مقاله
پژوهشی

# تأثیر عوامل اجتماعی اقتصادی مرتبط با سرانه ی هزینه های بهداشتی درمانی خانوارهای ایران به تفکیک استان های کشور: سال های ۱۳۹۰-۱۳۶۰

*الهام امین[۱]، اسما صابرماهانی[۲*]، مهدی نجاتی[۳]*

[۱]کارشناسی ارشد اقتصاد بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی کرمان، کرمان، ایران
[۲]استادیارگروه مدیریت سیاستگذاری و اقتصادسلامت، مرکز تحقیقات مدیریت ارائه خدمات سلامت، پژوهشکده آینده پژوهی در سلامت، دانشگاه علوم پزشکی کرمان، کرمان، ایران
[۳]استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران
[*]**نویسنده مسئول:** دانشگاه علوم پزشکی کرمان، کرمان، ایران
پست الکترونیک: A_Saber@kmu.ac.ir

## چکیده

**زمینه و هدف:** *امروزه بررسی هزینه های بهداشتی درمانی خانوار به دلیل کاربرد آن در سیاست گذاری به موضوع مهمی تبدیل شده است. وضعیت اقتصادی - اجتماعی، میزان دسترسی به خدمات، ساختار جمعیتی و پیشرفت تکنولوژی فاکتورهایی هستند که اهمیت آنان در روند مطالعه مورد سنجش قرار گرفته است.*

**مواد و روش کار:** *در راستای یافتن تأثیر متغییرهای مستقل، روش رگرسیون تعمیم یافته، در داده های پنل متشکل از ۲۴ مقطع و۳۰ سال، به اجرا درآمده است. منبع داده ها، پایگاه نشریات مرکز آمار ایران بوده و در دو نرم افزار اقتصادسنجی STATA 11 و EVIEWS 7 مورد تحلیل قرار گرفته اند.*

**یافته ها:** *متغیر وابسته با وضعیت اقتصادی(درآمد و هزینه های بیمه ای خانوار) و دسترسی خانوار به خدمات سلامت(توزیع پزشک به نسبت خانوارها) در نقاط شهری و روستایی ارتباط مستقیم داشت. همچنین میان مشخصه ی دموگرافیک جمعیت(نسبت کهنسالی) و بهبود تکنولوژی با هزینه های بهداشتی درمانی در نقاط شهری به ترتیب ارتباط معنی دار مستقیم و غیر مستقیم یافت شد.*

**نتیجه گیری:** *ناکارآمدی نظام بیمه ای، نظارت ضعیف بر سیستم ارائه ی خدمات و بالا رفتن تعداد افراد سالخورده موجب افزایش میانگین هزینه های بهداشتی درمانی خانوار شده است. بر خلاف پیش فرض های موجود در زمینه ی تکنولوژی، نتایج برآوردها تأییدی بر تأثیر آن بر کاهش هزینه های بهداشتی درمانی است. اقداماتی چون یکپارچگی نظام بیمه ای به منظور کاهش قیمت تمام شده خدمات و افزایش سطح آگاهی افراد نسبت به تکنولوژی به خصوص در نقاط روستایی از اولویت برخوردار است.*

**واژه های کلیدی:** *ایران، هزینه های بهداشتی درمانی، عوامل اقتصادی اجتماعی، مدل پنل*

وصول: ۹۳/۴/۲۵
اصلاح: ۹۳/۸/۱۸
پذیرش: ۹۳/۱۰/۱۰

مجله دانشگاه علوم پزشکی خراسان شمالی سال ۹۵؛ دوره ۸ (۱):۳۱-۱۷
Journal of North Khorasan University of Medical sciences 2016;8(1):17-31

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

## مقدمه

سلامت به عنوان یکی از پیش شرط های اصلی نظام رفاه اجتماعی شناخته شده است. علاوه بر داشتن شیوه زندگی سالم، افراد جهت ارتقا و بازگرداندن سلامت خود در زمان بیماری مجبور به استفاده از خدمات سلامت و به عبارتی خرید آن خدمات می باشند [۱].

تمایل به استفاده و تقاضای فرد برای خدمات دو مفهوم نزدیک به هم و گاه مرتبط هستند. از دیدگاه اقتصادی ، تمایل فرد به استفاده از خدمات بهداشتی درمانی به هزینه بهره مندی و منفعت ناشی از خدمات بستگی دارد. از سوی دیگر خرید خدمات سلامت علاوه بر تمایل افراد، نتیجه ی تعامل میان تقاضا و ارائه ی خدمات سلامت می باشد [۲].

تقاضا برای خدمات سلامت نیز وابسته به عوامل متعددی است که گاه با هم مرتبط اند . به طور کلی رفتار و ویژگی های اقتصادی-اجتماعی افراد، طیق وسیعی از عوامل اثرگذار بر تقاضای خدمات را شامل می شود که وضعیت سلامت، درآمد و تحصیلات افراد از جمله مهم ترین این عوامل هستند [۵-۳]. وضعیت سلامت و تحصیلات به طور حتم بر منفعت حاصله از دریافت خدمات درمانی اثرگذار است به گونه ای که افراد با تحصیلات متوسطه و بالاتر تمایل بیشتری به استفاده از خدمات سلامت دارند [۶]. لازم به ذکر است که میزان تأثیر تحصیلات بر تمایلات فرد، بسته به شرایط اقتصادی-اجتماعی وی متفاوت است. درآمد نیز به دلیل نقش تعیین کننده در توان پرداخت افراد و تأثیر بر پیش بینی وی از منفعت حاصل از استفاده از خدمات بهداشتی درمانی، مهم می باشد. البته افراد با سن و جنس متفاوت نیز، پیش بینی های متفاوتی از هزینه و منفعت خدمات دارند که بر تقاضای آنان برای خدمات و در نتیجه وضعیت سلامت و بهره وری آنان اثرگذار است.

بر اساس گزارشات توسعه انسانی سازمان ملل متحد، میزان هزینه های بهداشتی درمانی غالباً همزمان با سطح درآمد افراد افزایش می یابد [۸،۷]. پس از درآمد ، پوشش بیمه ای، ساختار سنی جمعیت و میزان دسترسی به خدمات سلامت نیز از جمله عوامل اثرگذار بر هزینه های بهداشتی درمانی ذکر شده اند.

هزینه های اقتصادی مرتبط با بیماری به دو گروه عمده تقسیم می شود: ۱- هزینه ی خدمات به کار رفته جهت تشخیص و درمان بیماری ۲- کاهش درآمد ناشی از افت بازدهی و ظرفیت کاری فرد بیمار. بالا رفتن این هزینه ها، احتمال ایجاد بحران مالی برای خانوار را افزایش داده و آنها را به دام فقر می اندازد. به همین دلیل امروزه هزینه های بهداشتی درمانی و عوامل اثرگذار بر آن از موضوعات برجسته در اقتصاد سلامت می باشند [۹] .

هزینه های بهداشتی درمانی خانوار به تمام مشارکت های اقتصادی خانوار در سیستم سلامت اطلاق می شود که به دو دسته ی پرداخت از جیب و پیش پرداخت تقسیم بندی می شوند. پرداخت از جیب به آن دسته از پرداخت هایی اطلاق می شود که توسط فرد بیمار و در زمان دریافت خدمات انجام می شود. پیش پرداخت ها در واقع مشارکت از طریق مالیات های عمومی، مالیات بر صورت حساب ها، بیمه های اجباری و اختیاری می باشند. تفاوت اصلی میان پرداخت از جیب و پیش پرداخت ها در تجمع ریسک بر کل جمعیت است [۱۰].

اهمیت این حیطه از یک سو به پایین بودن سهم هزینه های بهداشتی و درمانی از مجموعه هزینه های ناخالص داخلی کشور و در نتیجه بالا بودن سهم هزینه های خانوار باز می گردد که سبب مشارکت ناعادلانه ی مردم در پرداخت و افزایش درصد خانوارهای مواجه شده با هزینه های مصیبت بار سلامتی می شود [۱۱]. و از سوی دیگر اهمیت این موضوع بعلت رشد پرشتاب هزینه های بهداشتی و درمانی از دهه ی ۱۹۶۰ تاکنون است که به طور عمده ناشی ازعوامل مختلفی مانند رشد جمعیت، تغییرسطح انتظارات افراد و گرایش روزافزون به استفاده ازتکنولوژی نوین وگران قیمت درمانی است [۱۲،۱۱].

مطالعات در زمینه ی هزینه های بهداشتی درمانی عموما از فرد به عنوان واحد تحلیل استفاده کرده اند. بسیاری ازین مطالعات الهام گرفته از مطالعه ی اصلی گراسمن (۱۹۷۲) می باشد، که در آن افراد به عنوان مولدین کالای (سلامت ) در نظر گرفته شده اند. این کالا بخشی از سرمایه ی انسانی جامعه بوده و بر کل مدت زمانی که افراد صرف تولید ثروت می کنند اثرگذار است . اگرچه مطالعه ی گراسمن زمینه ی بررسی های اقتصادی

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

عظیمی در اقتصاد سلامت را فراهم کرده؛ اما این حقیقت که افراد هرکدام اعضای یک خانواده هستند و به میزان زیاد تحت تاثیر سایر اعضای خانواده قرار می گیرند را نادیده گرفته است. این بدان معناست که استفاده ی افراد از خدمات سلامت بسته به شرایط کل افراد خانوار می باشد که شامل: ارتباط با یکدیگر و خصوصیات تک تک آنهاست، پس بهتر است خانوار را به جای فرد، واحد تولیدکننده ی سلامت در نظر گرفت [۱۳، ۱۴].

اگرچه مطالعات انجام گرفته ی بسیار در زمینه ی هزینه های بهداشتی درمانی، از جمله سری مطالعات گراسمن[1] (۱۹۷۲)، کنکل[2] (۱۹۹۴) و دیاپ[3] ( ۱۹۹۸ ) نشانگر اهمیت نقش تحصیلات، درآمد و وضعیت بهداشتی خانوار بر هزینه های بهداشتی درمانی در کشورهای OECD (سازمان توسعه و همکاری های اقتصادی) بوده اند اما، مطالعات اندک، مانند آنچه کارل[4] (۱۹۹۷) در کتاب خود به آن اشاره کرده، نشان داده که الگوی رفتاری کشورهای نفتی در زمینه ی هزینه های بهداشتی درمانی با کشورهای OECD متفاوت است [۱۵]. این گروه از کشورها طیف وسیعی از کالا و خدمات، از جمله مراقبت های بهداشتی درمانی، آموزش و پرورش، امنیت اجتماعی و اشتغال را بدون هزینه یا در ازای هزینه کم به شهروندان خود ارائه می دهند [۱۶].

در نتیجه، بررسی فاکتورهای اقتصادی اجتماعی اثرگذار بر سرانه ی هزینه های بهداشتی درمانی در کشورهای نفتی همانند ایران می تواند اطلاعات مفیدی در زمینه ی کارکرد سیستم بیمه ای، نحوه ی تخصیص اعتبارات و لزوم سرمایه گذاری در بخش های مختلف خدماتی مانند خدمات مربوط به گروه های خاص (سالمندان)، جهت سیاستگذاری و برنامه ریزی داخلی فراهم آورد.

## روش کار

این پژوهش از دسته ی مطالعات اقتصادی بوده که به صورت گذشته نگر به بررسی هزینه های بهداشتی درمانی در استان های مختلف پرداخته است. داده های پنل مورد استفاده در آن، از طرح سرشماری هزینه و درآمد خانوار در پایگاه نشریات مرکز امار ایران استخراج شده است. این مجموعه از داده های خرد، توسط مرکز آمار و به روش نمونه گیری تصادفی چند مرحله ای با طبقه بندی جغرافیایی و روش مشابه در نقاط شهری و روستایی ، جمع آوری شده است [۱۷]. واحد مورد استفاده در این آمارگیری ها خانوار بوده است.

داده های مورد استفاده در پژوهش حاضر، مجموعه ی اطلاعات خانوار از ۲۴ استان و در بازه ی زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰ است که ۷۴۴ مشاهده را شامل شده است. توصیف داده ها و اطلاعات متغیرها در جدول ۱ انجام شده است.

در این مطالعه، لگاریتم هزینه های بهداشتی درمانی سالانه ی خانوار به عنوان متغییر وابسته در مقابل سه گروه متغیر توضیحی در مدل مورد مطالعه قرار گرفته است. دو گروه از متغیرها وضعیت اقتصادی-اجتماعی و دموگرافیکی خانوار را تشریح می کنند و عبارتند از: درآمد سالانه ی خانوار، هزینه ی سالانه ی بیمه های درمانی ، نسبت خانوارهایی مالک مسکن به نسبت کل خانوارها، بعد خانوار، نسبت کهنسالی جمعیت ( تعداد افراد ۶۵ سال به بالا در خانوار)، وضعیت اشتغال و وضعیت سواد. گروه سوم، متغیرهای دسترسی هستند که از طریق میزان عرضه ی خدمات درمانی (تخت های خصوصی و دولتی به جمعیت) و کادر درمانی ( توزیع پزشک به نسبت خانوارها ) و نسبت خانوارهای مالک وسیله ی نقلیه ی موتوری به نسبت کل خانوارها مورد سنجش قرار گرفته اند.

لازم به ذکر است که به دلیل پایایی ضعیف درآمدهای اظهار شده در کشورهای در حال در این مطالعه، هزینه های کل خانوار به عنوان نماینده ای از درآمد خانوار مورد استفاده قرار گرفته است. این روش توسط دیتون (۱۹۹۲) به دلیل اعتبار بالاتر هزینه ی خانوار نسبت به درآمدهای خود اظهار شده ی افراد به خصوص در کشورهای در حال توسعه ، توصیه شده است [۱۸].

اگرچه اغلب پذیرفته شده است که نوآوری و پیشرفت در خدمات بهداشتی درمانی هزینه ی خدمات را افزایش می دهد اما متأسفانه شاخص های آماری جمع آوری شده ای جهت اندازه گیری آن وجود ندارد. به همین دلیل همانند

1 -Grossman
2- Kenkel
3- Diop
4 -Karl

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

اکثر متون اقتصادی، دوره ی زمانی[1] یا مجموعه ی زمانی که در آن تمام اثرات ثابت باشد به عنوان نماینده ای از تغییرات تکنولوژیکی مورد مطالعه قرار گرفته است.

بر اساس طبقه بندی مرکز آمار ایران، متغیر سواد به دو دسته ی افراد باسواد(سطوح مختلف تحصیلی) و بی سواد و وضعیت اشتغال به دو دسته ی جمعیت شاغل و بیکار ( بیکار بدون درآمد، بیکار با درآمد و سایر: دانشجو و دانش آموز، خانه دار، کارگر داخل منزل و غیره) از کل جمعیت بالای ۱۰ سال تقسیم بندی شده است [۱۹].

نتایج تحقیق بر روی داده های ۵۹ کشور نشان داده که هزینه های خانوار با افزایش تعداد اعضای خانوار به صورت غیرخطی افزایش می یابد به این معنی که اگر هزینه حمل و نقل برای یک خانوار تک نفره ۵ میلیون ریال در ماه باشد برای خانوار دو نفره احتمالاً ۱۰ میلیون ریال نیست، یعنی با بالا رفتن مقیاس، به دلیل صرفه جویی، کل هزینه ها سرشکن شده و به آن اندازه افزایش نمی یابد. فرمول غیرخطی زیر نحوه ی محاسبه ی بعد معادل به جای بعد شمارشی خانوار را نمایش می دهد. ضریب بتا در این مطالعه ۰/۵۶ محاسبه شده است [۲۰].

$$eqsize = dimenyion^{\beta}$$

با وجود آنکه طی بازه ی مورد مطالعه تعداد استان ها به دلیل تفکیک، از ۲۴ به ۳۰ استان افزایش پیدا کرده اما، تعداد مقاطع در این مطالعه ۲۴ در نظر گرفته شده و آمار استان های جدید به صورت ادغام شده در آمار استان هایی که از آن تفکیک شده اند مورد بررسی قرار گرفته است. پیش از معرفی رگرسیون، ذکر این نکته ضروری است که برخی از متغیرهای توضیحی مدل همبسته هستند. جهت به حداقل رساندن همبستگی متغیرها با یکدیگر و انتخاب مناسب ترین شکل مدل، در ابتدا تمام متغیرهای توضیحی جمع آوری شده وارد رگرسیون هزینه های بهداشتی درمانی شده اند . سپس در هر بار تصریح، متغیری که از لحاظ آماری بی معنی یا میزان آماره ی t آن بسیار کم است، از رگرسیون حذف شده است و در نهایت تنها متغیرهایی باقی مانده اند که آماره ی t آنان به طور محسوسی معنی دار بوده و بیشترین تأثیر را بر متغییر وابسته داشته اند. توصیف این متغیرها در جدول ۱ آورده شده و مدل نهایی به شکل رگرسیون ذیل مورد مطالعه قرار گرفته است .

$$logHexp_{it}= \alpha_i + \beta_1 logTOTALEXP_{it}+ \beta_2 logINSURANCE_{it} + \beta_3 logeqSIZE_{it} + \beta_4 logHOME_{it} + \beta_5 log(PRB/POP)_{it} + \beta_6 log(PUB/POP)_{it} + \beta_7 log(PH/POP)_{it} + \beta 8 logPOP65_{it} + \beta_9 TREND + \varepsilon_{it}$$

در این رگرسیون i نشان دهنده ی استان و t نشان دهنده ی سال است ، همچنین ضرایب β ی هر متغیر مستقل نشان دهنده ی میزان تأثیر آن متغیر بر متغیر وابسته است و ضریب α عرض از مبدأ مدل می باشد.

از آنجا که در داده های پنل نیز مانند داده های سری زمانی، بحث های مربوط به ناهمسانی واریانس بین جملات اختلال و خودهمبستگی مطرح است، قبل از انجام تخمین، داده های از لحاظ ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی، مانایی سری ها و هم جمعی در نرم افزار اقتصادسنجی EVIEWS 7، مورد آزمون قرار گرفته اند . ناهمسانی واریانس[2] در داده ها، بر اساس آزمون نسبت راستنمایی[3] مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین آزمون خود همبستگی ساده وولدریج[4] (۲۰۰۲) در مورد داده های پنل که در آن جملات اخلال از فرآیند خود رگرسیونی مرتبه اول[5] AR(1) تبعیت می کنند، مورد استفاده قرار گرفت.

هرگاه تعداد دوره های زمانی از مقاطع بیشتر باشند علاوه بر خود همبستگی، (در این مورد نظریات متفاوتی وجود دارد که بعضی ها برای سری های زمانی بیشتر از ۱۰ و بعضی ها برای بیشتر از ۲۰ آن را به کار میبرند) مانایی سری ها نیز مورد آزمون قرار می گیرد . به منظور بررسی مانایی جمعی متغیرها در داده های پنل، از آزمون لوین لین چو[6] استفاده شده است. آخرین آزمون مورد استفاده، آزمون هم جمعی داده ها بوده است. همجمع نبودن نشان دهنده ی آن است که رگرسیون بدست آمده کاذب و

1 -Time trend

2- hemoskedasticity
3 -Likelihood ratio
4 -Wooldridge
5 -Auto Regressive Model of order 1
6- Levin , lin ,chu

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

تورش دار خواهد بود. جهت بررسی هم جمع بودن نیز از آزمون پدرونی بهره گرفته شده است.

## یافته ها

نتایج حاکی از آن است که، میانه ی سنی مردان وزنان ۲۱ سال است . ۹۱/۱۲٪ این خانوارها با سرپرست مرد و ۸/۸٪ باقیمانده با سرپرست زن اداره می شوند.

بیشترین میانگین هزینه های بهداشتی درمانی شهری در طول سه دهه ی مورد مطالعه، در سال ۱۳۸۹ (۹۲۲۸۶۵۷±۶۹۹۷۵۱۳ ریال) و در نقاط روستایی در سال ۱۳۹۰ ( ۹۰۴۱۴۶۷±۱۴۴۰۶۹۶ ریال) گزارش شده است، همچنین در میان استان ها، استان مازندران به ترتیب با میانگین ۳۴۳۲۶۶۲ ±۴۴۵۷۲۵۳ ریال هزینه در نقاط شهری و ۶۰۸۲۲۶۶ ±۳۴۶۵۳۷۷ ریال هزینه در نقاط روستایی بیشترین میانگین هزینه های بهداشتی درمانی را به خود اختصاص داده است. متوسط رشد هزینه های بهداشتی درمانی در نقاط شهری ۱۱/۷٪ و در نقاط روستایی ۱۰/۱٪ بوده است.

به طور میانگین در نقاط شهری ۹۶/۱٪ افراد کمتر از ۱۰ ٪ از درآمد سالانه و ۳/۹٪ باقیمانده بین ۱۰ تا ۹۰ درصد از درآمد سالانه ی خود را به امور بهداشتی درمانی اختصاص داده اند (۰/۶۳۱۶۶± ). این در حالی است که در نقاط روستایی ۹۵/۸٪ افراد کمتر از ۱۰٪ از درآمد سالانه و ۴/۲٪ باقیمانده بین ۱۰ تا ۹۸ درصد از درآمد سالانه ی خود را صرف هزینه های بهداشتی درمانی کردند (۰/۶۲۶۹۱ ±).

هزینه ی کل سالانه ی خانوار در نقاط شهری نرخ رشد ۱۱/۱۱٪ و در نقاط روستایی ۷/۲۸٪ داشته است. بر این اساس میانگین هزینه های کل سالانه ی یک خانوار شهری ۳۳۶۲۷۹۷۵ ±۵۱۳۱۵۴۹ ریال و خانوار روستایی ۲۳۳۰۵۰۶۵ ±۴۴۱۰۵۷۲ ریال می باشد.

میانگین پرداخت های بیمه ی درمانی در نقاط شهری ۶۴۷۳۹۹۹.۲۲۱ ±۱۲۰۰۹۳۱ ریال و در نقاط روستایی ۳۳۷۳۳۵/۱۱۷ ±۷۱۶۴۶۴ ریال می باشد. این میزان با نرخ رشد ۱۳/۰۵ ٪ از سال ۶۰ تا ۹۰ افزایش یافته است .

نسبت خانوارهای مالک منزل مسکونی به کل خانوارها در نقاط شهری ۰/۲۴۰۱ ± ۰/۶۳۹۵ و در نقاط روستایی ۲/۴۴۴ ± ۰/۸۵۱۰ خانوار می باشد.

نسبت کهنسالی در خانوار در نقاط شهری ۴/۶۴۵۴ ± ۰/۵۱۰۷ و در نقاط روستایی ۰/۱۳۳۶ ± ۰/۲۵۲۲ بوده که در کل با نرخ ۲/۲٪ نسبت به ابتدای دوره رشد داشته است. این بدان معناست که در نقاط شهری از هر دو خانوار و در نقاط روستایی از هر چهار خانوار، یک خانوار شامل شخص بالای ۶۵ سال سن می باشند. در این میان استان گیلان با میانگین ۳/۴۹۶۹ ± ۸/۱٪ در این گروه سنی مسن ترین استان کشور شناخته شده است. از نظر بعد خانوار، میانگین بعد تعدیل شده ی خانوارهای شهری ۰/۱۷۶۴ ± ۴/۶۵ و در خانوارهای روستایی ۰/۲۰۳۷ ± ۵/۰۱ می باشد.

نسبت خانوارهای مالک وسیله ی نقلیه ی موتوری به کل خانوارها ( خودروی سبک و موتور سیکلت ) در نقاط شهری ۲۴/۰۱۲۵ ± ۳۶/۳٪ و در نقاط روستایی ۲۴/۴۹۴۷ ± ۲۴/۴۴٪ می باشد که نسبت به ابتدای دوره به ترتیب در نقاط شهری و روستایی ۱/۴۱٪ و ۲/۳٪ رشد داشته است. میانگین درصد پزشک به کل خانوارها ۴/۵۶۱۴ ± ۵۲/۶٪، میانگین درصد تخت های خصوصی به کل جمعیت ۰/۰۰۱۱ ± ۰/۰۵ ٪ و تخت های دولتی ۰/۰۰۳۴ ± ۰/۵۳ ٪ می باشد . این بدان معنی است که در بازه ی مورد مطالعه به طور میانگین به ازای هر ۲ خانوار ، ۱ پزشک، به ازای هر ۲۰۰۰ خانوار ۱ تخت خصوصی و به ازای هر ۲۰۰ خانوار ۱ تخت دولتی وجود داشته است.

در جمعیت ۱۰ سال به بالا، متوسط افراد بیکار در خانوار، در نقاط شهری ۰/۱۵۵۷ ± ۰/۴۲۷۱ و در نقاط روستایی ۱/۴۳۳ ± ۰/۶۵۵ می باشد. در جمعیت ۶ سال به بالا ، متوسط افراد باسواد در خانوار، در نقاط شهری ۰/۹۲۳ ± ۳/۰۱۵ و در نقاط روستایی ۶/۴۰۷ ± ۳/۱۷ می باشد.

نتایج آزمون داده های پنل: نتایج آزمون ریشه ی واحد[1] در نقاط شهری و روستایی، فرضیه ی صفر آزمون مبنی بر وجود ریشه ی واحد در داده های پنل را رد می کند. پس از انجام آزمون نسبت راستنمایی[2] و رد فرضیه ی صفر ، ناهمسانی واریانس در داده های نقاط شهری و روستایی تأیید شده و جهت رفع آن در مرحله ی تخمین مدل ، از روش وزن دهی به داده ها استفاده شده است. در ادامه در

1-unit root test
2 -Likelihood ratio test

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

جدول ۱: مقادیر آمار توصیفی و مفهوم متغیرها

| متغیرها | تعاریف | شهری | روستایی |
|---|---|---|---|
| | | میانگین ± انحراف معیار | میانگین ± انحراف معیار |
| Hexp | هزینه های بهداشتی درمانی سالانه ی خانوار | ۴۸۱۷۴۷ ± ۲۲۳۳۷۴۰ | ۵۷۸۵۹۸ ± ۱۹۴۸۷۸۶ |
| Totalexp | هزینه ی کل سالانه ی خانوار | ۵۱۳۱۵۴۹ ± ۳۳۶۲۷۹۷۵ | ± ۲۳۳۰۵۰۶۵ ۴۴۱۰۵۷۲ |
| Insurance | هزینه ی سالانه ی بیمه و خدمات اجتماعی خانوار | ۱۲۰۰۹۳۱ ± ۶۴۷۳۹۹۹ | ۷۱۶۴۶۴ ± ۳۳۷۳۳۵ |
| Eqsize | بعد تعدیل شده ی خانوار | ۰/۱۷۶۴ ± ۴/۶۵۷۶ | ۰/۲۰۳۷ ± ۵/۰۱۲۶ |
| Pop65 | نسبت کهنسالی خانوار | ۴/۶۴۵۶ ± ۰/۵۹۰۷ | ۰/۱۳۳۶ ± ۰/۲۵۲۲ |
| Ownh | نسبت خانوارهای مالک منزل مسکونی به کل خانوارها | ۰/۲۱۵۸ ± ۰/۶۳۹۵ | ۲/۴۴۴ ± ۰/۸۵۱۰ |
| Vehicle | نسبت خانوارهای مالک وسیله ی نقلیه ی موتوری به کل خانوارها | ۰/۲۴۰۱ ± ۰/۳۶۳۰ | ۰/۲۴۴۹ ± ۰/۲۸۴۴ |
| Prb | توزیع تخت های خصوصی به نسبت خانوارها | ۰/۰۰۱۱ ± ۰/۰۰۰۵ | ۰/۰۰۱۱ ± ۰/۰۰۰۵ |
| Pub | توزیع تخت های دولتی به نسبت خانوارها | ۰/۰۰۳۴ ± ۰/۰۰۵۳ | ۰/۰۰۳۴ ± ۰/۰۰۵۳ |
| Ph | توزیع تعداد پزشک به نسبت خانوارها | ۴/۵۶۱۴ ± ۰/۵۲۶۷ | ۴/۵۶۱۴ ± ۰/۵۲۶۷ |
| Edu/ household | متوسط تعداد افراد باسواد در خانوار | ۰ /۹۲۳ ± ۳/۰۱۵ | ۶/۴۰۷ ± ۳/۱۷۰ |
| Unemploy/household | متوسط تعداد افراد بیکار( بیکار، بیکار با درآمد، سایر:دانشجو، کاگر منازل) در خانوار | ۰/۱۵۵۷ ± ۰/۴۲۷۱ | ۱/۴۳۳ ± ۰/۶۵۵ |
| Trend | دوره ی زمانی ( نماینده ی تکنولوژی) | | |

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

جدول ۲: نتایج آزمون بر روی داده های پنل

| آزمون داده های پنل | آزمون نسبت راستنمایی (ناهمسانی واریانس) همسانی واریانس = $H_0$ | | آزمون وولدریج (خودهمبستگی) خود = $H_0$ همیستگی مرتبه اول در جملات اخلال | آزمون لوین لین چو (مانایی سری ها) وجود = $H_0$ ریشه ی واحد | آزمون همجمعی پدرونی عدم وجود هم جمعی = $H_0$ | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | نسبت راستنمایی prob<chi | درجه ی آزادی | احتمال | احتمال | احتمال آماره ی گروهی دیکی فولر [1] | احتمال آماره ی گروهی فلیپس پرون [1] | احتمال آماره ی گروهی همبستگی رتبه ای اسپیرمن [1] |
| شهری | سطح معنی داری< ۰/۰۰۱ | ۲۳ | سطح معنی داری< ۰/۰۰۱ | سطح معنی داری< ۰/۰۰۱ | سطح معنی داری< ۰/۰۰۱ | سطح معنی داری< ۰/۰۰۱ | سطح معنی داری< ۰/۰۰۱ |
| روستایی | سطح معنی داری< ۰/۰۰۱ | ۲۳ | سطح معنی داری< ۰/۰۰۱ | سطح معنی داری< ۰/۰۰۱ | سطح معنی داری< ۰/۰۰۱ | سطح معنی داری< ۰/۰۰۱ | سطح معنی داری< ۰/۰۰۱ |

آزمون همجمعی پدرونی، فرض صفر مبنی بر هم جمع نبودن داده ها رد شده است، در نتیجه رگرسیون به دست آمده کاذب و تورش دار نخواهد بود. خروجی آزمون های ذکر شده در جدول ۲ ارائه شده است.

پس از آزمون داده های پنل، نتایج آزمون چاو[1] و بروش پاگان[2]، نشان دهنده ی p-value<0/001 می باشد که به معنی رد فرض صفر آزمون یا وجود داده های تلفیقی است و به دنبال آن، prob > 0/05 در آزمون هاوسمن ، مدل اثرات تصادفی را در نقاط شهری و prob < 0/05، مدل اثرات ثابت را درنقاط روستایی جهت تخمین نهایی تأیید کرده است. محاسبات مربوط به به برآورد ضرایب و اثرات آنها بر متغیر وابسته در جدول ۳ ارائه شده است.

1 -Chaw test
2 -Breusch-Pagan

در تخمین رگرسیون مناطق روستایی میزان آماره ی دوربین واتسون بین ۰/۷ تا ۰/۹ بوده که حاکی از وجود خود همبستگی مرتبه اول در اجزای اخلال می باشد . در این حالت مدل با وارد کردن AR(1) مجددا برازش و آماره ی دوربین واتسون به ۲ افزایش یافته است.

تخمین نهایی بر روی معنی دار ترین عوامل اثرگذار بر سرانه ی هزینه های بهداشتی درمانی خانوار در مناطق شهری نشان داده که در فاصله ی اطمینان ۹۵٪، ارتباط معنی داری میان سرانه ی هزینه های کل سالانه ی خانوار ( نماینده ای از درآمد )، سرانه ی هزینه های بیمه ی درمانی سالانه ی خانوار، توزیع پزشک به نسبت خانوارها، پیشرفت و بهبود تکنولوژی، نسبت کهنسالی خانوارها و متغیر وابسته ی مدل وجود داشت. در این میان هزینه ی بیمه های درمانی خانوار (ضریب ۰/۴۱۷) بیشترین تأثیر و بهبود تکنولوژی ( ضریب ۰/۰۲۵) کمترین تأثیر را بر

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

جدول ۳: نتیجه ی برآورد داده ها

| متغییرها | شهری | | روستایی | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | تصریح اول | تصریح دوم | تصریح اول | تصریح دوم | تصریح سوم |
| هزینه های کل خانوار | ۱۴/۱۹<br>۰/۶۹۵ | *۱۲/۰۱<br>***۰/۳۴ | ۵/۶۲<br>۰/۴۶۹ | ۹/۲۹<br>۰/۵۷۹ | **۱۰/۲۱<br>۰/۵۳۳ |
| هزینه های بیمه های اجتماعی و درمانی | ۵/۴۱<br>۰/۲۱۹ | ۱۰/۱۵۳<br>۰/۴۱۷ | ۸/۹۹<br>۰/۳۱۱ | ۱۰/۵<br>۰/۳۳ | ۱۰/۷۲<br>۰/۳۳ |
| توزیع پزشک به نسبت خانوارها | ۲/۲۹<br>۰/۴۲۷ | ۲/۳۳۴<br>۰/۰۳۳ | ۸/۷۸<br>۰/۳۲۴ | ۸/۷۶<br>۰/۳۲۴ | ۸/۹۹<br>۰/۳۳۵ |
| بعد تعدیل شده ی خانوار | | | ۱/۸۱<br>۱/۱۹۴ | ۱/۰۵<br>۰/۵۵۹ | – |
| تعداد خانوارهای مالک مسکن | -۰/۲۹۴<br>-۰/۰۳۲ | – | | | |
| نسبت کهولت خانوار | ۲/۱۹<br>۰/۱۳۵ | ۲/۴۲<br>۰/۱۴۳ | | | |
| دوره ی زمانی | ۲/۵۱<br>۰/۳۰۸ | -۲/۵۲<br>-۰/۰۲۵ | ۱/۶۹۸<br>۰/۰۱۷۲ | – | – |
| مشخصات آزمون | R-squared = 0/945377<br>F-statistics = 2048/013<br>Durbin-watson stat =1/9 | | R-squared = 0/970926<br>F-statistics = 690/55<br>Durbin-watson stat = 2/17 | | |

*آماره ی z ** آماره ی t *** ضریب متغیر

سرانه ی هزینه های بهداشتی درمانی خانوار شهری داشته است. در مناطق روستایی نیز ، در فاصله ی اطمینان ۹۵٪، سرانه ی هزینه های بهداشتی درمانی خانوار ارتباط معنی داری با سرانه ی هزینه های کل سالانه ی خانوار، سرانه ی هزینه های بیمه ی درمانی سالانه ی خانوار و توزیع پزشک به نسبت خانوارها داشت. هزینه های کل خانوار ( ضریب ۰/۵۳۳) بیشترین تأثیر و هزینه های بیمه ای خانوار و توزیع پزشک به نسبت خانوارها پس از آن به یک نسبت (ضرایب به ترتیب ۰/۳۳ و ۰/۳۳۵) بر سرانه ی هزینه های بهداشتی درمانی خانوار تأثیر داشته اند.

روابط نهایی

$$logHexp_{it} = \alpha_i + ۰/۳۴\ logTOTALEXP_{it} + ۰/۴۱۷\ logINSURANCE_{it} + ۰/۰۳۳\ log(PH/POP) + ۰/۱۴۳\ logPOP65_{it} - ۰/۰۲۵\ TREND + \varepsilon_{it}$$

$$logHexp_{it} = \alpha_i + \mathbf{۰/۵۳۳}\ logTOTALEXP_{it} + \mathbf{۰/۳۳}\ logINSURANCE_{it} + \mathbf{۰/۳۳۵}\ log(PH/POP) + \varepsilon_{it}$$

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

## بحث

در طول دوره ی مورد مطالعه، هزینه های بهداشتی درمانی خانوار سیر صعودی داشته و میزان افزایش آن در استان ها و در نقاط شهری و روستایی متفاوت بوده است. نتیجه ی برآورد داده ها نشان داد، افزایش در هزینه های کل خانوار، هزینه های بیمه ای خانوار و میزان توزیع پزشک، به طور مشترک مهم ترین عوامل اثرگذار بر افزایش سطح تقاضای خدمات و به دنبال آن هزینه های بهداشتی درمانی در نقاط شهری و روستایی بودند. بهبود تکنولوژی تشخیصی و درمانی و رشد کهنسالی در جمعیت شهری مورد مطالعه نیز هرچند به میزان کم بر هزینه های بهداشتی درمانی خانوار شهری اثرگذار هستند. در این میان تکنولوژی علارغم وجود پیش فرض افزایش در هزینه های سلامت، بر اساس برآورد تنها متغیری است که بهبود آن سبب کاهش در هزینه های بهداشتی درمانی شده است.

بررسی توصیفی اطلاعات جمع آوری شده نشان داد که ، روند افزایش هزینه های بهداشتی درمانی با توجه به بهبود وضعیت درآمد افراد ، تغییر الگوی بیماری ها از موارد حاد به مزمن و تغییر در ساختار سنی جمعیت ( سالخوردگی ) مورد انتظار است [۱۱].

بررسی ها نشان داده که میزان سالخوردگی جمعیت در طول بازه ی مطالعه افزایش یافته است. امروزه رشد علوم و فنون مختلف به ویژه پزشکی، منجر به کاهش میزان مرگ و میر ناشی از بیماری های حاد وحوادث غیر مترقبه شده است. این کاهش در میزان مرگ و میر از یک سو ، میانگین امید به زندگی افراد و در نتیجه میانگین سنی جمعیت را بالا برده و از سوی دیگر سبب تغییر در الگوی بیماری ها به سمت بیماری های مزمن و مادام العمر شده است.

هزینه های کل خانوار نیز در نقاط شهری و روستایی روند صعودی داشته که با توجه به تغییر در شرایط زندگی افراد و قیمت کالا و خدمات مورد استفاده محتمل بوده است. هزینه ی مربوط به خدمات بیمه ی اجتماعی و درمانی نیز در طول دوره افزایش یافته که از یک سو ناشی از تنوع و پیشرفت خدمات پزشکی و به تبع بزرگ تر شدن بسته ی خدمات تحت پوشش بیمه بوده و از سوی دیگر ناشی از تغییر در الگوی بیماری ها ( از حاد به مزمن ) و نیاز به مراقبت و دریافت خدمات خاص به صورت طولانی مدت است . بزرگ شدن بسته ی خدمات بیمه ای و نیاز بیشتر به استفاده از خدمات، موجب اقبال بیشتر مردم به بیمه های درمانی و افزایش هزینه های بیمه ای (گاهی خصوصی) می شود. دلیل مهمتر این موضوع نیز می تواند، افزایش سهم بیمه شدگان از حق بیمه هایی باشد که خود روز به روز در حال افزایش هستند.

میزان عرضه ی خدمات سلامت در تمام طول دوره در حال افزایش است که ناشی از تغییر در استانداردهای مراقبت و ارائه ی خدمات ، افزایش تربیت نیروی انسانی مورد نیاز در سال های اخیر و تغییر در نیازهای جمعیت می باشد.

میانگین افراد شاغل و باسواد در خانوار افزایش یافته است. اشتغال با تأثیر بر میزان دسترسی مالی ، تقاضای خانوار را برای خدمات افزایش می دهد. افراد شاغل اغلب به دلیل داشتن پوشش بیمه ای و توان پرداخت [۱] بالاتر، دسترسی مالی بیشتری به خدمات دارند. همچنین مطالعات بسیار تأثیر سواد و تحصیلات را بر افزایش هزینه های بهداشتی درمانی تأیید کرده اند [۴، ۵].

بر طبق نتایج تخمین مدل هزینه های بهداشتی درمانی، می توان چنین بیان کرد که : بیمه ی سلامت یکی از مهم ترین عوامل اثرگذار بر هزینه های بهداشتی درمانی در نقاط شهری و روستایی است. اگرچه نقش این عامل در نقاط روستایی در درجه ی دوم و پس از هزینه های کل (درآمد) قرار دارد اما از مقایسه ی ضریب آن در شهر و روستا می توان اینگونه نتیجه گرفت که تأثیر هزینه های بیمه ای بر هزینه های بهداشتی درمانی در نقاط روستایی بیشتر از شهری است.

این تأثیر مستقیم می تواند ناشی از تشویق مردم به استفاده ی بیشتر از خدمات و ارائه دهندگان سطوح بالاتر خدمات بهداشتی و درمانی باشد. به طور کلی، در زمینه ی تأثیر بیمه بر هزینه های بهداشتی درمانی دو رویکرد

[۱] درآمد مؤثر خانوار منهای هزینه ی معاش می باشد. درآمد مؤثر بر اساس کل هزینه های مصرفی یک خانوار در یک دوره زمانی خاص در نظر گرفته می شود که در بسیاری از کشورها بهتر از درآمد گزارش شده بازگوکننده ی قدرت خرید خانوار است.

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

متناقض وجود دارد. گروهی بیان می دارند که اجرای سیاست های بیمه ای موجب محافظت خانوار در برابر هزینه های سلامت می شود و خانوارهایی که تحت پوشش بیمه نیستند یا از خدماتی استفاده می کنند که در بسته ی خدمات سازمان بیمه گر وجود ندارد، درصد بالاتری از درآمد خود را صرف دریافت خدمات بهداشتی درمانی می کنند [۱۰، ۲۱، ۲۲]، در نتیجه بیمه سبب کاهش هزینه های بهداشتی درمانی افراد می شود. اما در رویکردی دیگر که بیشتر به الگوی نتیجه گیری شده در مطالعه ی حاضر شباهت دارد گفته شده، بیمه با تشویق مردم به استفاده ی بیشتر از خدمات، موجب افزایش هزینه های بهداشتی درمانی خانوار می شود که ناشی از کارایی پایین نظام بیمه ای و عدم توجه به طراحی صحیح بسته ی خدمات تحت پوشش و رفتار بیمه شدگان وشیوه ی پرداخت به ارائه کنندگان خدمات است [۲۳].

هزینه های کل خانوار (درآمد خانوار) یکی دیگر از عوامل مهم اثرگذار بر هزینه های بهداشتی درمانی به خصوص در نقاط روستایی است که اهمیت آن در جایگاه نخست قرار دارد. درستی رابطه مستقیم میان درآمد و هزینه های بهداشتی درمانی در مطالعات بسیار [۲۷-۲۴] از جمله در سال ۲۰۰۲ در نپال تأیید شده است. این مطالعه نشان داده که، درآمد دارای اثرات مستقیم و غیرمستقیم، از طریق تأثیر بر سلامت فرد و نوع انتخاب ارائه کننده ی خدمات، بر هزینه های بهداشتی درمانی است [۲۸]. در مطالعه ای دیگر در سال ۲۰۰۶ در چین، ارتباط مستقیم بین هزینه های بهداشتی درمانی و سطح درآمد خانوار اثبات شده است. بر طبق این مطالعه پایین بودن توان پرداخت، از طریق کاهش دسترسی افراد به خدمات موجب کاهش سطح هزینه های بهداشتی درمانی شده است [۲۹].

مقایسه ارقام محاسبه شده در زمینه ی نسبت هزینه های بهداشتی درمانی به کل هزینه ی خانوارهای شهری و روستایی در مطالعه ی حاضر نشان از وجود نابرابری بیشتر از لحاظ مشارکت در تأمین مالی هزینه های سلامت در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری داشته است که سیاست های اخذ شده از جمله توسعه بیمه های درمان نتوانسته کمکی به بهبود وضعیت مذکور طی این سال ها نماید. دلیل این تفاوت را شاید بتوان، پایین بودن سطح درآمد سرانه ی خانوارهای روستایی نسبت به شهری دانست که سبب می شود تا هزینه های بهداشتی نه چندان بالا نیز سهم زیادی از درآمد آنان را به خود اختصاص دهد. از سوی دیگر در مطالعه ای اینگونه بیان شده که فاصله ی زیاد با مراکز ارائه دهنده ی خدمات مانند : بیمارستان های طرف قرارداد بیمه ی خاص یا بیمارستان های خیریه که خدمات را به صورت رایگان و ارزان قیمت ارائه می دهند روستاییان را مجبور به استفاده از خدمات گران قیمت می کند [۲۳].

نتایج مطالعه ی حاضر، همانند بسیاری از مطالعات این حوزه، مؤید ارتباط مستقیم سالخوردگی جمعیت با سرانه ی هزینه های بهداشتی درمانی خانوار در نقاط شهری است. همان گونه که پوررضا و مهرآرا به ترتیب در سال های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۹، وجود افراد ۶۵ سال به بالا را عامل افزایش هزینه های بهداشتی درمانی خانوار و حتی قرار گرفتن در معرض هزینه های کمرشکن می دانند [۳۰،۲۳]. نتایج مطالعه ی بنرجی (۲۰۱۲ ) نشان داد، اگرچه هزینه های کلی افراد تا سن ۷۵ سالگی ۱۹٪، ۸۵ سالگی ۳۴٪ و ۹۵ سالگی ۵۲٪ کاهش می یابد اما، بر خلاف این روند ، هزینه های بهداشتی درمانی به عنوان دومین هزینه ی بزرگ در بودجه ی افراد سالخورده در آمریکا و تنها عاملی است که با افزایش سن، افزایش می یابد [۳۱]. دلیل احتمالی بی معنی شدن این عامل در نقاط روستایی را می توان تراکم بیشتر جمعیت در نقاط شهری دانست.

دسترسی افراد به خدمات علاوه بر فاکتورهای اقتصادی چون درآمد و پوشش بیمه ای فرد، به هزینه های قابل پیش بینی حمل و نقل و سطح عرضه ی خدمات نیز بستگی دارد. توزیع پزشک به نسبت خانوارها به عنوان شاخصی برای عرضه ی خدمات در نظر گرفته شده و از جمله متغیرهایی است که بر اساس مدل، تأثیر مستقیمی بر سرانه ی هزینه های سلامت خانوار دارد . بر اساس این تئوری که عرضه تقاضای خود را ایجاد می کند، با افزایش سطح عرضه ی خدمات ( توزیع پزشک به نسبت خانوارها ) از یک سو دسترسی به ارائه کنندگان خدمات سلامت بیشتر می شود و از سوی دیگر به دلیل فرضیه ی ایجاد

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

تقاضای القایی، افزایش هزینه های بهداشتی درمانی مورد انتظار است [۳۲]. عبدلی و ایزومیدا[1] در مطالعات جداگانه در این زمینه به این نتیجه رسیدند که القای تقاضا سبب افزایش هزینه و تحمیل آن بر بیماران ، اتلاف وقت و در نتیجه کاهش رفاه و حتی رشد شاخص هزینه های کمرشکن می شود.

امروزه تغییر سطح انتظارات افراد و گرایش روز افزون به استفاده از تکنولوژی نوین و گرانقیمت درمانی از جمله عوامل اثرگذار بر افزایش هزینه های بهداشتی درمانی شناخته شده است. اما همان گونه که از نتایج مطالعه ی حاضر مشخص است، بهبود تکنولوژی برخلاف تصور عموم موجب کاهش هزینه های بهداشتی درمانی خانوار هرچند به میزان کم شده است. در نقاط روستایی نیز اگرچه در ابتدا تأثیر مثبت خود بر هزینه ها را نشان داده اما در ادامه به دلیل معنی دار نبودن از رگرسیون حذف شده است. در این راستا نورمند [2] این گونه اظهار می دارد که، پیشرفت فن آوری به خودی خود موجب افزایش هزینه ها نمی شود، بلکه این شکست در اجرای قوانین ارزیابی اقتصادی است که موجب چنین امری می شود. تکنولوژی جدید ممکن است در ابتدا گران باشد ولی ممکن است در نهایت هزینه-مؤثرتر از فن آوری های قدیمی تر باشد [۳۳]. به این معنی که بهبود تکنولوژی گرچه در یک نگاه می تواند هزینه های بهداشت و درمان را افزایش دهد اما از دیدگاهی دیگر با تشخیص و درمان زودتر بیماران از هزینه های بعدی و بزرگتر جلوگیری می نماید و از این منظر می توان تأثیر تکنولوژی بر هزینه های بهداشت و درمان را خنثی شده تلقی کرد. در این راستا، با گسترش اطلاع رسانی نسبت به تکنولوژی های جدید و هزینه - اثربخش تر به ویژه در نقاط روستایی می توان، تأثیر این متغیر در کنترل هزینه ها را در نقاط شهری و روستایی افزایش داد.

میزان دسترسی به خدمات از جنبه دارا بودن وسیله ی نقلیه ی موتوری، یکی از فاکتورهای اساسی در ایجاد تفاوت در بهره مندی گروه های مختلف اجتماعی از خدمات بهداشتی درمانی به ویژه در نقاط روستایی شناخته شده اما [۳۴]، در مطالعه ی حاضر هیچ ارتباط معنی داری در این زمینه یافت نشد.

اگرچه انتظار می رفت که نوع مالکیت منزل مسکونی ( مالکیت یا عدم مالکیت(پرداخت اجاره،رهن و .. )) به عنوان بزرگترین هزینه ی غیرخوراکی خانوار، شرایط اقتصادی خانوار ( توان پرداخت ) و در نتیجه میزان تخصیص بودجه به بهداشت و درمان را تحت تأثیر قرار دهد، اما پس لحاظ شدن در هردو رگرسیون نقاط شهری و روستایی ، هیچ ارتباط معنی داری در این زمینه یافت نشد.

میزان مرگ و میر سالانه ی جمعیت به دلیل همبستگی بالا با جمعیت بالای ۶۵ سال، و متغییرهایی چون دسترسی به آب آشامیدنی سالم و وضعیت بهداشتی خانوار به دلیل همبستگی بالا با شرایط اجتماعی-اقتصادی و سلامت خانوار، نامناسب شناخته شده و از رگرسیون حذف شده اند. بعد خانوار نیز از جمله متغیرهایی است که با وجود تأکید بر تأثیر آن بر هزینه ی معاش و در نتیجه توان پرداخت خانوار [۲۳] در بسیاری از مطالعات، معنی دار نبوده است.

به طور کلی می توان گفت، نتایج حاصل در این مطالعه تقریبا مشابه اکثر مطالعات داخلی و خارجی انجام گرفته در این حوزه می باشد. کاووسی (۱۳۸۹) و مهرآرا (۱۳۸۹) به صورت جداگانه در مقالات خود چنین عنوان کردند که درآمد خانوار، بعد خانوار، پوشش بیمه ای، تعداد افراد بالای ۶۵ سال و نیازمند مراقبت، سکونت در مناطق روستایی و برخی عوامل اجتماعی مانند تعداد افراد شاغل در خانوار از جمله مهم ترین عوامل در افزایش هزینه های بهداشتی درمانی خانوار و حتی مواجه ی آنان با هزینه های کمرشکن هستند. گراسمن (۱۹۷۲) تحصیلات اعضای خانوار، درآمد و وضعیت بهداشتی و جاکوبسون (۱۹۹۹) ترکیب اعضا و نحوه ی سرپرستی خانوار را از جمله متغیرهای اثرگذار بر هزینه های سلامت خانوار دانستند که برخی از آنان در این مطالعه به دلایل همبستگی بالا با سایر متغیرهای اساسی تر یا بی معنی بودن در برآورد نهایی حذف شدند.

1 -Izumida
2 -Normand

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

## نتیجه گیری

به طور کلی با توجه به نتایج به دست آمده می توان بیان کرد که اولا سرانه ی هزینه های بهداشتی درمانی خانوارهای شهری و روستایی تحت تأثیر درآمد افزایش می یابد. همچنین با وقوف به این نکته که، نتایج به دست آمده نشان دهنده ی ارتباط مستقیم میان هزینه های بهداشتی درمانی و سرانه ی هزینه های بیمه ای می باشد، ناکارآمدی نظام بیمه ای را نیز می توان یکی از علل افزایش در هزینه ها دانست. در ایران، وجود صندوق های مختلف بیمه، دریافت حق بیمه های متفاوت، ارائه ی خدمات پایه ی متفاوت و گاهی همپوشانی بیمه ها به این امر دامن زده است، در این راستا ادغام صندوق های بیمه و پوشش همگانی موجب ارزان تر شدن خدمات پزشکی در قبال خرید خدمت بیشتر، ارائه ی خدمات پایه ی یکسان، جلوگیری از هم پوشانی بیمه ها و هدر رفتن منابع مالی بیمه می شود.

ضعف نظام ارائه ی خدمات و نظارت بر عملکرد به ویژه در بیمارستان ها سبب شده تا در برخی موارد پزشک عامل ایجاد تقاضای غیر ضروری و گران قیمت باشد، که این مسئله در مورد بیماران تحت پوشش بیمه که پزشک در مورد بازپرداخت هزینه های آنها اطمینان بیشتری دارد محتمل تر است.

علاوه بر این سالخوردگی جمعیت نیز دارای تأثیر مستقیم بر هزینه های بهداشتی درمانی در نقاط شهری بوده است که با توجه به روند افزایش سن جمعیت کشور، برنامه ریزی دقیق برای پوشش هزینه های آتی این گروه جمعیتی در حال افزایش، ضروری است.

## تشکر و قدردانی

از اساتید و کادر محترم دانشکده ی مدیریت دانشگاه علوم پزشکی کرمان که با شکیبایی ساعتی از وقت خود را در اختیار مجریان پژوهش قرار دادند صمیمانه تشکر می نماییم. لازم به ذکر است که مقاله بدست آمده از پایان نامه کارشناسی ارشد نویسنده ی اول، با عنوان (بررسی تأثیر عوامل اجتماعی اقتصادی مرتبط با سرانه ی هزینه های بهداشتی درمانی خانوارهای ایران به تفکیک استان های کشور : سال های (۱۳۶۰-۱۳۹۰) ) در رشته اقتصاد سلامت بوده و از حمایت مالی برخوردار نبوده است.

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

## References

1. Organization WH. The world health report 2000: health systems: improving performance: World Health Organization; 2000.
2. HJORTSBERG C. Determinants of household health care expenditure-the case of Zambia. Unpublished; 2000.
3. Muurinen J-M. Demand for health: a generalised Grossman model. Journal of Health Economics. 1982;1(1):5-28.
4. Kenkel DS. The demand for preventive medical care. Applied Economics. 1994;26(4):313-25.
5. Grossman M. The demand for health: a theoretical and empirical investigation. NBER Books. 1972;5:102.
6. Diop F SV, Mulenga C. Household health seeking behavior in Zambia. Abet Associates Inc. 1998;20(MD: Partnerships for Health Reform Project):34-8.
7. Rahbari M. Evaluation of General Budget Bill of iran, 2012 : Health section. 2012 12889(in persian).
8. Expert working group on health Pc. Iran's fifth development plan of health, economic, social and cultural. ministry of health , policy council: 2009(in persian).
9. Di Matteo L. The income elasticity of health care spending. The European Journal of health economics. 2003;4(1):20-9.
10.Xu K, Evans DB, Carrin G, Aguilar-Rivera AM, Musgrove P, Evans T. Protecting households from catastrophic health spending. Health affairs. 2007;26(4):972-83.
11.Ghalibaf M. Strategic view of the health system in the country. 2010;5;59-93(in persian).
12.Cantarero D. Decentralization and health care expenditure: the Spanish case. Applied Economics Letters. 2005;12(15):963-6.
13.Bolin K, Jacobson L, Lindgren B. The family as the health producer—when spouses are Nash-bargainers. Journal of health economics. 2001;20(3):349-62.
14.Jacobson L. The family as producer of health, -An extended Grossman model. malmo/lond: lund univercity; 1999.
15.Zare H, Trujillo AJ, Leidman E, Buttorff C. Income elasticity of health expenditures in Iran. Health policy and planning. 2013;28(6):665-79.
16.Karl TL. The paradox of plenty: Oil booms and petro-states: Univ of California Press; 1997.
17.Mahmoudi V, editor Growth-equity decomposition of a change in poverty: an application to Iran. UNU/WIDER Development conference on growth and poverty Helsinki; 2001.
18.Deaton A. The analysis of household surveys: a microeconometric approach to development policy: World Bank Publications; 1997.
19.Iran statistical C. Classification Definitions and Concepts. definitions and standards office of statistical center of iran: statistical center of iran, 2003(in persian).
20.Xu K, Evans DB, Kawabata K, Zeramdini R, Klavus J, Murray CJ. Household catastrophic health expenditure: a multicountry analysis. The Lancet. 2003;362(9378):111-7.
21.Berki S. A look at catastrophic medical expenses and the poor. Health Affairs. 1986;5(4):138-45.
22.Waters HR, Anderson GF, Mays J. Measuring financial protection in health in the United States. Health policy. 2004;69(3):339-49.
23.Kavosi Z, Rashidian A, Pourmalek F, Majdzadeh R, Pourreza A, Kazem M, et al. Measuring Household Exposure to Catastrophic Health Care Expenditures: a Longitudinal Study in Zone 17 of Tehran. Hakim Research Journal. 2009;12(2):38-47(in persian).
24.Meyerhoefer CD, Sahn DE, Younger SD. The joint demand for health care, leisure, and commodities: Implications for health care finance and access in Vietnam. The Journal of Development Studies. 2007;43(8):1475-500.
25.Parker SW, Wong R. Household income and health care expenditures in Mexico. Health Policy. 1997;40(3):237-55.
26.Acton JP. Nonmonetary factors in the demand for medical services: some empirical evidence. The Journal of Political Economy. 1975:595-614.

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

27.Rout HS. Influence of income and education on household health expenditure: The case of tribal Orissa. University Library of Munich, Germany, 2006.
28.Rous JJ, Hotchkiss DR. Estimation of the determinants of household health care expenditures in Nepal with controls for endogenous illness and provider choice. Health Economics. 2003;12(6):431-51.
29.Chou WL. Explaining China's regional health expenditures using LM-type unit root tests. Journal of Health Economics. 2007;26(4):682-98.
30.Mehrara M, Fazaeli A, Fazaeli A. Health Finance Equity in Iran: an Analysis of Household Survey Data (1382-1386). Journal of health administration. 2010;13(40):51-61(in persian).
31.Banerjee S. Expenditure Patterns of Older Americans, 2001-2009. EBRI Issue Brief. 2012 (368).
32.Rossiter LF, Wilensky GR. Health economist-induced demand for theories of physician-induced demand. Journal of Human Resources. 1987:624-7.
33.Normand C. Economics, health, and the economics of health. BMJ: British Medical Journal. 1991;303(6817):1572.
34.Le Grand J. The strategy of equality: Allen & Unwin; 1989.

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]

Original Article

# Influence of socioeconomic factors associated with per capita household health expenditure in Iran provinces: years 1981 to 2011

*amin E[1], sabermahani A[2] *, nejati M[3]*

[1]mSc of health economic , Kerman university of medical science
[2]Assistant Professor, Department of Management,Health Policy and health economics, Research Center for Health Services Management, Institute for Futures Studies in Health, Kerman University of Medical Sciences,Kerman, Iran.
[3]Assistant Professor of economics department , Shahid Bahonar university of Kerman
***Corresponding Author:** Kerman University of Medical Sciences, Kerman, Iran.
Email: A_Saber@kmu.ac.ir

## Abstract

**Background & objectives:** *Because of its policy implications, investigating the household health care expenditures has become an important issue . the socio-economic status of households along with access to facility, demographic structure and technological progress are factors which examined in terms of importance .*

**Materials & Methods:** *in order to explore the impact of independant variables, OLS regression technique was implemented on a panel dataset of 24 section and 30 years. The source was the database of statistical center of Iran which were analyzed by two econometrics software named Stata 11 & Eviews 7.*

**Results:** *dependant variable had direct relationship with household economic status (household total expenditure and insurance expenditure) and household access to health service (distribution of physician over the household ) in urban and rural area. moreover, the demographic characteristics (proportion of elderly over the household) and technological improvement with healthcare expenditure in urban areas was found to be directly and indirectly related.*

**Conclusion:** *Inefficiency of the health insurance system, the poor surveillance over system services and increase in number of elderly had also led to increase in the average cost of household health care expenditure. against the common hypothesis for technology, the estimation results confirm the effects of technology on decreasing the health care expenditure. actions such as system integration to decrease the cost of services and Increasing the people level of knowledge toward technology specially in rural area is of priority.*

**Key words:** *Iran, Health expenditure, Socioeconomic Factors, panel model*

*Journal of North Khorasan University of Medical sciences 2016;8(1):17-31*

Recivied:16 July 2014
Revised: 9 Nov 2014
Accepted: 31 Dec 2014

[ Downloaded from journal.nkums.ac.ir on 2026-01-31 ]