی و از نوع پس رویدادی است. داده‌ها برگرفته از بانک‌های اطلاعاتی وزارت بهداشت و درمان و مرکز آمار ایران بین سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ است. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها از آزمون رگرسیون خطی و نرم افزار stata استفاده شد.

یافته‌ها: یافته‌ها نشان داد در ضریب در متغیر Log GDP ۰,۲۴۴۵۵، برای متغیر PCH ۰,۳۲۴۶۷، برای متغیر Log government HE ۰,۲۱۴۵۵، برای متغیر Log OOP ۰,۱۸۸۷۲، برای متغیر Log Pop O ۰,۴۵۳۹۴، برای متغیر Log Pop C ۰,۳۳۸۷۸۴، برای متغیر Log Life Exp ۰,۲۱۸۲۳۳ و برای متغیر Log infant mortality ۰,۳۲۸۷۳۳، جهت استان‌های با درآمد بالا است که نشان می‌دهد این متغیرها بر روی مخارج سلامت تاثیر دارند و همچنین این تاثیر در استان‌های با درآمد پایین بیشتر است.

نتیجه‌گیری: نتایج نشان داد کشش درآمدی کالای سلامت در ایران بین صفر و یک است، کشش درآمدی کالای سلامت در استان‌های با درآمد بالا بین صفر و یک می‌باشد و کشش درآمدی کالای سلامت در استان‌های با درآمد پایین بزرگتر از یک می‌باشد.

کلید واژه‌ها: کشش درآمدی، مخارج سلامت، خانوارهای شهری و روستایی.

۱- استناد به این مقاله: طاهانی، المیراسادات؛ نیک روان، انیسه؛ ریاحی، لیلا (۱۴۰۵). برآورد نوسانات کشش درآمدی مخارج سلامت در خانوارهای شهری و روستایی استان‌های ایران. مدیریت بهداشت و درمان، ۱۷(۱): ۱-۱۲.

۲- کارشناسی ارشد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

۳- استادیار اقتصاد سلامت، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، (نویسنده مسئول)، پست الکترونیک:

anisnikravan@gmail.com

۴- دانشیار گروه مدیریت خدمات بهداشتی و درمانی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

مقدمه

مخارج سلامت است [۵-۶] بین استان‌های مختلف ایران با استفاده از مدل پانل دیتا می‌باشد. هر چند مطالعات متعددی نظیر گل خندان [۷] و یحیوی و همکاران [۸] در خصوص برآورد نوسانات کشش درآمدی مخارج سلامت در ایران وجود دارد، اما مدل استفاده شده در مطالعه گل خندان [۹] به صورت برآورد ۴۰ هزار رگرسیون و میانگین گیری بیزی است، در صورتیکه در این مطالعه از مدل پانل دیتا استفاده می‌کنیم و در مطالعه یحیوی و همکاران [۹] رابطه وجود سالمند با هزینه‌های سلامت بررسی شده است که متغیرهای مورد بررسی محدود می‌باشند در صورتیکه در این مطالعه رابطه بین رشد هزینه‌های سرانه مراقبت بهداشتی و تولید ناخالص داخلی را با در نظر گرفتن دولت، سهم پرداخت از جیب، درصد جمعیت افراد بالای ۶۵ سال و درصد کودکان زیر ۵ سال و میانگین امید به زندگی و مرگ و میر نوزادان را بررسی می‌کنیم [۱۰]. در اغلب تحقیقات قبلی کشش درآمدی مخارج سلامت به صورت کلی برای کل کشور مورد بررسی قرار گرفته است، این در حالی است که باید با توجه به سرانه درآمد هر جامعه به بررسی کشش مخارج سلامت پرداخت تا بتوان ضمن برآورد دقیق برای هر جامعه، سیاست‌های متناسب با آن را در خصوص سلامت تدوین نمود، در غیر این صورت سیاست‌های تدوین شده با شرایط هر جامعه متناسب نبوده و کارایی لازم را جهت حل مسائل نخواهد داشت. با توجه به توضیحات مذکور، هدف اصلی این تحقیق تعیین کشش درآمدی مخارج سلامت در ایران است.

روش‌شناسی

تحقیق حاضر با توجه به اهدافی که دارد جزء تحقیقات کاربردی است و از نظر فرایند انجام جزء تحقیقات توصیفی از نوع پس رویدادی است. پارادیم پژوهش از نوع پارادایم اثبات‌گرایی است، چرا که مبتنی بر داده‌های واقعی و تجربی می‌باشد. جامعه آماری این مطالعه کشور ایران است و برگرفته از نتایج طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی

اهمیت بهداشت به عنوان یک حق اساسی برای زندگی هر کس پوشیده نیست. بهداشت در واقع نوعی توانمندی است که به زندگی انسان ارزش می‌بخشد به عبارتی سلامتی ثروت است در حقیقت خصوصیات کیفی انسان نوعی سرمایه محسوب می‌شود. زیرا این خصوصیات می‌تواند موجب بهره‌وری و تولید بیشتر و ایجاد درآمد و رفاه بیشتر گردد. برآورد کشش درآمدی مخارج سلامت در تعیین سیاست‌های اتخاذی در حوزه سلامت، اهمیت خاصی دارد [۱]. مطالعات گذشته در این زمینه با فرض اطمینان مدل (ایستا بودن شرایط) انجام شده است؛ در حالی که بی‌توجهی به مسئله نااطمینانی مدل (تجربی بودن و واقعی بودن مسئله) می‌تواند منجر به تورش و کارایی نداشتن در برآورد پارامترها شود که نتیجه آن پیش بینی‌های نامناسب و استنتاج آماری نادرست است. یکی از چالش‌های اساسی حوزه اقتصاد سلامت، شناسایی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت است. تولید ناخالص داخلی سرانه، درآمد خانوار، بار تکفل، نسبت هزینه‌های مراقبت‌های بهداشت عمومی به خصوصی، تعداد پزشکان، نرخ مشارکت نیروی کار زنان، نرخ شهرنشینی و سایر عوامل غیراقتصادی از جمله عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت است [۲] افزایش هزینه‌های نظام سلامت، انگیزه‌ای را برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان بخش سلامت ایجاد کرده است که به بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت و تعیین میزان تأثیر هرکدام از این عوامل بپردازند. یکی از مهم‌ترین این عوامل، درآمد است [۳]. در کشش درآمدی مخارج سلامت بزرگ‌تر از ۱، بخش خدمات سلامت نیز باید همچون دیگر کالاها و خدمات اقتصادی در نظر گرفته شود و تعادل در این زمینه به نیروهای بازار واگذار شود. در مقابل، در کشش درآمدی مخارج سلامت کوچک‌تر از ۱، دخالت بیش‌ازپیش دولت در تأمین مالی خدمات ارائه‌شده از سوی حوزه سلامت، ضروری است [۴]. با توجه به مطالعات صورت گرفته به نظر می‌رسد که این مطالعه مفهومی نسبتاً جدید در بررسی کشش درآمدی

استان های ایران طی سال های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ از نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی می باشند. روش نمونه به صورت سرشماری کل است. شرایط ورود اطلاعات به مطالعه در دسترس بودن داده های کامل هر نمونه و شرایط خروج ناقص بودن داده های هر نمونه اماری می باشد. سال پایه ۱۳۹۹ در نظر گرفته شده است و تورم زدایی شده است. جهت بررسی روایی و پایایی داده ها به مقایسه داده های تحقیق در چندین بانک اطلاعاتی معتبر و مشابه نظیر مرکز آمار ایران و وزارت بهداشت پرداخته شده است. مدل رگرسیونی تحقیق را می توان با معادله رگرسیون زیر تعریف کرد:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \Delta \beta_i X_{it} + \delta t + u_{it}$$

که در آن y_{it} مخارج سلامت سرانه در سراسر استان ها (۱، ۲، ۳ ... ۱۰ و برای استان های با درآمد پایین و ۱ ... ۲۱ برای کشورهای با درآمد بالا) و در طول زمان (۱، ۲، ۳) را نشان می دهد. X_{it} شامل در آمد، سهم مخارج بهداشتی دولت به عنوان درصدی از کل هزینه های بهداشتی، سهم پرداخت از جیب برای بررسی نقش حمایت مالی، درصد جمعیت سالمند که ۶۵ سال سن یا بزرگ تر هستند، درصد کودکان زیر ۵ سال، متوسط امید به زندگی و مرگ و میر نوزادان می باشد. A_i برای جدا سازی استان ها است. δt اثرات ثابت زمانی است و عبارت u_{it} میزان خطا را نشان می دهد.

جدول ۱- متغیرهای تحقیق و نحوه اندازه گیری آنها

Table 1- Research variables and how they were measured

ردیف	نام	نحوه اندازه گیری	نقش در مدل
۱	Log GDP	لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه (درآمد سرانه)	مستقل
۲	PCH	سرانه مخارج سلامت	وابسته
۳	Log GHE	سهم مخارج بهداشتی دولت به عنوان درصدی از کل هزینه های بهداشتی	کنترل
۴	Log OOP	سهم پرداخت از جیب برای بررسی نقش حمایت مالی	کنترل
۵	Log Pop	درصد جمعیت سالمند که ۶۵ سال سن یا بزرگ تر هستند	کنترل
۶	Log Pop	درصد کودکان زیر ۵ سال	کنترل
۷	Log Life Exp	متوسط امید به زندگی (افراد یک جامعه به طور میانگین چقدر عمر می کنند)	کنترل
۸	Log infant mortality	مرگ و میر نوزادان	کنترل

مرکز آمار ایران مسئولیت اصلی تهیه محصول ناخالص داخلی استان و محصول ناخالص داخلی شهرستان ها را به عهده دارد (محصول ناخالص داخلی استان و شهرستان با نامهای حساب تولید استان، حساب تولید شهرستان، حساب ارزش افزوده شهرستان نیز شناخته می شود) هر چه تولید ناخالص داخلی بیشتر باشد به نوعی می توان گفت که آن اقتصاد بزرگ تر و قوی تر است. طبق گزارشات این مرکز استانی که GDP آن کمتر از یک درصد GDP کل کشور بوده است و دلیل سطح تولید ناخالص داخلی پایین که باعث ایجاد شکاف بین درآمد و هزینه خانوارها است و به نوعی هزینه های خانوار بیشتر از درآمد است، استان های با درآمد پایین شناخته می شوند [۱۱]. برخی متغیرها به

صورت لگاریتم طبیعی خود در نظر گرفته می شوند. علت لگاریتم گرفتن از برخی متغیرهای تحقیق کاهش چولگی مثبت داده ها، کاهش اثر داده های پرت و همچنین به برقراری فروض کلاسیک است [۱۲]. اثر ثابت و تصادفی- هاسمن امکان عدم ثبات و هم انباشتگی درآمد، مخارج بهداشتی و متغیرهای توضیحی مرتبط مورد تاکید قرار می گیرد. براساس آزمون های ریشه واحد و آزمون همبستگی سریال، هاسمن و ضریب لاگرانژ Breusch - Pagan داده ها تجزیه و خواهند شد. تمام تحلیل های آماری با استفاده از stata انجام می گردد.

یافته‌ها

تحقیق پرداخته شده است که نتایج به شرح جدول ۲

است.

در این بخش به ارایه یافته‌های توصیفی متغیرهای

جدول ۲- یافته‌های توصیفی متغیرها

Table 2- Descriptive findings of variables

infant mortality	Life Exp	Pop C	Pop O	OOP	GHE	PCH	GDP	نام استان ها	تعداد استان ها
استان‌های با درآمد بالا									
۳۲.۲	۸۹.۶۷	۰۵.۰	۱۸.۰	۲۱۳۴	۲۱.۰	۸.۳۳۴۶۷	۲.۱	با درآمد بالا	کمترین
۹۱.۸	۶۳.۷۵	۱۲.۰	۳۲.۰	۴۵۶۵	۵۹.۰	۹.۸۷۷۵۵	۱.۲۳		بیشترین
۳۲.۲	۸۹.۶۷	۰۶.۰	۲۲.۰	۲۵۴۶	۶۴.۰	۵.۵۶۷۶۸	۲.۴	آذربایجان شرقی	۱
۷۷.۲	۲۱.۷۰	۰۹.۰	۲۸.۰	۳۲۴۵	۲۵.۰	۲.۳۴۵۶۵	۳	آذربایجان غربی	۲
۶۸.۳	۳۴.۷۲	۰۵.۰	۳۰.۰	۲۱۶۷	۵۹.۰	۹.۷۸۷۹۴	۵.۳	اردبیل	۳
۵۵.۴	۳۹.۷۲	۱۰.۰	۳۲.۰	۴۲۵۴	۵۰.۰	۵.۵۶۷۶۵	۷.۷	اصفهان	۴
۳۴.۲	۷۸.۷۱	۱۱.۰	۲۹.۰	۲۱۳۴	۲۱.۰	۲.۴۵۴۶۵	۸.۵	البرز	۵
۵۵.۴	۳۶.۷۰	۰۷.۰	۲۸.۰	۳۲۴۵	۳۷.۰	۸.۳۸۷۴۵	۶.۲	ایلام	۶
۹۸.۵	۷۶.۶۹	۱۲.۰	۲۱.۰	۲۲۱۱	۴۲.۰	۳.۶۵۷۶۷	۷	بوشهر	۷
۹۱.۸	۶۱.۷۰	۱۰.۰	۲۹.۰	۴۵۶۵	۳۲.۰	۶.۷۶۷۶۷	۱.۲۳	تهران	۸
۴۹.۳	۵۴.۷۰	۰۸.۰	۱۸.۰	۲۱۳۴	۲۹.۰	۲.۳۸۷۴۵	۵.۳	گلستان	۹
۴۴.۳	۴۳.۷۳	۰۹.۰	۲۰.۰	۴۲۵۳	۳۲.۰	۳.۳۸۷۴۵	۷.۲	گیلان	۱۰
۵۵.۶	۸۷.۶۹	۱۰.۰	۳۱.۰	۳۲۴۴	۵۸.۰	۶.۴۳۹۸۴	۵.۲	لرستان	۱۱
۲۳.۳	۸۸.۶۷	۱۱.۰	۲۸.۰	۳۶۵۵	۴۲.۰	۷.۳۹۸۴۵	۴.۳	مازندران	۱۲
۳۳.۲	۵۰.۷۶	۰۵.۰	۳۰.۰	۲۳۴۵	۳۳.۰	۸.۶۵۴۵۳	۳.۸	خوزستان	۱۳
۳۹.۵	۴۳.۷۳	۱۱.۰	۲۴.۰	۴۲۵۴	۲۸.۰	۷.۶۸۵۶۵	۳	زنجان	۱۴
۵۶.۴	۳۴.۷۲	۰۸.۰	۲۲.۰	۲۱۳۳	۴۰.۰	۹.۸۷۷۵۵	۲.۱	مرکزی	۱۵
۴۰.۳	۳۴.۷۷	۱۱.۰	۲۸.۰	۳۲۴۵	۴۳.۰	۸.۲۱۹۸۲	۸.۱	هرمزگان	۱۶
۶۶.۳	۳۴.۷۲	۱۰.۰	۱۸.۰	۳۴۲۴	۵۰.۰	۴.۴۸۷۵۶	۴.۲	فارس	۱۷
۵۴.۴	۸۷.۶۹	۱۲.۰	۲۶.۰	۳۲۴۳	۲۱.۰	۶.۴۸۷۵۴	۹.۱	قزوین	۱۸
۶۸.۳	۴۳.۷۵	۰۸.۰	۳۱.۰	۴۳۴۳	۶۰.۰	۷.۳۸۷۴۵	۸.۱	قم	۱۹
۴۴.۳	۶۳.۷۵	۰۸.۰	۲۱.۰	۲۱۳۴	۵۴.۰	۶.۵۶۷۶۴	۷.۱	همدان	۲۰
۷۷.۲	۴۴.۷۳	۰۷.۰	۱۹.۰	۳۴۳۳	۲۱.۰	۵.۴۸۷۵۴	۲.۱	یزد	۲۱
استان‌های با درآمد پایین									
۱۰.۲	۵۶.۶۷	۰۷.۰	۱۸.۰	۱۲۹۸	۲۱.۰	۶.۱۲۸۲۳	۶.۰	با درآمد پایین	کمترین
۴۴.۶	۵۰.۷۶	۱۴.۰	۲۸.۰	۵۰۹۴	۷۴.۰	۷.۲۱۹۸۲۳	۹.۰		بیشترین
۱۰.۲	۵۴.۷۰	۱۱.۰	۲۸.۰	۴۱۳۷	۴۹.۰	۶.۲۳۷۸۲	۹.۰	کرمانشاه	۲۲
۳۸.۲	۳۴.۷۲	۱۲.۰	۲۱.۰	۵۰۹۴	۲۱.۰	۲.۱۵۷۶۴	۸.۰	کهگیلویه و بویر احمد	۲۳
۶۶.۵	۵۶.۶۷	۱۲.۰	۲۷.۰	۲۱۲۸	۵۰.۰	۷.۴۷۶۳۴	۶.۰	چهارمحال بختیاری	۲۴
۴۵.۳	۴۵.۷۳	۱۴.۰	۲۵.۰	۱۲۹۸	۵۵.۰	۶.۱۲۸۲۳	۸.۰	خراسان جنوبی	۲۵
۴۹.۵	۱۹.۷۲	۰۹.۰	۱۸.۰	۱۸۹۱	۴۸.۰	۶.۱۲۹۷۸	۹.۰	خراسان رضوی	۲۶
۵۴.۴	۲۰.۷۱	۰۸.۰	۲۶.۰	۱۸۷۱	۷۴.۰	۵.۱۲۷۸۳	۷.۰	خراسان شمالی	۲۷
۴۴.۶	۱۹.۷۲	۰۹.۰	۲۲.۰	۳۳۹۸	۲۳.۰	۸.۱۲۷۳۱	۶.۰	سمنان	۲۸
۵۴.۴	۵۰.۷۶	۰۷.۰	۱۹.۰	۴۳۹۸	۳۳.۰	۸.۱۶۸۷۵	۶.۰	سیستان	۲۹
۳۴.۲	۸۴.۶۹	۱۲.۰	۲۰.۰	۴۳۹۸	۲۷.۰	۷.۱۴۸۷۵۴	۹.۰	کردستان	۳۰
۹۶.۳	۳۸.۷۱	۰۹.۰	۲۷.۰	۲۵۶۷	۲۱.۰	۷.۲۱۹۸۲۳	۹.۰	کرمان	۳۱

یکی از فروض رگرسیون خطی اینست که تمامی جملات پسماند دارای واریانس برابر هستند. در عمل این فرض چندان صادق نیست و در بسیاری از نمونه‌ها به دلایل مختلفی از قبیل شکل نادرست تابع مدل، وجود نقاط پرت، شکست ساختاری در جامعه آماری، یادگیری در طی زمان و . . شاهد پدیده واریانس ناهمسانی هستیم. برای بررسی این مشکل آزمون‌هایی از قبیل آزمون بروش پاگان، پسران اسکالد، بیس

اسکالد و آزمون پسران توسط اقتصاددانان مختلف معرفی شده است. با در نظر گرفتن این مسئله که داده‌های مورد استفاده در پژوهش داده‌های تابلویی می‌باشد قبل از هر آزمونی در ابتدا لازم است آزمون وابستگی مقاطع برای مشخص شدن وابستگی مقطعی انجام شود. بر مبنای نتایج این آزمون همه متغیرها دارای وابستگی مقطعی می‌باشند چون سطوح معناداری کمتر از ۰.۰۵ است

جدول ۳- نتایج آزمون‌های وابستگی بین مقاطع

Table 3- Results of the dependence tests between sections

نتیجه	پسران CD	بیس اسکالد LM	پسران اسکالد LM	بروش پاگان LM	متغیر
دارای وابستگی مقطعی	۰/۵۴۶۵ (۰/۰۰۰۰)	۲۵/۴۵۴۵ (۰/۰۰۰۰)	۲۳/۱۷۸۷ (۰/۰۰۰۰)	۶۵۷۶/۱۲۱۳ (۰/۰۰۰۰)	Log GDP
دارای وابستگی مقطعی	۲۱/۶۵۶۶ (۰/۰۰۰۰)	۲۷۸/۲۳۲ (۰/۰۰۰۰)	۱۲/۲۳۱۳ (۰/۰۰۰۰)	۱۲۶۵/۴۳۰۵ (۰/۰۰۰۰)	PCH
دارای وابستگی مقطعی	۲۱۱/۱۷۸ (۰/۰۰۰۰)	۱۲۱/۲۷۸ (۰/۰۰۰۰)	۲۶۵/۲۱۲ (۰/۰۰۰۰)	۳۴۳۳/۲۷۷۰ (۰/۰۰۰۰)	Log government HE
دارای وابستگی مقطعی	۲۱/۴۳۵۵ (۰/۰۰۰۰)	۱۰/۲۷۶۷ (۰/۰۰۰۰)	۱۱/۵۶۵۵ (۰/۰۰۰۰)	۱۱۲۶/۵۴۵۵ (۰/۰۰۰۰)	Log OOP
دارای وابستگی مقطعی	۱۷۹/۳۲۴۴ (۰/۰۰۰۰)	۲۶۸/۲۳۲۲ (۰/۰۰۰۰)	۱۴۹/۲۱۳۳ (۰/۰۰۰۰)	۱۳۵/۴۳۳۵ (۰/۰۰۰۰)	Log Pop O
دارای وابستگی مقطعی	۱۸/۲۳۲۲ (۰/۰۰۰۰)	۲۰/۶۵۷۷ (۰/۰۰۰۰)	۱۲/۵۶۷۷ (۰/۰۰۰۰)	۳۲۴۴/۶۵۶۶ (۰/۰۰۰۰)	Log Pop C
دارای وابستگی مقطعی	۲۲/۶۵۷۷ (۰/۰۰۰۰)	۲۱/۴۵۴۴ (۰/۰۰۰۰)	۱۱/۴۳۳۵ (۰/۰۰۰۰)	۲۳۶/۵۶۵۶ (۰/۰۰۰۰)	Log Life Exp
دارای وابستگی مقطعی	۱۱/۲۶۵۶ (۰/۰۰۰۰)	۱۱/۵۴۶۶ (۰/۰۰۰۰)	۱۲/۴۵۴۴ (۰/۰۰۰۰)	۲۳/۶۵۷۷ (۰/۰۰۰۰)	Log infant mortality

جهت بررسی نرمال بودن متغیرها از آزمون جاک-برا استفاده شد. در این آزمون فرض صفر مبتنی بر نرمال بودن است که در صورت به دست آمدن احتمال بیشتر از ۵ درصد، فرض صفر با احتمال ۹۵ درصد اطمینان تایید می‌شود. با توجه به یافته‌های آماره جاک-برا با داشتن توزیع کای دو با درجه آزادی دو، فرضیه H_0 توزیع نرمال است و H_1 توزیع نرمال نیست را بررسی کرده است. با توجه به این آماره فرضیه صفر برای تمامی متغیرها رد نشده و در نتیجه توزیع آن‌ها نرمال است. باتوجه به جدول ۵ بررسی نتایج آزمون ناهمسانی واریانس مدل‌های رگرسیونی پژوهش نشان داد در

سطح خطای ۵ درصد سطح معناداری مقدار آماره F آزمون بروش-پاگان کوچکتر از ۰/۰۵ و معنادار است و با توجه به اینکه مقادیر آماره F به دست آمده از مدل، از مقادیر مربوط به آماره جدول بزرگتر است؛ از این رو، فرضیه H_0 مبنی بر همسانی واریانس جملات خطا رد شد؛ بنابراین مدل رگرسیونی پژوهش دارای ناهمسانی واریانس هستند.

قبل از برآورد مدل لازم است تا مانایی متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرار گیرند، بدین منظور از آزمون لوین، لین و چو (LLC) استفاده شد. نتایج به شرح

بر اساس مقادیر ارائه شده در جدول ۷ روش داده‌های تابلویی برای مدل تحقیق پذیرفته می‌شود چون احتمال کمتر از ۰.۰۵ است.

جدول ۵ هستند و بر اساس نتایج بدست آمده داده‌ها در سطح مانا هستند.

جهت بررسی عدم وجود خودهمبستگی از آزمون روش گادفری استفاده شد. با توجه به احتمال آماره کای دو میان اجزای اخلاص، در مدل خود همبستگی وجود ندارد.

جدول ۴- آزمون جارك - برا

Table 4- Jark-Bara test

نتیجه	سطح معناداری	مقدار آمار	متغیر
توزیع نرمال	۰.۰ ۴۵۳۴	۰.۳ ۶۵۶۷۶	Log GDP
توزیع نرمال	۰.۰ ۲۱۳۴	۰.۴ ۱۹۳۴۴	PCH
توزیع نرمال	۰.۰ ۱۹۸۷	۰.۳ ۴۵۴۵۷	Log government HE
توزیع نرمال	۰.۰ ۴۳۲۳	۰.۲ ۷۸۷۵۶	Log OOP
توزیع نرمال	۰.۰ ۴۸۷۳	۰.۳ ۲۰۹۱۲	Log Pop O
توزیع نرمال	۰.۰ ۳۷۷۶	۰.۳ ۴۵۴۵۴	Log Pop C
توزیع نرمال	۰.۰ ۳۳۴۳	۰.۲ ۹۸۲۳۲	Log Life Exp
توزیع نرمال	۰.۰ ۵۴۲۰	۰.۲ ۰۸۷۱۲	Log infant mortality

جدول ۵- آزمون واریانس ناهمسانی. بروش - پاگان

Table 5- Variance heterogeneity test. Brosch-Pagan

نتیجه	سطح معناداری	مقدار F
ناهمسانی واریانس	۰.۰۰۰۰	۰.۲۲ ۸۸۴۳۵۴

جدول ۶- نتایج آزمون مانایی

Table 6- Results of the stability test

متغیرها	عرض از مبدا	عرض از مبدا با روند زمانی
Log GDP	۰.۱۷ ۰.۰۰۰	۰.۲۹۲ ۰.۰۰۰
PCH	۰.۱۴ ۰.۰۰۰	۰.۲۹۴ ۰.۰۰۰
Log government HE	۰.۸۷ ۰.۰۰۰	۰.۲۹۲ ۰.۰۰۱
Log OOP	۰.۹۸ ۰.۰۰۰	۰.۲۸۹ ۰.۰۰۰
Log Pop O	۰.۹۶ ۰.۰۰۲	۰.۲۴۳ ۰.۰۰۰
Log Pop C	۰.۲۳ ۰.۰۰۱	۰.۲۷۷ ۰.۰۰۰
Log Life Exp	۰.۸۹ ۰.۰۰۰	۰.۲۶۶ ۰.۰۰۰
Log infant mortality	۰.۶۶ ۰.۰۰۱	۰.۲۹۰ ۰.۰۰۰

جدول ۷-آزمون خودهمبستگی سریالی

Table 7- Serial autocorrelation test

مقدار کای مربع	سطح معناداری	نتیجه
۵۴۴.۲۲	۰.۰۰۰	عدم وجود خودهمبستگی

جدول ۸-آزمون F لیمر

Table 8- Limer's F-test

نام آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
F لیمر	۱۱/۵۴۵۵	۰/۰۰۰۰	تابلویی

۱۸۸۷۲، برای متغیر درصد جمعیت سالمند ۰.۴۵۳۹۴، برای متغیر درصد کودکان زیر ۵ سال ۰.۳۳۸۷۸۴، برای متغیر متوسط امید به زندگی ۰.۲۱۸۲۳۳ و برای متغیر مرگ و میر نوزادان ۰.۳۲۸۷۳۳ جهت استان های با درآمد بالا است که نشان می دهد این متغیرها بر روی مخارج سلامت تاثیر دارند و همچنین این تاثیر در استان های با درآمد پایین بیشتر است.

با توجه به جدول ۹ می توان بیان داشت که مقادیر ضریب رگرسیونی بدست آمده مثبت بوده و مقدار احتمال نیز کمتر از ۰.۰۵ است. یافته ها نشان داد در ضریب در متغیر لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه ۰.۲۴۴۵۵، برای متغیر سرانه مخارج سلامت ۰.۳۲۴۶۷، برای متغیر لگاریتم مخارج بهداشتی دولت ۰.۲۱۴۵۵، برای متغیر لگاریتم پرداخت از جیب ۰.

جدول ۹- فرضیه های پژوهشی

Table 9- Research hypotheses

فرضیه های فرعی			فرضیه اصلی			متغیرها
P	دوم	اول	P	استان های با درآمد پایین	استان های با درآمد بالا	
۰.۰۰۰	۰.۱۱۳۴۴	۰.۱۷۳۴۵۵	۰.۰۰۰	۰.۱۱۳۴۴	۰.۱۷۳۴۵۵	مقدار ثابت
۰.۰۰۰	۰.۰۱۲۱۳۳	۰.۰۲۴۴۵۵	۰.۰۰۰	۰.۰۱۲۱۳۳	۰.۰۲۴۴۵۵	Log GDP
۰.۰۰۰	۰.۰۱۶۵۷۷	۰.۰۳۲۴۶۷	۰.۰۰۰	۰.۰۱۶۵۷۷	۰.۰۳۲۴۶۷	PCH
۰.۰۰۰	۰.۰۲۱۳۳۳	۰.۰۲۱۴۵۵	۰.۰۰۰	۰.۰۲۱۳۳۳	۰.۰۲۱۴۵۵	Log government HE
۰.۰۰۰	۰.۰۱۴۷۳۳	۰.۰۱۸۸۷۲	۰.۰۰۰	۰.۰۱۴۷۳۳	۰.۰۱۸۸۷۲	Log OOP
۰.۰۰۰	۰.۰۲۱۳۲۲	۰.۰۴۵۳۹۴	۰.۰۰۰	۰.۰۲۱۳۲۲	۰.۰۴۵۳۹۴	Log Pop O
۰.۰۰۰	۰.۰۱۶۷۶۶۷	۰.۰۳۳۸۷۸۴	۰.۰۰۰	۰.۰۱۶۷۶۶۷	۰.۰۳۳۸۷۸۴	Log Pop C
۰.۰۰۰	۰.۰۱۳۱۶۵۷	۰.۰۲۱۸۲۳۳	۰.۰۰۰	۰.۰۱۳۱۶۵۷	۰.۰۲۱۸۲۳۳	Log Life Exp
۰.۰۰۰	۰.۰۲۱۴۳۴۴	۰.۰۳۲۸۷۳۳	۰.۰۰۰	۰.۰۲۱۴۳۴۴	۰.۰۳۲۸۷۳۳	Log infant mortality
---	۰.۰۲۱۴۵۵	۰.۰۱۲۳۴۵۵	---	۰.۰۲۱۴۵۵	۰.۰۱۲۳۴۵۵	AIC معیار ارزیابی آیکاکه
---	۰.۰۲۳۲۷۸۸	۰.۰۱۱۱۵۶۷	---	۰.۰۲۳۲۷۸۸	۰.۰۱۱۱۵۶۷	BIC معیار اطلاعاتی بیزین - شوارتز
---	۳۱	۳۱	---	۳۱	۳۱	بازه تهابی بر اساس سال
---	۱۰	۲۱	---	۱۰	۲۱	تعداد استان ها

یافته ها با نتایج تحقیقات گل خندان [۱۳] و وارگاس و شیموگا [۱۴] همسو است. طبق یافته ها می توان عنوان داشت که انتظار می رود تا استان های با درآمد کم کالای سلامت یک کالای نرمال است بین صفر و یک باشد، چرا این استان ها می توانند مخارج سلامت را تا حد زیادی پوشش داده و از خدمات سلامت استفاده

بحث و نتیجه گیری

فرضیه اول: کشش درآمدی کالای سلامت در استان های با درآمد بالا بین صفر و یک می باشد.

یافته ها نشان داد که کشش درآمدی کالای سلامت در استان های با درآمد بالا بین صفر و یک می باشد. این

نتیجه این که یک مشکل در سیستم‌های بهداشت و درمان بیشتر کشورها مشاهده می‌گردد و آن فشار بر درآمدهای دولتی است. در نتیجه، از نظر توصیه‌هایی برای سیاست‌های بهداشتی، متنوع‌سازی منابع مالی برای این سطح از بهداشت، درمان و سلامت یکی از راهکارهایی است که باید در نظر گرفت.

فرضیه دوم: کشش درآمدی کالای سلامت در استان‌های با درآمد پایین بزرگتر از یک می‌باشد

یافته‌ها نشان داد که کشش درآمدی کالای سلامت در استان‌های با درآمد پایین بزرگتر از یک می‌باشد. این یافته‌ها با نتایج تحقیقات رضازاده [۱۵]، نیگون و همکاران [۱۶]، فانگ و همکاران [۱۷] و وارگاس و شیموگا [۱۸] همسو است. با توجه به یافته‌ها می‌توان تبیین داشت که علت بزرگتر بودن کشش درآمدی کالای سلامت در استان‌های با درآمد پایین از ۱ عدم وجود درآمدهای متناسب با مخارج سلامت است که باعث شده تا این کالا به عنوان یک کالای لوکس مطرح گردد و کمتر به سمت استفاده از این خدمات بروند. برآورد کشش درآمدی مخارج سلامت در تعیین سیاست‌های اتخاذی در حوزه سلامت، اهمیت ویژه‌ای دارد. گردهام و لاتگرن [۱۹] و دی‌ماتئو [۲۰]، در مطالعاتشان تغییرات تکنولوژیکی را از مسیر اضافه‌کردن متغیری مجازی به عنوان روند زمانی به روابط رگرسیونی به حساب آورده‌اند. دیگر متغیر مهم در این زمینه، سرانه تعداد پزشک در یک کشور است. تأثیر مثبت تعداد پزشکان روی هزینه‌های سلامت از دو دیدگاه مهم توجیه‌پذیر است: اول اینکه از آنجا که نبود تقارن اطلاعاتی بین پزشکان و بیماران (به نفع پزشکان) وجود دارد؛ بنابراین، زمانی که تعداد پزشکان در یک منطقه زیاد شود، سرانه مراجعه افراد به هرکدام از پزشکان کاهش می‌یابد و پزشکان در راستای حفظ درآمد خود، تجویزهای غیرضروری را افزایش می‌دهند که این به افزایش هزینه‌های سلامت منجر خواهد شد. این پدیده در متون علمی اقتصاد سلامت با عنوان

نمایند و در سبد کالای آنها توجه به سلامت و درمان وجود دارد و توانایی پرداخت هزینه‌های سلامت را خواهند داشت. یکی از چالش‌های اساسی حوزه اقتصاد سلامت، شناسایی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت است. مروری گذرا بر مطالعات انجام‌شده در این زمینه نشان می‌دهد تولید ناخالص داخلی سرانه، درآمد خانوار، بار تکفل، نسبت هزینه‌های مراقبت‌های بهداشت عمومی به خصوصی، تعداد پزشکان، نرخ مشارکت نیروی کار زنان، نرخ شهرنشینی و سایر عوامل غیراقتصادی از جمله عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت است. افزایش هزینه‌های نظام سلامت، انگیزه‌ای را برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان بخش سلامت ایجاد کرده است که به بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت و تعیین میزان تأثیر هرکدام از این عوامل بپردازند. یکی از مهم‌ترین این عوامل، درآمد است. برآورد کشش درآمدی مخارج سلامت در تعیین سیاست‌های اتخاذی در حوزه سلامت، اهمیت ویژه‌ای دارد. در مقابل، اگر کشش درآمدی مخارج سلامت کوچک‌تر از ۱ باشد، دخالت بیش‌ازپیش دولت در تأمین مالی خدمات ارائه‌شده از سوی حوزه سلامت، ضروری است. اگرچه مسیری برای همگرایی وجود دارد، اما این تحلیل نیاز به سرمایه‌گذاری بیشتر منابع در حوزه بهداشت و درمان را آشکار کرده است. در واقع، سطوح فعلی سرمایه‌گذاری‌هایی که بر بهداشت کشور صورت گرفته است برای گسترش پروژه عظیم حوزه بهداشت و سلامت، کافی نیست. همان‌طور که همگرایی سیگما در رابطه با هزینه‌های خصوصی و دولتی بر بهداشت هر فرد نشان داد پراکندگی مولفه‌های ذکر شده کاهش یافته است. این بدان معنی است که متغیری که انحراف معیار کمتری دارد (هزینه‌های بهداشتی سرانه دولتی) هزینه‌های یکدست و همگنی در بخش بهداشت ایجاد کرده است. هزینه‌های دولت به تنهایی پاسخگوی هزینه‌های بهداشت و درمان نیست و نیاز به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در این امر است. به طور کلی بخش بهداشت نیازمند هزینه‌هایی بیشتر از درآمدهای عمومی است.

تقاضای القایی عرضه‌کننده یا «قانون روئمر» شناخته می‌شود. دومین دیدگاه اینکه، افزایش تعداد پزشکان به افزایش دسترسی و تقاضا برای خدمات سلامت منجر خواهد شد و بر اساس متون علمی اقتصاد خرد، زمانی که تقاضا برای یک خدمت افزایش یابد، قیمت آن خدمت نیز افزایش و در نهایت هزینه‌های سلامت افزایش خواهد یافت [۲۱]. البته نکته مهم در این زمینه که باید به آن توجه کرد، این است که افزایش هزینه‌های سلامت در جامعه به‌خودی‌خود، مطلوب یا نامطلوب نیست، بلکه قضاوت در این خصوص، به منبع افزایش هزینه‌های سلامت مربوط می‌شود. اگر منبع افزایش هزینه‌های سلامت باعث اتلاف منابع مالی جامعه و یا کاستن از هزینه‌کرد در بخش‌هایی شود که می‌توانستند در مسیر ارتقای توسعه کشور واقع شوند، این منبع افزایش هزینه‌ها نامطلوب است، اما اگر منبع افزایش هزینه‌های سلامت در مسیر ارتقای سلامت عمومی و در نتیجه سلامت افراد برای نیل به توسعه باشد، این منبع افزایش هزینه‌ها مطلوب است. میانگین هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوارها بین استان‌ها با حرکت از شرق به غرب افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر هزینه کرد خانوارهای استان‌های محرومی که درآمد کمتری دارند و از امکانات کمتری برخوردارند، در امر بهداشت و درمان نیز کمتر است. از طرف دیگر نابرابری در توزیع این هزینه‌ها بین خانوارها در استان‌ها بسیار زیاد است. دولت‌ها باید با افزایش امکانات

بهداشتی و درمانی در نقاط محروم و با اختصاص کمک‌های مالی به روشهای مختلف مانند انواع بیمه ها، یارانه‌های غیر مستقیم و . . . این نابرابری را کاهش دهند. با توجه به یافته ها به سیاست‌گذاران کشور، اعمال سیاست‌هایی جدی برای بهبود وضعیت سلامت و همچنین فراهم کردن امکانات لازم در مناطق با درآمد پایین، برنامه‌ریزی‌های مرتبط با حمایت از اقشار آسیب‌پذیر جسمی و مالی جامعه و بهبود سیاست‌های اشتغال‌زایی پیشنهاد می‌شود. ارایه خدمات درمانی با قیمت مناسب تر در استان‌های با درآمد پایین نسبت به استان‌های با درآمد بالا باعث خواهد شد تا کشش کالای سمت در این استان‌ها نیز بهبود یابد. وزارت‌های بهداشت، درمان، رفاه و تأمین اجتماعی باید جهت حل مشکلات مربوط به سیستم بیمه‌ی سلامت، اقدامات اجرایی را بر اساس انجام مطالعات متعدد در این زمینه صورت دهند و تنها به ارایه‌ی قوانین در برنامه‌های چند ساله‌ی توسعه اکتفا نکنند؛ چراکه آسیب‌های ادامه‌ی این روند در نهایت متوجه‌ی ضعیف‌ترین اقشار جامعه (بیماران، افراد کم درآمد و . . .) می‌شود. پوشش خدمات بیمه ای ویژه برای استان‌های با درآمد پایین نقش مهمی در کاهش مخارج سلامت آنها خواهد داشت. بکارگیری پزشکان با درآمد کافی در استان‌های با درآمد پایین نقش مهمی در بهبود خدمات درمانی ارایه شده خواهد داشت.

Reference:

- [1] Farag M, NandaKumar AK, Wallack S, Hodgkin D, Gaumer G, Erbil C(2012). The income elasticity of health care spending in developing and developed countries. *Int J Health Care Finance Econ*. 2012 Jun;12(2):145-62. doi: 10. 1007/s10754-012-9108-z. Epub Mar 15. PMID: 22419347.
- [2] Nguyen, C. M. , Nguyen, M. P. & Luc, L. D. P. How public health insurance expansion affects healthcare utilizations in middle and low-income households: an observational study from national cross-section surveys in Vietnam. *BMC Public Health* 23, 624 (2023). <https://doi.org/10.1186/s12889-023-15500-6>
- [3] Shea, Z. , He, P. , Zhu, D. et al. Changes in health care utilization and financial protection after integration of the rural and urban social health insurance schemes in Beijing, China. *BMC Health Serv Res* 22, 1226 (2022). <https://doi.org/10.1186/s12913-022-08602-1>
- [4] Sampayo,F(2014). Financing Health Care Expenditure in the OECD Countries: Evidence from a Heterogeneous, Cross-Sectional Dependent Panel. *Panoeconomicus* 61(2):207-225
- [5] Tighi,J(2019). Effects of expanding a non-contributory health insurance scheme on out-of-pocket healthcare spending by the poor in Turkey. *J Econ Perspect*1993;7:135–51. doi:10.1257/jep. 7. 4. 135
- [6] Vargas Bustamante A, V Shimoga S. Comparing the Income Elasticity of Health Spending in Middle-Income and High-Income Countries: The Role of Financial Protection. *Int J Health Policy Manag*. 2018 Mar 1;7(3):255-263. doi: 10. 15171/ijhpm. 2017. 83. PMID: 29524954; PMCID: PMC5890070.
- [7] Rezazadeh, A. , Kalamie, M. , Khodaverdizadeh, S. , & Shokri, M. (2017). Estimation the Income Elasticity of Per Capita Health Care Expenditure in D8 Countries: PSTR and MG Approaches. *Journal of healthcare management*, 7(no 4), 75-89.
- [8] Wald man, Tacke,Robert J,Tilman,"Income Distribution ,Infant Mortality and Health Care Expenditur",CEIS Tor Vergata, Vol. 7,Issue 3,No 146,Jun 2009
- [9] Kasuri, Ali and Gaskeri, Rehane and Rekabdar, Qasim, (2022), financial management of household budget and health expenses, the second national conference of management, psychology and behavioral sciences, Tehran, <https://civilica.com/doc/1451247>.
- [10] Sadeghi, Seyed Kamal, Motafkerazad, Mohammad Ali, and Jalilpour, Salar. (2013). Investigating the factors affecting private sector healthcare costs and comparing the intensity of their effects at different income levels in Asian countries. *Social Welfare*, 14(53), 55-75.
- [11] Golkhandan, Abolghasem. (2017). Estimating fluctuations of income elasticity of health expenditure in Iran. *Strategic and macro policies*, 6(3). (23). 376-396.
- [12] Mehrara Mohsen, Fadaeli Ali Akbar (2009). The relationship between health costs and economic development in the countries of the Middle East and North Africa (MENA). *Health Management Quarterly*. 12 (35): 49-60
- [13] Yahivi Dizaj Jafar, Tajour Maryam, Mohammadzadeh Yousef (2018) The relationship between the presence of an elderly person in the household and the health costs of Iranian households, using the national data of household income-expenses in 2015. *Salamand: Iranian Journal of Geriatrics*. 14 (4):462-477
- [14] Iran Statistics Research Institute website. <https://src.ac.ir/>
- [15] Ang, J. B. (2009). The determinants of health care expenditure in Australia. *Applied Economics Letters*, 17(4), 639-44.

- [16] Baker, L. C. , & Wheeler, S. K. (2000). Managed care and technology diffusion the case of MRI. *Health Affairs*, 17(5), 195-207. [PMID]
- [17] Baltagi, B. H. , & Moscone, F. (2010). Healthcare expenditure and income in the OECD Reconsidered: Evidence from panel data. *Economic Modelling*, 27(4), 804-11.
- [18] Beheshti, M. B. , & Sojoodi S. (2007). [The relationship between health expenditure and GDP in Iran (Persian)]. *Journal of Quantitative Economics*, 4(4), 115-36.
- [19] Berndt, E. R. , David M. , Cutler, D. M. , Richard, G. , Frank, R. G. , Griliches, Z. , et al. (2000). Medical care prices and output. In A. J. Culyer, & J. P. Newhouse (Eds.). *Handbook of Health Economics* (pp. 119-180). Amsterdam: Elsevier. [DOI:10. 1016/S1574-0064(00)80162-6]
- [20] Bilgel, F. , & Tran, K. C. (2012). The determinants of Canadian provincial health expenditures: Evidence from a dynamic panel. *Applied Economics*, 45(2), 201-12. [DOI:10. 1080/00036846. 2011. 597726]
- [21] Bustamante, A. V. , & Shimoga, S. V. (2017). Comparing the income elasticity of health spending in middle-income and high-income countries: The role of financial protection. *International Journal of Health Policy and Management*, 7(3), 255-63. [DOI:10. 15171/ijhpm. 2017. 83]