



تأثیر نامتقارن عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی خانوارهای شهری در استان‌های لیان: روش رگرسیون کوانتایل

حیدر لطفی*

دانشیار گروه جغرافیای سیاسی، واحد گرمسار، دانشگاه آزاد اسلامی، گرمسار، ایران

سمیرا متقی

استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران

صلاح ابراهیمی

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

نوع مقاله: پژوهشی

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۲/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۶/۱۴

چکیده: مقاله حاضر بر آن است تا با رویکردی تحلیلی و به‌کارگیری روش مدل‌سازی به بررسی عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی خانوارهای شهری استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۵ پرداخته و با بهره‌گیری از روش رگرسیون کوانتایل، ضمن بررسی وضعیت مخارج بهداشتی در استان‌های ایران (شامل ۳۰ استان)، به بررسی عوامل مؤثر بر این مخارج و چگونگی اثرگذاری این عوامل در کوانتایل‌های مختلف در خانوارهای شهری بپردازد. نتایج این مطالعه نشان داد که کشش درآمدی مخارج بهداشتی خانوارهای شهری در استان‌های ایران، کوچک‌تر از یک بوده است که بیانگر ضروری بودن مخارج بهداشتی در استان‌های مورد بررسی است. به علاوه، سایر نتایج این مطالعه حاکی از این است که تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت و معنی‌داری بر مخارج بهداشتی خانوار داشته‌اند. همچنین تورم، نرخ بیکاری و مخارج آموزشی، اثر منفی و معنی‌داری بر مخارج بهداشتی خانوارهای شهری استان‌های ایران، داشته است؛ براساس سایر نتایج، شاخص‌های تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ بیکاری و مخارج آموزشی، در مقادیر بالای مخارج بهداشتی، عملکرد قوی‌تری داشته‌اند این در حالی است که اثرات تورم بر مخارج بهداشتی، به تدریج در کوانتایل‌های بالا، کم‌تر می‌شود. این نتایج، بیانگر آن است که در سطوح بالای درآمدی، افراد، بیشتر برای سلامت خود هزینه می‌کنند. نتایج آزمون تقارن نیز نشان‌دهنده این است که با افزایش مخارج بهداشتی، به ترتیب اثر مثبت تولید ناخالص داخلی سرانه و اثرات منفی مخارج آموزشی و نرخ بیکاری، افزایش می‌یابد.

واژگان کلیدی: مخارج بهداشتی، خانوار شهری، رگرسیون کوانتایل، اثرات نامتقارن، استان‌های ایران

طبقه‌بندی JEL: N35, C25, H51, H31

* نویسنده مسئول: heydare.lotfi@gmail.com

۱- مقدمه

سلامت، یکی از ارکان اصلی توسعه پایدار است و تأمین مخارج بهداشتی بهینه در جهت رفع انتظارات مردم در راستای حمایت مالی آنها و کمک در راستای عادلانه‌سازی این مخارج میان اقشار مختلف، از اصلی‌ترین مسئولیت‌های بهداشتی هر کشور می‌باشد (Hartwig, 2008). به عبارتی، تأمین مالی عادلانه سلامت، حمایت از مردم در برابر افزایش مخارج بهداشتی و تضمین عدالت در استفاده از خدمات درمانی، از مهم‌ترین معضلات سیستم‌های بهداشتی بوده و کمبود پوشش جامع و کامل بهداشتی- درمانی، معمولاً خانوارهایی را که ظرفیت کم‌تری برای تهیه خدمات درمانی دارند، با آسیب مواجه می‌کند (Weraphong et al., 2013). سیستم مراقبت‌های بهداشتی عمومی در کنار فاکتورهای نهادی، آموزش عمومی و هزینه‌های اجتماعی، یکی از ستون‌های توسعه دولت رفاه در کشورهای صنعتی می‌باشد. اگرچه سیستم‌های بهداشت و درمان عمومی در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته، متفاوت طراحی شده اما یک ویژگی مشترک آنها، افزایش مداوم مراقبت‌های بهداشتی است (Ke et al., 2011). با این وجود، اختلافات در نرخ رشد مخارج بهداشتی در بین کشورها قابل توجه است. این اختلافات می‌تواند با عوامل اقتصادی، اجتماعی و جمعیتی توضیح داده شود (Pammolli et al., 2012). طی چند دهه اخیر، مطالعات تجربی در زمینه عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی، تا حد زیادی بر عوامل درآمدی متمرکز بوده است (Joshi, 2016)؛ اما امروزه، نقش شاخص‌های گذار جمعیتی، از جمله شهرنشینی، در این مقوله بسیار حائز اهمیت جلوه می‌کند؛ زیرا زندگی شهرنشینی در جهان به سرعت در حال تغییر است و سرعت تغییر در سه دهه گذشته (که مقارن با رشد سریع جهانی‌سازی در دنیا می‌باشد)،

سریع‌تر از قبل بوده است؛ به صورتی که نرخ شهرنشینی در جهان به حدود ۵۰ درصد در کشورهای در حال توسعه رسیده است (Tian et al., 2013). در قرن بیست و یکم، بیش از هر دوره دیگری به قرن زندگی شهری اشاره می‌شود. بر این اساس، انتظار می‌رود جمعیت شهری جهان از ۲/۸ میلیارد نفر در سال ۲۰۰۰ به ۶/۲۵ میلیارد نفر در سال ۲۰۵۰ برسد و پیش‌بینی می‌شود که بیشتر این رشد در قاره آسیا و آفریقا رخ دهد (United Nations Population Division, 2017; World Bank, 2019). در این میان، آثار سبک زندگی شهری بر مخارج بهداشتی در مناطق مختلف بر کسی پوشیده نیست اما این آثار، متفاوت است؛ زیرا از یک سو، ساکنان شهری ممکن است از خدمات بهداشتی، زیرساختی و خدمات درمانی بهتری بهره‌مند شوند و از سوی دیگر، ممکن است با مشکلات دیگری؛ از جمله نابرابری درآمدی، سبک زندگی ناسالم و آلودگی محیط‌زیست در شهرها روبه‌رو شوند. بر این اساس، اجماع کلی در زمینه تأثیر سبک زندگی شهری و عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی در خانوارهای شهری وجود ندارد (Zhu et al., 2011; Fang & Rizzo, 2012) و از آنجا که جهان به سرعت در حال تغییرات قابل توجهی در استانداردهای زندگی، سبک زندگی، رفتار اجتماعی و سلامت شهری است (در حالی که زندگی شهری همچنان فرصت‌های زیادی از جمله دسترسی بالقوه به مراقبت‌های بهداشتی بهتر را ارائه می‌دهد)، محیط‌های شهری امروز می‌توانند هم منجر به رشد بهداشت جوامع شده و هم مخاطرات سلامتی جدیدی را متوجه افراد کنند. به عبارتی از آنجا که معضلات بهداشتی در کشورهای در حال توسعه به‌ویژه در شهرها مشهود است که مربوط به آب، محیط‌زیست، خشونت و آسیب‌ها، بیماری‌ها، رژیم‌های غذایی ناسالم و عدم تحرک جسمی و همچنین خطرات ناشی از شیوع بیماری است که

- آیا مخارج آموزشی استانی بر مخارج بهداشتی خانوار شهری استانی تأثیرگذار است؟
- آیا شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی استانی بر مخارج بهداشتی خانوار شهری استانی تأثیرگذار است؟
- آیا انتشار دی‌اکسیدکربن استانی بر مخارج بهداشتی خانوار شهری استانی تأثیرگذار است؟
- آیا نرخ باسوادی استانی بر مخارج بهداشتی خانوار شهری استانی تأثیرگذار است؟
- آیا نرخ بیکاری استانی بر مخارج بهداشتی خانوار شهری استانی تأثیرگذار است؟

۲- پیشینه تحقیق

الف) پژوهش‌های خارجی

وانگ و ریتاین‌مایر^۲ (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر مخارج بهداشتی در آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۸ با روش هم‌جمعی یوهانسن^۳ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که درآمد سرانه، جمعیت شهرنشین، رشد جمعیت و اندازه دولت، رابطه مثبت و معنی‌داری با مخارج بهداشتی در آمریکا طی دوره مورد مطالعه داشته است.

وارمورا و لارینوا^۴ (۲۰۱۵) به بررسی عوامل دموگرافی و کلان مؤثر بر مخارج بهداشتی خانوارهای شهری در کشورهای OECD در دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۰ پرداختند. بر اساس نتایج این مطالعه، سن، درآمد، تعداد اعضای خانوار، هزینه‌های مسکن، مخارج آموزشی و نرم‌تورم، مهم‌ترین توضیح‌دهنده‌های مخارج بهداشتی خانوارهای مورد مطالعه بوده‌اند.

میاو و وو^۵ (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای، به بررسی اثر شهرنشینی و عوامل اقتصادی - اجتماعی بر نابرابری مخارج بهداشتی در چین طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ با روش پانل دیتا پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد

مستقیماً بر وضعیت سلامت افراد تأثیر دارد و مخارج بهداشتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Jensen, 2011)، لزوم توجه به عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی بالاخص در مناطق شهری و میان خانوارهای شهری، حائز اهمیت جلوه می‌کند. از طرفی، براساس برآوردهای صورت گرفته، مخارج بهداشتی سرانه در ایران تقریباً، ۱۰۸۲ دلار و حدود ۶/۹ درصد از تولید ناخالص داخلی (GDP)^۱ بوده که از متوسط ۱۰ درصد جهانی کم‌تر می‌باشد (بانک جهانی، ۲۰۱۹). همچنین آمارها نیز بیان‌گر رشد جمعیت شهرنشین در ایران از حدود ۵۰ درصد کل جمعیت در سال ۱۳۵۷ به حدود ۷۵ درصد در سال ۱۳۹۷ است (بانک مرکزی ایران، ۱۳۹۷) و رشد گسترده شهرنشینی علی‌رغم منافع گسترده اقتصادی در ایران، سبب مشکلات زیست‌محیطی گسترده‌ای در زمینه آلودگی، زیست‌محیطی، حاشیه‌نشینی، گسترش بیماری در این مناطق و همچنین تبعات ناشی از این موارد شده است، به نظر می‌رسد روند صعودی شهرنشینی با توجه به درصد پایین مخارج بهداشتی از GDP، نگرانی‌های زیادی را برای دولت و مردم در کشور ایجاد کرده است و به یکی از اصلی‌ترین دغدغه‌های مدیران و تصمیم‌گیرندگان در سیستم‌های بهداشتی تبدیل شده است و بر این اساس، لزوم توجه به مخارج بهداشتی در خانوارهای شهری و عوامل مؤثر بر آنها و بالطبع، چگونگی اثرگذاری این عوامل بر مخارج بهداشتی، از فاکتورهای بسیار با اهمیت بوده که بحث و بررسی بسیاری را در حوزه سیاست‌مداران و پژوهش‌گران می‌طلبد. با توجه به آنچه بیان شد این تحقیق درصدد پاسخ‌گویی به سؤالات زیر است:

- آیا تولید ناخالص داخلی سرانه استانی، بر مخارج بهداشتی خانوار شهری استانی تأثیرگذار است؟

2- Wang and Rettenmaier

3- Johansen

4- Varlamova and Larionova

5- Miao and Wu

1- Gross Domestic Product

بین کشورها را توضیح دهد. سایر نتایج نشان داد که تفاوت معنی‌داری در نوع عوامل اثرگذار و همچنین شدت اثر آنها در هر یک از گروه‌های مختلف درآمدی از کشورها وجود دارد.

نهبانی و هرتمنی (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شاخص‌های توسعه کشور بر مخارج بهداشتی درمانی خانوار استان خوزستان با روش OLS پرداختند. بر اساس نتایج به دست آمده، ۱ درصد تغییر در شاخص آموزش، تغییری ۲/۸۹ درصدی در مخارج بهداشتی را باعث می‌شود. همچنین تغییری ۱ درصدی در ضریب جینی، تغییری ۲۳ درصدی در مخارج بهداشتی را باعث می‌شود. تغییری ۱ درصدی در متغیر درآمد، تغییری ۱/۸۶۱ درصدی در مخارج بهداشتی را سبب شده است.

محمدزاده و حسن‌زاده (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای، تأثیر خصوصیات اقتصادی-اجتماعی خانوارها و توسعه منطقه‌ای بر روی هزینه‌های بهداشتی و فاجعه‌بار سلامتی در سال ۱۳۹۱ با الگوی پروبیت را بررسی کردند. نتایج نشان دادند که سهم هزینه‌های بهداشتی از بودجه خانوار و احتمال مواجهه با مخارج فاجعه‌بار سلامتی در این خانوارها بیشتر بوده است: در استان‌های توسعه‌یافته‌تر، سن سرپرست خانوار زیاد است، تعداد افراد بالای ۶۰ سال و کمتر از ۶ سال بیشتری دارند، در مناطق روستایی زندگی می‌کنند، مستأجر هستند و سطح تحصیلات سرپرست خانوار کمتر است. این بررسی به لزوم توجه به توزیع عادلانه امکانات بهداشتی در شهر و روستا، حمایت از اقشار آسیب‌پذیر مانند سالمندان، تأمین مسکن خانوارها، ارتقای سواد و آموزش عمومی، پوشش بیمه‌های همگانی و همچنین توسعه بیشتر مناطق محروم، تأکید دارد. نتایج این مطالعه نشان داد که سه گروه خانوارهای مستأجر، خانوارهای فقیر ساکن در کلان‌شهرها و سالمندان را می‌توان از آسیب‌پذیرترین اقشار جامعه دانست.

بهرامی و همکارانش (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای، به بررسی تأثیر شاخص‌های منتخب بهداشتی،

که شهرنشینی، اثری مثبت و معنی‌دار بر نابرابری مخارج بهداشتی در استان‌های مورد بررسی در چین داشته است.

ستین و باکیتاش^۱ (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شهرنشینی بر مخارج بهداشتی در کشورهای در حال توسعه با رویکرد پانل دیتا طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۶ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که شهرنشینی، فاکتوری مهم و معنی‌دار در توضیح مخارج بهداشتی در کشورهای مورد مطالعه بوده است.

گیامانکو و گیتو^۲ (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی اثر سرمایه‌گذاری خارجی و برخی دیگر از متغیرهای اقتصادی بر مخارج بهداشتی در ۲۸ کشور اروپایی طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰ با روش پانل دیتا پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که سرمایه‌گذاری خارجی، شهرنشینی، درآمد سرانه و سرمایه انسانی، از اصلی‌ترین توضیح‌دهنده‌های مخارج بهداشتی در کشورهای مورد بررسی بوده‌اند.

بارکات^۳ و همکارانش (۲۰۱۹) به بررسی اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی در جهان غرب با روش پانل دیتا طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که جمعیت، رشد اقتصادی، شهرنشینی و انتشار CO₂، اصلی‌ترین متغیرهای مؤثر بر مخارج بهداشتی در کشورهای مورد بررسی بوده است. سایر نتایج این مطالعه بیانگر رابطه علی دوطرفه بین مخارج بهداشتی و رشد اقتصادی بوده است.

ب) پژوهش‌های داخلی

صادقی و همکارانش (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای، عوامل مؤثر بر هزینه‌های بهداشتی بخش خصوصی و مقایسه شدت اثر آنها در سطوح مختلف درآمدی در کشورهای آسیایی با رویکرد پانل دیتا را بررسی کردند. نتایج نشان داد که متغیر درآمد سرانه می‌تواند قسمت اعظمی از تفاوت موجود در هزینه‌های بهداشتی

1- Cetin and Bakirtas
2- Giammancoa and Gitto
3- Barkat

زیست‌محیطی و اقتصادی بر مخارج سلامت در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه با روش پانل دیتا طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که در هر دو گروه کشوری مورد مطالعه، دسترسی به سیستم‌های فاضلاب بهداشتی به میزان و شدت مصرف انرژی بر سرانه مخارج سلامت تأثیرگذار هستند اما تأثیر آن در کشورهای در حال توسعه، بیشتر است. با توجه به نتایج به دست آمده، می‌توان گفت سرمایه‌گذاری بر حفظ و بهبود کیفیت محیط‌زیست می‌تواند منجر به کاهش مخارج سلامت شود.

رضایی و همکارانش (۱۳۹۶) عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی سرانه با رویکرد اقتصادسنجی فضایی در کشورهای در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ را بررسی کردند. نتایج برآورد نشان داد که تأثیر درآمد سرانه و امید به زندگی بر مخارج بهداشتی سرانه، مثبت و تأثیر کمک‌های خارجی و جمعیت، منفی و معنی‌دار بوده است. همچنین وابستگی فضایی بر مخارج بهداشتی در کشورهای مورد مطالعه، تأیید و مدل فضایی دوربین به عنوان مدل مناسب انتخاب شده است.

۳- مبانی نظری

رابطه بین درآمد سرانه و مخارج بهداشتی موضوعی است که در ادبیات اقتصاد بهداشت به صورت گسترده‌ای مطالعه شده است (Tai et al., 2015). مطالعات اقتصاد بهداشت در زمینه عوامل تعیین‌کننده مخارج بهداشتی، بر تأثیر درآمد، متمرکز است که معمولاً توسط تولید ناخالص داخلی توضیح داده می‌شود (Bedir, 2016). تحقیقات در زمینه ارتباط بین درآمد و مخارج بهداشتی، به بررسی ضروری بودن یا لوکس بودن مخارج بهداشتی متمرکز بوده است. تأثیر درآمد سرانه بر مخارج بهداشتی در مطالعات تجربی، عموماً برابر یا بزرگ‌تر از یک بوده است (Kurt, 2015). افزایش سطح درآمد و سطح رفاه در جامعه سبب می‌شود که افراد، بخش بیشتری از درآمدهای خود را صرف مراقبت‌های

بهداشتی کنند (Islam, 2015). از عوامل تأثیرگذار دیگر بر مخارج بهداشتی که در توضیح روند مخارج بهداشتی در بین کشورها بیان شده‌اند می‌توان به شاخص‌های مرتبط با متغیرهای گذار جمعیتی و شاخص‌هایی هم‌چون نسبت جمعیت شهری، انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی، سطح عمومی قیمت‌ها و ... اشاره کرد (Lu & Qin, 2014; Kurt, 2015). از یک دیدگاه، شهرنشینی به دلیل بهبود زیرساخت‌ها، خدمات بهداشتی و دسترسی به تکنیک‌ها و دانش بهداشتی بهتر می‌تواند منجر به کاهش مرگ‌ومیر نوزادان و بیماری‌های عفونی شود و وضعیت بهداشتی جوامع را بهبود بخشد اما از دیدگاه دیگر، بالاخص در برخی از کشورهای در حال توسعه که تراکم جمعیت، بسیار زیاد است و بخش بهداشت به خوبی توسعه پیدا نکرده است، افزایش شهرنشینی، با افزایش جمعیت حاشیه‌نشین همراه خواهد بود که با فقر، درآمدهای کم و ناپایدار و کاهش هزینه در زمینه مخارج بهداشتی همراه خواهد بود (Eckert & Kohler, 2014). البته این مسئله را می‌توان از دیدگاه تأثیر مستقیم شهرنشینی بر آلودگی و تأثیر غیرمستقیم آن بر مخارج بهداشتی نیز توضیح داد؛ به صورتی که شهرنشینی با گسترش حمل‌ونقل و افزایش مصرف انرژی مصرفی، منجر به افزایش گازهای گلخانه‌ای شده و بالطبع، مخارج بهداشتی را افزایش می‌دهد (Aissa et al., 2014).

مخارج بهداشتی در مناطق شهری نسبت به مناطق روستایی تا حد زیادی متفاوت است. گسترش شهرنشینی، عمدتاً با افزایش حمل‌ونقل، نیاز به تأمین انرژی بیشتر و انتشار بیشتر گازهای گلخانه‌ای همراه است. افزایش سطح آلودگی و کاهش کیفیت محیط‌زیست شهری، تقاضا برای مراقبت‌های بهداشتی را افزایش می‌دهد و سالانه بخش بزرگی از درآمدها صرف تبعات ناشی از آلودگی بر سلامت افراد می‌شود (Kurt, 2015). افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای نیز به نوبه خود بر وضعیت سلامت افراد تأثیرات منفی خواهد گذاشت و

تحولات روند شهرنشینی در ایران

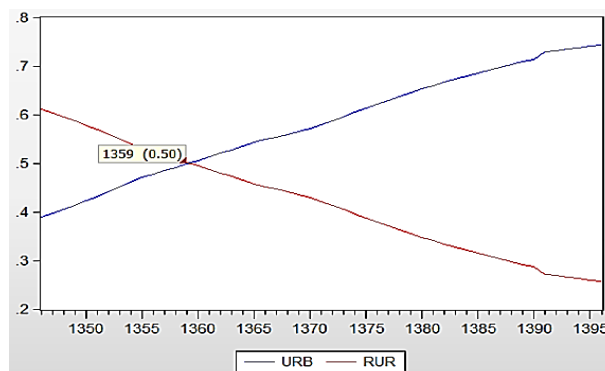
بررسی روند تاریخی شهرنشینی در استان‌های ایران، حاکی از افزایش نرخ شهرنشینی در تمامی استان‌های ایران طی چند دهه اخیر است. در سال ۱۳۹۵، جمعیت روستانشین فقط در یک استان کم‌تر از ۵۰ درصد بوده است؛ در حالی که در سایر استان‌ها شهرنشینی چهره غالب جمعیتی بوده است. تفاوت‌های چشم‌گیری در این زمینه بین استان‌های کشور دیده می‌شود. جدول ۱ میزان شهرنشینی در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ را در استان‌های ایران نشان می‌دهد. جهش نرخ شهرنشینی به بالای ۵۰ درصد در سطح جهانی، نخستین‌بار در سال ۲۰۰۸ رخ داد؛ در حالی که این جهش در ایران در سال ۱۳۵۹ (۱۹۷۸ میلادی) رخ داد و نرخ شهرنشینی از به بالای ۵۰ درصد جمعیت کل رسید.

مخارج صرف شده بر روی سلامت را افزایش خواهد داد. از سوی دیگر، افرادی که در مناطق شهری زندگی می‌کنند، نسبت به هم‌تالیان روستایی خود، در معرض گزینه‌های مختلفی از سبک زندگی (از جمله سبک‌های ناسالم) قرار می‌گیرند که در مطالعات اقتصاد بهداشت نیز مورد مطالعه قرار داده است (Gong & Fuller, 2010). ادبیات نظری مخارج بهداشتی همچنین بر قدرت خرید افراد نیز تمرکز داشته است. افزایش نرخ بیکاری و تورم تا حد زیادی اثرات مشابهی بر مخارج بهداشتی دارند. افزایش نرخ بیکاری سبب کاهش سطح درآمد و در نتیجه بودجه خانوار می‌شود که تقاضا بر مخارج بهداشتی را به صورت منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد. افزایش نرخ تورم نیز درآمد واقعی افراد را کاهش و سبب کاهش تقاضا برای مخارج بهداشتی در سبد خانوار می‌شود (Memarian, 2015).

جدول ۱- نرخ شهرنشینی در استان‌های ایران (درصد از کل جمعیت)

استان	۱۳۹۰	۱۳۹۵	استان	۱۳۹۰	۱۳۹۵
آذربایجان شرقی	۶۹/۰۲	۷۱/۹	فارس	۶۷/۶	۷۰/۱
آذربایجان غربی	۶۲/۷	۶۵/۴	قزوین	۷۳/۱	۷۴/۸
اردبیل	۶۴/۰	۶۸/۲	قم	۹۵/۲	۹۵/۲
اصفهان	۸۵/۴	۸۸/۰	کردستان	۶۶/۰	۷۰/۸
ایلام	۶۴/۰	۶۸/۱	کرمان	۵۷/۵	۵۸/۷
بوشهر	۶۸/۲	۷۱/۹	کرمانشاه	۶۹/۷	۷۵/۲
تهران	۹۲/۸	۹۳/۹	کهگیلویه و بویراحمد	۵۲/۶	۵۵/۷
چهارمحال و بختیاری	۵۸/۲	۶۴/۱	گلستان	۵۱/۰	۵۳/۳
خراسان جنوبی	۵۶/۰	۵۹/۰	گیلان	۶۰/۳	۶۳/۳
خراسان رضوی	۷۱/۹	۷۳/۱	همدان	۵۹/۲	۶۳/۱

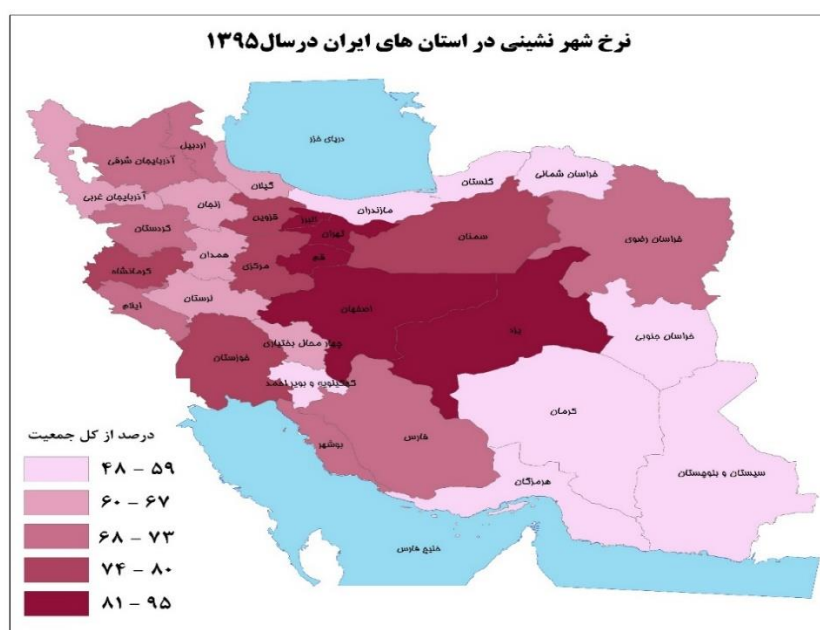
منبع: (سالنامه آماری مرکز آمار ایران، ۱۳۹۷)



نمودار ۱- روند نرخ شهرنشینی و روستانشینی در ایران (درصد)

شهرنشینی در ایران مربوط به استان‌های قم، تهران، اصفهان و یزد بوده است. براساس نمودار ۱ نیز نرخ شهرنشینی در ایران در سال ۱۳۵۹ نخستین بار با جمعیت روستانشین برابر رشد است و پس از آن جمعیت شهرنشین، جمعیت غالب بوده است. برای درک بهتر توزیع جمعیت شهرنشینی در ایران، توزیع جغرافیایی نرخ شهرنشینی در ایران برای سال ۱۳۹۵ در نقشه ۱ ارائه شده است.

تحولات نرخ شهرنشینی در ایران نشان می‌دهد که نرخ شهرنشینی از حدود ۶۸/۵ درصد در سال ۱۳۸۵ به حدود ۷۴ درصد در سال ۱۳۹۵ رسید. در بین استان‌های ایران، در سال ۱۳۹۵، قم بالاترین نرخ شهرنشینی را با حدود ۹۵/۲ درصد و سپس تهران با ۹۳/۹ را داشته است. طی همین سال، کم‌ترین نرخ شهرنشینی در ایران نیز مربوط به استان‌های سیستان و بلوچستان و گلستان به ترتیب با ۴۸/۵ و ۵۳/۳ درصد بوده است. جدول ۱ نشان می‌دهد که بالاترین نرخ



نقشه ۱- توزیع نرخ شهرنشینی در ایران در سال ۱۳۹۵

تبدیل مناطق روستایی به شهری یا الحاق مناطق حاشیه‌ای شهرها به شهر قابل توجه است. جمعیت شهری در جهان عمدتاً در سال ۱۹۸۷ به حدود نیمی از جمعیت کل رسیده است (بانک جهانی، ۲۰۱۹) که در ایران حدود یک دهه پیش از آن این روند شروع شده است که بیان‌گر رشد سریع شهرنشینی در ایران بوده است. در بین استان‌های ایران نیز مشاهده شد تفاوت گسترده‌ای در نرخ شهرنشینی وجود دارد که از حدود ۴۹ درصد (سیستان و بلوچستان) تا ۹۵ درصد (قم) در نوسان بوده است.

نقشه ۱ نشان می‌دهد که پراکندگی توزیع شهرنشینی در ایران در نقاط مختلف یکسان نیست. مناطق شمالی، غربی و جنوب غربی به دلیل جغرافیای خاص و آب و هوای مناسب، مهد نخستین کانون‌های تمدن شهری بوده است و بالاترین نرخ تراکم جمعیتی در ایران را نیز به خود اختصاص داده است. در جمع‌بندی این بخش می‌توان گفت که رشد جمعیت استان‌ها در ایران بیشتر طی دهه‌های بعد از ۱۳۵۷ بوده است. افزایش جمعیت شهرنشین در ایران در سه دهه شایه ممکن یعنی رشد طبیعی، مهاجرت روستا-شهری و

۴- روش تحقیق

در اقتصادسنجی کاربردی عموماً از روش‌های استاندارد (مانند حداقل مربعات معمولی^۱، متغیرهای ابزاری^۲ و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته^۳) استفاده می‌شود که میانگین تأثیر متغیرهای توضیحی را در کل توزیع متغیر وابسته توضیح می‌دهد. این تمرکز بر میانگین شاید به این دلیل باشد که دستیابی به برآوردی مناسب از متوسط اثر علی تا حد زیادی رضایت‌بخش تشخیص داده می‌شود. در این مطالعه برای بررسی عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی از روش رگرسیون کوانتایل استفاده شده است. رگرسیون کوانتایل بدون داشتن محدودیات مفروضات رگرسیون معمولی، امکان دخالت متغیرهای مستقل در تمام قسمت‌های توزیع به ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی را فراهم می‌کند و این رگرسیون زمانی که توزیع خطا غیرنرمال است و در توزیع‌های با دنباله‌های بلند و نامتقارن و همچنین با وجود ناهماهنگی رگرسیون به برآورد پارامترها می‌پردازد. این روش به تدریج به روشی جامعی برای تجزیه و تحلیل آماری مدل‌های خطی و غیرخطی متغیر پاسخ، در زمینه‌های مختلف تبدیل گردید. انگیزه اصلی به کارگیری رگرسیون کوانتایل این است که با نگاهی دقیق و جامع در ارزیابی متغیر پاسخ، مدلی ارائه شود تا امکان دخالت متغیرهای مستقل، نه تنها در مرکز ثقل داده‌ها بلکه در تمام قسمت‌های توزیع به ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی فراهم گردد. همچنین این روش محدودیت مفروضات رگرسیون معمولی مانند واریانس ناهمسانی و حضور تأثیرگذار داده‌های پرت در برآورد ضرایب پدیدار را ندارد. این روش در مقایسه با رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) نسبت

به داده‌های پرت و توزیع غیرنرمال قوی‌تر است و همچنین برآورد اثر عوامل مؤثر در بر مخارج بهداشتی در نقاط مختلف توزیع مخارج بهداشتی را امکان‌پذیر می‌کند (Koenker and Hallock, 2001). به عبارتی اثر متغیرهای مستقل بر مخارج بهداشتی در کوانتایل‌های مختلف مخارج بهداشتی، بررسی می‌شود. رگرسیون کوانتایل را می‌توان به صورت رابطه ۱ نشان داد:

$$q\left(\frac{HE_{2it}}{\Omega_t}\right) = \theta_{0t} + \theta_{1t}EDU_{it} + \theta_{2t}GDP_{it} + \theta_{3t}INF_{it} + \theta_{4t}CO2_{it} + \theta_{5t}Lit_{it} + \theta_{6t}Une_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

در رابطه (۱)، $q\left(\frac{HE_{it}}{\Omega_t}\right)$ کوانتایل شرطی^۴ مخارج بهداشتی خانوارهای شهری برای استان i در زمان t است و Ω_t شامل اطلاعات مورد در زمان t است. همچنین در رگرسیون بالا، EDU : مخارج آموزشی خانوار شهری برای استان i در زمان t ، GDP : تولید ناخالص داخلی سرانه برای استان i در زمان t ، INF : شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی برای استان i در زمان t ، $CO2$: تولید دی‌اکسید کربن برای استان i در زمان t ، Lit : نرخ باسوادی برای استان i در زمان t و Une : نرخ بیکاری برای استان i در زمان t است. متغیرهای تحقیق به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند. نمونه مورد بررسی در این مطالعه نیز شامل ۳۰ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۵ است. به عبارتی نمونه مورد بررسی کلیه استان‌های ایران به جز استان البرز است (که بعد از ۱۳۸۵ مستقل شده است) که به صورت پانلی گردآوری شده‌اند. داده‌های لازم برای این مطالعه نیز از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران گردآوری شده است. با توجه به مطالعات تحقیق، علامت انتظاری متغیرها به صورت جدول ۲ است:

1- Ordinary Least Squares
2- Instrumental Variables
3- Generalized Method of Moments

4- Conditional Quantile

جدول ۲- علامت انتظاری ضرایب

متغیر	علامت انتظاری
تولید ناخالص داخلی سرانه استانی (GDP)	+
مخارج آموزشی (EDU)	+
شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی (INF)	+
انتشار دی‌اکسیدکربن (CO2)	+
نرخ باسوادی (Lit)	-/+
نرخ بیکاری (Une)	-

۵- یافته‌های تحقیق

به‌کارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی، مبتنی بر فرض ایستا بودن متغیرها است؛ بنابراین برای جلوگیری از رخ دادن پدیده رگرسیون کاذب در هنگام برآورد الگو، ابتدا لازم است که ایستایی متغیرها مورد بررسی و آزمون قرار گیرد تا وجود یا نبود رگرسیون کاذب مشخص شود. نتایج آزمون مانایی در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳- نتایج حاصل آزمون پایایی متغیرهای تحقیق (روش لین و لوین و چو)

متغیرها	سطح / تفاضل اول	آماره‌ی آزمون	احتمال	مانا / نامانا
HE	سطح	۱۰/۲۹	۰/۹۹	نامانا
	تفاضل	-۴/۴۰۴	۰/۰۰	مانا
GDP	سطح	-۴/۰۵	۰/۰۰۰	مانا
	تفاضل	-	-	مانا
CO2	سطح	-۲/۴۷	۰/۰۰۶	مانا
	تفاضل	-	-	مانا
EDU	سطح	۱/۳۴	۰/۹۳	نامانا
	تفاضل	-۸/۰۹	۰/۰۰	مانا
INF	سطح	۱/۴۵	۰/۷۸	نامانا
	تفاضل	-۵/۴۷	۰/۰۰	مانا
LIT	سطح	-۵/۵۶	۰/۰۰	مانا
	تفاضل	-	-	مانا

تحقیق مانا و برخی دیگر نامانا هستند، لازم است قبل از برآورد مدل، آزمون هم‌جمعی انجام شود تا از وجود هم‌جمعی اطمینان حاصل شود. نتایج آزمون هم‌جمعی کائو و فیشر^۲ در جدول ۴ ارائه شده است.

براساس نتایج آزمون لین، لوین و چاو^۱، متغیرهای مخارج بهداشتی (HE)، مخارج آموزشی (Edu) و شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی (Inf)، ناما هستند و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. سایر متغیرهای تحقیق نیز مانا بوده‌اند. از آن‌جا که برخی از متغیرهای

2- Cao and Fisher

1- Lynn, Levin and Chave

جدول ۴- نتایج آزمون هم‌جمعی کائو و فیشر

آزمون هم‌جمعی کائو				
احتمال		آماره آزمون		
۰/۰۰		-۳/۸۷		
آزمون هم‌جمعی فیشر				
احتمال	آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه فیشر	احتمال	آماره آزمون	فرضیه
۰/۰۰	۳۹/۳۹	۰/۰۰	۳۶/۱۱	نبود هم‌جمعی
۰/۰۰	۲۶۵/۲۲	۰/۰۰۰	۳۷۶/۰۶	حداکثر یک رابطه هم‌جمعی
۰/۰۰	۳۴۵/۲۸	۰/۰۰	۵۶۴/۲۷	حداکثر دو رابطه هم‌جمعی
۰/۰۰	۵۷۶/۶۴	۰/۰۰	۵۸۷/۶۶	حداکثر سه رابطه هم‌جمعی

نتایج آزمون هم‌جمعی بیان‌گر رد فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌جمعی در آزمون‌های هم‌جمعی کائو و فیشر است؛ بنابراین وجود هم‌جمعی در مدل برآوردی صورت جدول ۵ ارائه شده است:

پذیرفته می‌شود. در ادامه، با استفاده از رگرسیون کوانتایل مدل تحقیق برآورد شده است. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش کوانتایل به صورت جدول ۵ ارائه شده است:

جدول ۵- نتایج برآورد مدل

متغیر / کوانتایل	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
GDP	۰/۶۵۴ (۲/۲۴)	۰/۶۷۵ (۲/۳۷)	۰/۷۰۲ (۲/۵۲)	۰/۶۸۵ (۱/۸۷)	۰/۷۰۱۱ (۱/۸۹)	۰/۷۰۶ (۱/۹۸)	۰/۷۴۶۸ (۳/۲۶)	۰/۷۴۹۸ (۳/۳۸)	۰/۷۴۹۸ (۳/۵۵)
INF	-۰/۰۸۷ (-۱/۹۸)	-۰/۰۶۸ (-۲/۴۳)	-۰/۰۷۹ (-۲/۲۱)	-۰/۰۷۹ (-۲/۱۵)	-۰/۱۰۲ (-۲/۶۷)	-۰/۰۵۱ (-۲/۴۳)	-۰/۰۶۸ (-۱/۹۴)	-۰/۰۵۴ (-۲/۰۳)	-۰/۰۳۲ (-۱/۸۹)
EDU	-۰/۱۶۵ (-۱/۷۶)	-۰/۰۹۸ (-۱/۶۵)	-۰/۱۱۴ (-۱/۶۷)	-۰/۱۸۴ (-۳/۳۵)	-۰/۲۱۵ (-۳/۲۱)	-۰/۲۴۳ (-۱/۸۸)	-۰/۲۳۶ (-۲/۵۶)	-۰/۲۵۹ (-۲/۲۲)	-۰/۲۴۸ (-۲/۵۸)
CO2	۰/۰۴۳ (۱/۱۱)	۰/۰۲۳ (۱/۵۶)	۰/۰۳۵ (۱/۴۵)	۰/۰۵۴ (۱/۴۳)	۰/۰۸۷ (۱/۵۴)	۰/۰۸۶ (۱/۸۷)	۰/۰۸۷ (۱/۷۸)	۰/۰۸۷ (۲/۰۶)	۰/۰۹۸ (۱/۹۸)
LIT	۰/۰۳۴ (۱/۳۲)	۰/۰۸۷ (۱/۱۱)	۰/۰۷۷ (۱/۰۸)	۰/۰۶۵ (۱/۷۸)	۰/۱۰۱ (۱/۶۷)	۰/۱۱۷ (۱/۵۷)	۰/۱۰۴ (۱/۷۸)	۰/۱۰۴ (۱/۷۸)	۰/۱۰۵ (۱/۹۸)
UNE	-۰/۰۴۳ (-۲/۰۹)	-۰/۰۸۷ (-۳/۱۱)	-۰/۱۱۵ (-۳/۰۸)	-۰/۱۰۹ (-۲/۷۸)	-۰/۱۰۷ (-۲/۶۷)	-۰/۱۲۵ (-۲/۰۵)	-۰/۱۰۸ (-۳/۸۹)	-۰/۱۰۴ (-۳/۱۱)	-۰/۱۰۳ (-۳/۰۸)

افزایش مخارج بهداشتی اثرات انتشار CO2 و نرخ بیکاری بر مخارج بهداشتی به تدریج افزایش یافته است. اثر انتشار CO2 بر مخارج بهداشتی نیز مثبت و معنی‌دار بوده است. انتشار گازهای گلخانه‌ای امروزه یک مسأله جدی و مورد مطالعه در حوزه اقتصاد بهداشت است و سالانه هزینه‌های فراوانی از سوی دولت‌ها و مردم برای درمان یا کاهش آسیب‌های ناشی آن صرف می‌شود. نتایج برآوردی همچنین نشان می‌دهد با افزایش مخارج

نتایج برآورد مدل در کوانتایل‌های مورد بررسی نشان می‌دهد که کشش درآمدی مخارج بهداشتی، کوچک‌تر از ۱ بوده است. به عبارت دیگر، مخارج بهداشتی در استان‌های مورد مطالعه، یک کالای ضروری محسوب شده است. همچنین با توجه به کوانتایل‌های برآوردی، در مقادیر بالای مخارج بهداشتی، اثرات درآمدی تقویت شده است. همچنین برای سطح سواد و انتشار CO2 نیز نتایج مشابهی حاصل شده است. با

بهداشتی تأثیرات منفی نرخ بیکاری بر آن نیز افزایش یافته است.

در ادامه، از طریق آزمون نیووی و پاول^۱ (۱۹۸۷) تقارن برای کوانتایل‌های مورد بررسی، در جدول ۶ محاسبه شده است.

بهداشتی به تدریج با افزایش مخارج بهداشتی، اثر CO2 بر مخارج بهداشتی نیز افزایش یافته است. در مورد نرخ بیکاری نیز با افزایش نرخ بیکاری به تدریج صرف شده خانوار شهری برای مخارج بهداشتی نیز به تدری کاهش یافته است. این تأثیر در کوانتایل‌های بالا، تقویت نیز شده است. به عبارتی دیگر با افزایش سطح مخارج

جدول ۵- نتایج تقارن برای کوانتایل‌های مورد بررسی

متغیر	تقارن بین کوانتایل‌ها	آماره	احتمال
GDP	۰/۱- ۰/۹	۰/۹۷۶	۰/۴۸
	۰/۲- ۰/۸	۰/۷۸۹	۰/۳۵۴
	۰/۳- ۰/۷	۰/۵۶۷	۰/۲۱۴
	۰/۴- ۰/۶	۰/۴۳۲	۰/۱۵۴
INF	۰/۱- ۰/۹	۰/۱۸۷	۰/۰۰
	۰/۲- ۰/۸	۰/۱۷۶	۰/۰۰
	۰/۳- ۰/۷	۰/۱۶۵	۰/۰۴
	۰/۴- ۰/۶	۰/۱۴۳	۰/۰۷۶
EDU	۰/۱- ۰/۹	۰/۲۶۵	۰/۰۹۸
	۰/۲- ۰/۸	۰/۴۰۷	۰/۲۱۴
	۰/۳- ۰/۷	۰/۴۶۸	۰/۲۱۵
	۰/۴- ۰/۶	۰/۵۴۶	۰/۳۴
CO2	۰/۱- ۰/۹	۰/۰۷۵	۰/۰۰۰
	۰/۲- ۰/۸	۰/۱۰۹	۰/۰۲۱
	۰/۳- ۰/۷	۰/۱۶۵	۰/۰۴۳
	۰/۴- ۰/۶	۰/۱۸۷	۰/۰۵۴
LIT	۰/۱- ۰/۹	۰/۰۵۴	۰/۰۰
	۰/۲- ۰/۸	۰/۰۹۳	۰/۰۰
	۰/۳- ۰/۷	۰/۰۶۷	۰/۰۲۱
	۰/۴- ۰/۶	۰/۰۸۶	۰/۰۰
UNE	۰/۱- ۰/۹	۰/۵۶۴	۰/۲۱۳
	۰/۲- ۰/۸	۰/۷۸۷	۰/۳۶۵
	۰/۳- ۰/۷	۰/۴۷۶	۰/۱۴۵
	۰/۴- ۰/۶	۰/۶۸۵	۰/۲۸۷

مبنی بر تقارن نتایج رد نشده است؛ به عبارتی با افزایش مخارج بهداشتی، به ترتیب اثر مثبت GDP

با توجه به مقدار احتمال محاسباتی، در کوانتایل‌های مورد بررسی در مورد متغیرهای GDP، مخارج آموزشی و نرخ بیکاری، فرضیه صفر

و اثرات منفی مخارج آموزشی و نرخ بیکاری افزایش یافته است.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

هدف این مطالعه، بررسی عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی خانوارهای شهری در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۶ با روش رگرسیون کوانتایل بود. نتایج این مطالعه در این زمینه نشان داد که GDP، اثرات مثبت و معنی‌داری بر مخارج بهداشتی داشته است که در مقادیر بالای مخارج بهداشتی این اثر قوی‌تر نیز بوده است. اثرات تورم بر مخارج بهداشتی نیز منفی و معنی‌دار به دست آمده است اما به تدریج در کوانتایل‌های بالا این اثر کم‌تر شده است. در مورد نرخ بیکاری نیز اثرات منفی و معنی‌داری بر مخارج بهداشتی به دست آمد اما به تدریج این تأثیر در کوانتایل‌های بالا تقویت شده است. براساس سایر نتایج، مخارج آموزشی نیز تأثیرات منفی بر مخارج بهداشتی داشته است که در کوانتایل‌های بالا تقویت شده است. نتایج این مطالعه با نتایج مطالعات وانگ و ریتاین‌مایر (۲۰۰۷)، وارمورا و لارینوا (۲۰۱۵)، میائو و وو (۲۰۱۶)، بارکات و همکاران (۲۰۱۹)، صادقی و همکاران (۱۳۹۳)، نبهانی و هرتمنی (۱۳۹۵)، محمدزاده و حسن‌زاده (۱۳۹۵) و بهرامی و همکاران (۱۳۹۶) هم‌خوانی و مطابق دارد. با توجه به یافته‌های تجربی این مطالعه، پیشنهادها زیر ارائه شده است.

در ابتدا، سیاست‌گذاران باید سیاست‌های شهرنشینی خود را مجدداً مورد توجه قرار دهند تا از عوامل منفی خارجی در رشد سریع جمعیت شهری جلوگیری کنند. از سویی، سیاست‌های بهداشتی، درمانی و بهبود کیفیت زندگی برای بالا بردن امید به زندگی، سیاست‌های افزایش سرمایه‌گذاری (کاهش مصرف، ارتقای امنیت اقتصادی، توسعه صادرات و ...) برای افزایش رشد اقتصادی و تقویت سرمایه انسانی پیگیری شود. از سوی دیگر، سیاست‌گذاران به ساخت

عوامل کلیدی مؤثر بر مخارج بهداشتی خانوارهای شهری از جمله تولید ناخالص داخلی و مخارج آموزشی، نرخ بیکاری و تورم و ... می‌توانند ضمن بهبود زیرساخت‌های بهداشتی مسیر، اقدام به نظام‌سازی حوزه سلامت، کاهش فشار بر خانوارها و کم کردن مخارج بهداشتی در سبب بودجه خانوار شوند. همچنین با توجه به تأثیر ساختار جمعیتی (شهرنشینی) بر مخارج بهداشتی لازم است در طراحی و تدوین سیاست‌ها در زمینه سلامت و بهداشت، ساختار جمعیتی به شکلی جدی مورد توجه قرار گیرد. همچنین با توجه به تأثیر مثبت درآمد سرانه بر مخارج بهداشتی، افزایش درآمد سرانه می‌تواند از مسیر افزایش مخارج مصرفی منجر به افزایش مخارج بهداشتی شود. بنابراین پیشنهاد می‌شود که برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی، با افزایش اعتبارات سرمایه‌ای در زمینه مخارج بهداشتی با توسعه و رشد سطح تولید، به هدف ارتقای سلامت در جامعه نیز نائل شوند.

۷- منابع

بهرامی، محمدامین؛ پاکدامن، محسن؛ رنجبر، محمد؛ یوسف‌زاده، ستاره. (۱۳۹۶). تأثیر شاخص‌های منتخب بهداشتی، زیست‌محیطی و اقتصادی بر مخارج سلامت در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه. *فصلنامه راهبردهای مدیریت در نظام سلامت*، ۲(۱)، ۳۸-۱۷.

رضایی، هادی؛ علیزاده، محمد؛ نادمی، یونس. (۱۳۹۶). عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی سرانه: مقایسه مدل‌های فضایی در منتخبی از کشورهای در حال توسعه. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۴(۲)، ۲۶-۱.

صادقی، سیدکمال؛ متفکرآزاد، محمدعلی؛ جلیل‌پور، سالار. (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بهداشتی بخش خصوصی و مقایسه شدت اثر آنها در سطوح مختلف درآمدی در کشورهای آسیایی. *فصلنامه رفاه اجتماعی*، ۱۴(۵۳)، ۷۵-۵۵.

محمدزاده، یوسف؛ حسن‌زاده، خدیجه. (۱۳۹۵). تأثیر خصوصیات اقتصادی اجتماعی خانوارها و توسعه

- 'unbalanced growth' revisited. *Journal of Health Economics*, 27(3), 603-623.
- Islam, M. N. (2015). Economic growth, repression, and state expenditure in non-democratic regimes. *European Journal of Political Economy*, 37, 68-85.
- Jensen, C. (2011). Marketization via compensation: health care and the politics of the right in advanced industrialized nations. *British Journal of Political Science*, 41(4), 907-926.
- Joshi, N. K. (2015). Party politics, governors, and healthcare expenditures. *Economics & Politics*, 27(1), 53-77.
- Ke, X., Saksena, P., & Holly, A. (2011). The determinants of health expenditure: a country-level panel data analysis. *Geneva: World Health Organization*, 26.
- Koenker, R; Hallock, K. (2001). "Quantile Regression," *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 143-156.
- Kurt, S. (2015). Government health expenditures and economic growth: a Feder-Ram approach for the case of Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(2), 441-447.
- Li, X., Wang, C., Zhang, G., Xiao, L., & Dixon, J. (2012). Urbanisation and human health in China: spatial features and a systemic perspective. *Environmental Science and Pollution Research*, 19(5), 1375-1384.
- Lu, Y., & Qin, L. (2014). Healthy migrant and salmon bias hypotheses: a study of health and internal migration in China. *Social science & medicine*, 102, 41-48.
- Memarian, E. (2015). The relationship between health care expenditure, life expectancy and economic growth in Iran. *J Appl Environ Biol Sci*, 5(10S), 284-290.
- Miao, J., & Wu, X. (2016). Urbanization, socioeconomic status and health disparity in China. *Health & Place*, 42, 87-95.
- Pammolli, F., Riccaboni, M., & Magazzini, L. (2012). The sustainability of European health care systems: beyond income and منطقه‌ای بر روی هزینه‌های بهداشتی و فاجعه‌بار سلامتی. فصلنامه دانش و تندرستی، ۱۱ (۳)، ۴۱-۵۷.
- نبهانی، رقیه؛ هرتمنی، امیر. (۱۳۹۵). تأثیر شاخص‌های توسعه کشور بر مخارج بهداشتی درمانی خانوار استان خوزستان. کنفرانس بین‌المللی مدیریت و اقتصاد مقاومتی.
- واعظی، ویدا؛ زارع، حسین. (۱۳۹۰). رابطه توزیع درآمد (شاخص منتخب ضریب جینی) و اقتصاد سلامت (شاخص منتخب مرگ و میر و علل مرگ) در ایران. نشریه رفاه اجتماعی، ۱۱ (۴۲)، ۲۱۸-۳۱۴.
- Aïssa, M. S. B., Jebli, M. B., & Youssef, S. B. (2014). Output, renewable energy consumption and trade in Africa. *Energy Policy*, 66, 11-18.
- Barkat, K., Sbia, R., & Maouchi, Y. (2019). Empirical evidence on the long and short run determinants of health expenditure in the Arab world. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 73, 78-87.
- Bedir, S. (2016). Healthcare expenditure and economic growth in developing countries. *Advances in Economics and Business*, 4(2), 76-86.
- Çetin, M. A., & BAKIRTAŞ, İ. (2019). Does urbanization induce the health expenditures? A dynamic macro-panel analysis for developing countries. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (61), 208-222.
- Eckert, S., & Kohler, S. (2014). Urbanization and health in developing countries: a systematic review. *World Health Popul*, 15(1), 7-20.
- Fang, H., & Rizzo, J. A. (2012). Does inequality in China affect health differently in high-versus low-income households?. *Applied Economics*, 44(9), 1081-1090.
- Giammanco, M. D., & Gitto, L. (2019). Health expenditure and FDI in Europe. *Economic Analysis and Policy*, 62, 255-267.
- Hartwig, J. (2008). What drives health care expenditure?—Baumol's model of

and harnessing the health effects of rapid urbanization in China.

aging. *The European Journal of Health Economics*, 13(5), 623-634.

Tai, M. Y., Chao, C. C., & Hu, S. W. (2015). Pollution, health and economic growth. *The North American Journal of Economics and Finance*, 32, 155-161.

Tian, W., Zhou, Z., Chen, Z., Liu, X., & Lu, M. (2013). Beyond Lewis: rural-to-urban migration with endogenous policy change. *China Agricultural Economic Review*.

United Nations Population Division. (2017). *World population prospects the 2017 revision, Department of economic and social affairs population division*, ESA/P/WP/248.

Varlamova, J., & Larionova, N. (2015). Macroeconomic and demographic determinants of household expenditures in OECD countries. *Procedia Economics and Finance*, 24, 727-733.

Wang, K. M. (2011). Health care expenditure and economic growth: Quantile panel-type analysis. *Economic Modelling*, 28(4), 1536-1549.

Wang, Y., Chen, L., & Kubota, J. (2016). The relationship between urbanization, energy use and carbon emissions: evidence from a panel of Association of Southeast Asian Nations (ASEAN) countries. *Journal of Cleaner Production*, 112, 1368-1374.

Wang, Z., & Rettenmaier, A. J. (2007). A note on cointegration of health expenditures and income. *Health Economics*, 16(6), 559-578.

Weraphong, J., Pannarunothai, S., Luxananun, T., Junsri, N., & Deesawatsripetch, S. (2013). Catastrophic health expenditure in an urban city: seven years after universal coverage policy in Thailand. *Southeast Asian J Trop Med Public Health*, 44(1), 124-136.

World Bank Group (2019). Annual Report: WWW.Worldbank.org.

Zhu, Y. G., Ioannidis, J. P., Li, H., Jones, K. C., & Martin, F. L. (2011). Understanding