نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۸

سال بیست و نهم، تابستان ۱۴۰۰، صفحه ۲۴۱ - ۲۰۷

اثر اقتصادی بیماری‌های مزمن بر هزینه و درآمد خانوار ایرانی

سیدصدرالدین نورالدینی

دانشجوی دکترای اقتصاد سلامت، دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول)

sadr.noor@madares.ac.ir

حسین صادقی سقدل

دانشیاراقتصاد، گروه توسعه و برنامه ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس

sadeghih@modares.ac.ir

عباس عصاری آرانی

دانشیاراقتصاد، گروه توسعه و برنامه ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس

assari_a@modares.ac.ir

سجاد فرجی دیزجی

استادیاراقتصاد، گروه توسعه و برنامه ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس

s_dizaji@modares.ac.ir

بیماری‌های مزمن به عنوان یکی از عوامل اصلی مرگ و میر و هزینه‌های خانوار در جهان محسوب می‌شوند. مطالعات بسیار کمی به اثرات اقتصادی این بیماری‌ها بر افراد و خانوار در کشور پرداخته است. هدف اصلی این مقاله، نشان دادن اثرات این بیماری‌ها بر هزینه‌های سلامت، مصارف غیرسلامت، درآمد نیروی کار و همچنین درآمد انتقالی خانوار در خانوارهای روستایی و شهری است. با توجه به اینکه داده‌های هزینه سلامت و درآمد انتقالی خانوار در این تحقیق «سانسور شده» و «منقطع» می‌باشند از روش اقتصادسنجی هکمن و برای سایر بخش‌های مدل از روش OLS برای تخمین استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد، در خانوارهای دارای فرد مبتلا به بیماری مزمن، به‌طرز چشم‌گیری هزینه‌های سلامت افزایش می‌یابد. برخلاف انتظار، خانوارهای دارای بیمار مزمن در کنار هزینه‌های بالای سلامت در معرض هزینه‌های غیرسلامت بیشتری نیز هستند. بر اساس نتایج، درآمد انتقالی خانوارهای روستایی دارای بیمار مزمن افزایش معناداری داشته است، در صورتی که اثر این متغیر برای خانوارهای شهری بی‌معنی است. با توجه به کیفیت داده‌های پرسشنامه هزینه- درآمد خانوار و تخصصی نبودن آن در حوزه سلامت و لزوم تحلیل عمیق‌تر اثر بیماری مزمن بر برخی متغیرهای وابسته، لازم است آمارگیری سراسری تخصصی در این زمینه صورت پذیرد.

طبقه‌بندی JEL: C21 ،N35 ،I15 ،R20 ،D14

واژگان کلیدی: بیماری‌های مزمن، هزینه و درآمد خانوار، اثرات اقتصادی، هزینه‌های سلامت خانوار.

تاریخ دریافت: ۲۶ / ۱ / ۱۴۰۰ تاریخ پذیرش: ۱۶ / ۴ / ۱۴۰۰

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

۱. مقدمه

در دهه‌های اخیر بیماری‌های مزمن[1] به یکی از چالش‌های بزرگ نظام سلامت کشورهای دنیا تبدیل شده است. روند روبه رشد بیماری‌های مزمن به حدی است که مرگ و میر ناشی از بیماری‌های مزمن بیشتر از مرگ و میر ناشی از سایر بیماری‌ها و حوادث بوده است (ناگت[2]، ۲۰۰۸).

تحقیقات صورت گرفته حاکی از آن است که در دهه‌های اخیر به دلایلی همچون؛ افزایش شهرنشینی و مهاجرت از مناطق روستایی، گرایش مردم به زندگی ماشینی، موفقیت در کنترل بیماری‌های عفونی و از همه مهمتر در شیوع بیشتر عوامل خطرزای بیماری‌های مزمن باعث شده است که این بیماری‌ها به اصلی‌ترین معضل نظام سلامت به ویژه در کشورهای درحال توسعه بدل گردد. از این رو سازمان جهانی بهداشت از دو دهه پیش بیماری‌های مزمن را جزء اولویت‌های بهداشتی کشورهای در حال توسعه اعلام کرده است. بیماری‌های مزمن در بسیاری از کشورهای با درآمد پایین و متوسط به‌طور ثابت در حال افزایش است. پیش‌بینی و درک اهمیت بیماری‌های مزمن رو به تزاید و مقابله با آن حیاتی می‌باشد (وانگ و همکاران[3]، ۲۰۱۵)

براساس آخرین گزارش سازمان جهانی بهداشت در سال ۲۰۱۶ حدود ۴۱ میلیون نفر بر اثر بیماری‌های مزمن (بیماری‌های قلبی و عروقی ۱۷.۹ میلیون نفر، سرطان ۹ میلیون نفر، بیماری‌های تنفسی مزمن ۳.۸ میلیون نفر، دیابت ۱/۹ میلیون نفر و ...) جان خود را از دست داده‌اند که تقریباً ۷۱درصد کل مرگ‌ومیر دنیا را شامل می‌شود (سازمان جهانی بهداشت [4]، ۲۰۲۰).

بنابر پژوهش‌های صورت گرفته، سلامت عمومی کشورهای درحال توسعه در گرو کاهش بیماری‌های مزمن می‌باشد، زیرا از یک سو این کشورها بیشتر در معرض اثرات نامطلوب بیماری‌های مزمن هستند و از سوی دیگر آنها توانایی کمتری در مقابله با اثرات نامطلوب این بیماری‌ها دارند (سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۰۵).

1. Chronic diseases
2. Nugent
3. Wang et al
4. World health organization

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

در ایران نیز این بیماری‌ها از علل عمده مرگ و میر و ناتوانی به شمار می‌روند. با گسترش شهرنشینی و شیوه زندگی صنعتی و نیز تغییر هرم سنی جامعه و پیر شدن جمعیت جوان امروزی ایران، در آینده‌ای نزدیک بر شیوع این بیماری‌ها افزوده خواهد شد (جوادی و همکاران، ۲۰۱۰).

۱-۱. ضرورت انجام تحقیق

بین سال‌های ۱۹۸۰ الی ۲۰۱۵ بیماری‌های مزمن، عامل بیش از ۷۱ درصد از تمام مرگ و میرهای جهان بوده‌اند (وانگ و همکاران، ۲۰۱۵). علاوه براین سازمان جهانی بهداشت تخمین می‌زند که ۸۰ درصد از مرگ و میرهای ناشی از بیماری‌های مزمن در کشورهای درحال توسعه رخ می‌دهد (سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۲۰).

بر اساس گزارش سازمان جهانی بهداشت در ایران نیز، بیماری‌های مزمن علت ۸۲ درصد از مرگ و میرها را به خود اختصاص می‌دهد (همان). با مسن شدن تدریجی جمعیت کشورمان، روی آوردن مردم به زندگی صنعتی و ماشینی و تغییر شیوه زندگی آنها، مشکلات ناشی از بیماری‌های مزمن و عوارض آن کاملاً مشهود خواهد شد. در ایران بیماری‌های قلبی- عروقی رتبه اول را از نظر مرگ و میر در اختیار دارد و ۵۰ درصد از مرگ و میرهای سالیانه مربوط به این بیماری می‌باشد (کریمی و همکاران، ۱۳۹۰). همچنین در حال حاضر سرطان یکی از مسائل مهم و اصلی بهداشت و درمان در کشور ما و تمام دنیا می‌باشد، به‌طوری که در کشور ما سومین علت شایع مرگ و میر است و هر سال در ایران بیش از هفتاد هزار مورد جدید سرطان اتفاق می‌افتد، به گونه‌ای که میزان بروز آن به‌طور تقریبی ۱۰۰ به صد هزار نفر می‌باشد (کریمی و همکاران، ۱۳۹۰). از سوی دیگر با افزایش امید به زندگی و افزایش درصد سالمندی در جمعیت کشور انتظار می‌رود موارد بروز سرطان در یک دهه آینده به شدت افزایش یابد. تمامی شواهد مبین آن است که بیماری‌های مزمن یکی از جدی‌ترین چالش‌های پیش‌روی کشورها و به ویژه ایران می‌باشد. از این رو بررسی تأثیرات این نوع بیماری‌ها در ابعاد و جنبه‌های گوناگون ضروری است.

از منظر اقتصادی که بررسی گردد، مشاهده می‌شود که بیماری‌های مزمن ضربات سهمگینی به اقتصاد کشورها وارد می‌کند. بیماری‌های مزمن معمولاً با معلولیت همراه است و این می‌تواند

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

تأثیرات زیادی بر بهره‌وری افراد به عنوان نیروی کار و همچنین سطح رفاه آنها داشته باشد (سورکی و همکاران، ۲۰۰۶). از این رو می‌توان بیان کرد که از منظر ملی، بیماری‌های مزمن به دلیل کاهش بهره‌وری نیروی کار و همچنین تأثیر منفی بر کیفیت زندگی، منجر به کاهش کمیت و کیفیت نیروی کار می‌گردد.

از سوی دیگر بیماری‌های مزمن به دلیل شوکی که به هزینه‌های فرد و خانوار تحمیل می‌کند، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری خانوار را کاهش می‌دهد. هزینه‌های بیماری‌های مزمن به دو صورت به خانوار تحمیل می‌شود. اول اینکه با کاهش بهره‌وری فرد، درآمد ناشی از فروش نیروی کار را کاهش می‌دهد و از سوی دیگر با افزایش هزینه‌های سلامت، منجر به وارد آمدن هزینه به خانوار می‌شود (سورکی و همکاران، ۲۰۰۶).

۲-۱. ادبیات نظری

۱-۲-۱. معرفی بیماری‌های مزمن و عوامل خطرزا

بنابر تعریف سازمان جهانی بهداشت، بیماری‌های مزمن به آن دسته از بیماری‌ها اطلاق می‌شود که منجر به آسیب در ساختار یا کاهش عملکرد بدن شده به گونه‌ای که سبب تغییر در زندگی عادی بیمار گردد و طی یک دوره زمانی طولانی ادامه یافته و پایدار باشد (وانگ و همکاران، ۲۰۱۵). عبارت «مزمن» که به این نوع بیماری‌ها اطلاق می‌شود، برخلاف واژه «حاد» است.

براساس این تعریف بیماری‌های مزمن اصلی عبارتند از: بیماری‌های قلبی-عروقی،[1] سرطان،[2] بیماری‌های مزمن انسدادی ریه[3] و دیابت[4]. البته شرایط و بیماری‌های مزمن دیگری مانند اختلالات روانی، اختلالات بینایی و شنوایی، بیماری‌های دهانی، اختلالات مفصلی و استخوانی و همچنین اختلالات ژنتیکی وجود دارند (وایت، ترجمه مولودی و فتاحی، ۱۳۸۹) که به علت سهم بسیار پایین این بیماری‌ها در بار بیماری‌های مزمن در این تحقیق مدنظر قرار نگرفته‌اند. از آنجا که

1. Cardiovascular disease
2. Cancer
3. Chronic obstructive pulmonary disease
4. Diabetes

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

بیماری‌های مزمن ارتباط زیادی با نوع رفتار و سبک زندگی افراد دارد، این بیماری‌ها را با اصطلاح بیماری‌های «مرتبط با شیوه‌های زندگی» نیز می‌نامند.

بیماری‌های مزمن ویژگی‌های مشترکی دارند که عبارتند از (سازمان جهانی بهداشت، ترجمه عالیخانی و همکاران ۱۳۸۸):

- چند دهه زمان لازم است تا همه‌گیری بیماری‌های مزمن به‌طور کامل استقرار یابند.
- ریشه‌های این بیماری‌ها در سنین جوانی می‌باشد.
- با توجه به زمان طولانی پیش از بروز آنها، فرصت‌های زیادی برای پیشگیری وجود دارد.
- این بیماری‌ها برای درمان به یک رویکرد نظام‌مند (Systematic) و بلند مدت نیاز دارند.

۲-۲-۱. علل بیماری‌های مزمن

مطالعات آزمایشگاهی، بالینی و بررسی‌های مبتنی بر جامعه در نواحی مختلف دنیا نشان می‌دهد که عوامل خطرزای[1] بیماری‌های مزمن در زنان و مردان و تمام نواحی جهان مشترک است. گروه کوچکی از عوامل خطرزا وجود دارند که منشاء بیشتر بیماری‌های مزمن می‌باشند که در ادامه به بررسی آنان می‌پردازیم (قطبی ۱۳۸۷):

از مهمترین علل همه‌گیری بیماری‌های مزمن، عوامل خطرزا یا ریسک فاکتورهای تعدیل‌پذیر هستند. عبارت «تعدیل‌پذیر» در این جا به این معناست که این عوامل خطرزا قابل کنترل و پیشگیری از طریق تغییر سبک زندگی می‌باشند. به عبارت دیگر، در معرض ریسک فاکتورهای تعدیل‌پذیر قرار گرفتن، رابطه معناداری با سبک زندگی افراد دارد.

مهمترین عوامل خطرزای تعدیل‌پذیر عبارتند از:

- برنامه غذایی ناسالم و دریافت انرژی بیش از نیاز
- کم تحرکی
- مصرف الکل

1. Risk factors

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

- مصرف دخانیات

از سوی دیگر دسته‌ای از عوامل خطرزا نیز وجود دارند که برخلاف دسته اول با تغیر سبک زندگی افراد قابل کنترل نیستند. این دسته را عوامل خطرزای تعدیل‌ناپذیر می‌نامند که غالباً مربوط به سن و وراثت می‌باشد. عوامل خطرزای تعدیل‌ناپذیر علت بروز اغلب بیماری‌های قلبی، سکته‌های مغزی، بیماری‌های مزمن تنفسی و برخی از سرطان‌های مهم هستند.

۳-۱. پیامدهای اقتصادی بیماری‌های مزمن

طی دو دهه گذشته، بررسی رابطه سلامت و شاخص‌های اقتصادی مورد توجه ویژه سیاستگذاران و پژوهشگران حوزه سلامت قرار گرفته است (ون زون و مویسکن[1]، ۲۰۰۵؛ هوییت، ۲۰۰۵). مطالعات اولیه در این زمینه بیشتر به بررسی تأثیر اقتصادی بیماری‌های واگیردار نظیر ایدز، مالاریا و... پرداخته‌اند (کودینگتون[2]، ۱۹۹۳؛ هنسون[3]، ۱۹۹۲؛ ساچس و مالانی[4]، ۲۰۰۲). با توجه به تأثیر قابل توجهی که بیماری‌های مزمن بر نظام سلامت دارند، طی سال‌های اخیر مطالعات قابل توجه‌ای به بررسی تأثیر اقتصادی بیماری‌های مزمن پرداخته‌اند. تأثیر معنادار این بیماری‌ها بر تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد درآمد سرانه نشان می‌دهد که این اثرات ریشه در تولید اقتصادی در دو سطح فردی و خانوار دارد. تولید اقتصادی در خانوارهای شهری و روستایی، معمولاً متأثر از ریسک‌های متعددی از جمله بیکاری، تغییرات آب‌وهوایی منجر به از دست رفتن محصول و بیماریهای مزمن است (واگستاف[5]، ۲۰۰۵؛ اسفا و ون برآون[6]، ۲۰۰۴).

بیماری‌های مزمن از کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم بر اقتصاد خانوارها تأثیر می‌گذارند. جدیدترین مطالعات تجربی نشان می‌دهد که بیماری‌های مزمن ۸۶ درصد از هزینه‌های سلامت

1. Van Zon & Muysken
2. Cuddington
3. Hanson
4. Sachs & Malaney
5. Wagstaff
6. Asfaw & von Braun

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

خانوار در ایالات متحده را در برمی‌گیرد (CDC[1]، ۲۰۱۶). از آنجا که هزینه‌های سلامت در سال۲۰۱۶ برای این کشور برابر با ۳/۳ تریلیون دلار بوده است، بنابراین می‌توان بیان کرد که بیماری‌های مزمن ۲.۸ تریلیون دلار از هزینه‌های سلامت را به خود اختصاص داده است (CMC، ۲۰۱۶)[2]. اما بدیهی است که بار اقتصادی بیماری‌های مزمن تنها هزینه‌های مربوط به خدمات درمانی نیست.

مهمترین هزینه دیگر، درآمد از دست رفته است که از کاهش بهره‌وری ناشی از بیماری نشات می‌گیرد. رویکرد سرمایه انسانی در تخمین هزینه‌ها شاخص دیگری تحت عنوان سال‌های از دست رفته به دلیل ناتوانی یا مرگ زودهنگام ناشی از بیماری‌های مزمن را نیز در نظر دارد (اوکدیجی و همکاران[3]، ۲۰۱۷؛ ریبرو و نونز[4]، ۲۰۰۱). مطالعه شولتز و تانزل[5] در سال ۱۹۹۷ نشان داد که دستمزد افراد بر اثر از دست دادن روزهای کاری حداقل ۱۰ درصد کاهش داشته است. همچنین گزارش سال ۲۰۰۵ سازمان جهانی بهداشت نشان می‌دهد که بیماری‌های مزمن حدود ۴۰درصد از سال‌های مولد را در بازار کار کشورهای نوظهور از بین برده است (سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۰۵).

با توجه به هزینه‌های بالای بیماری‌های مزمن، ممکن است خانوارها مجبور به افزایش عرضه نیروی کار، کاهش مصرف دیگر کالاها یا دریافت درآمدهای انتقالی از جمله هدایا و کمک‌هایی از دیگر افراد یا نهادهای کشور شوند. مطالعه گرتلر و گروبر[6] در سال ۲۰۰۲ نیز نشان داد، شوک هزینه‌ای ناشی از بیماری مزمن باعث کاهش درآمد ناشی از کار و افزایش هزینه‌های پزشکی، افزایش درآمدهای انتقالی و کاهش مصرف خوراکی و غیرخوراکی شده است.

1. United States Department of Health and Human Services. Center for Disease Control and Prevention
2. The Centers for Medicare & Medicaid Services, CMS, is part of the Department of Health and Human Services
3. Okediji et al
4. Ribero and Nunez
5. Schultz and Tansel
6. Gertler and Gruber

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

٤-١. مطالعات پیشین

بلوم و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی بار اقتصادی بیماری‌های مزمن در چین، ژاپن و کره جنوبی پرداخته‌اند. این مطالعه با طراحی معماری نوین (رویکرد سرمایه انسانی) اثرات کلان اقتصادی پنج بیماری مزمن (بیماری‌های قلبی و عروقی، سرطان، بیماری‌های تنفسی، دیابت و شرایط حاد روانی) را بررسی نموده است. در مجموع، زیان کل ناشی از این بیماری‌ها بین سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۳۰ در چین ۷/۷ تریلیون دلار، در ژاپن ۳/۵ تریلیون دلار و در کره جنوبی ۱ تریلیون دلار تخمین زده شده است.

اوکدیجی و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی تأثیرات اقتصادی بیماری‌های مزمن بر خانوارهای دارای بیماری مزمن در نیجریه پرداخته‌اند. میانگین درآمد ماهیانه خانوارها قبل از ابتلا به بیماری‌های مزمن ۳۳۵ دلار بود که پس از ابتلا به ۳۱۸ دلار کاهش یافته است. ۷۹ درصد از خانوارهای مورد مطالعه بیش از ۱۰ درصد از درآمدهای خود را صرف هزینه‌های مربوط به بیماری‌های مزمن کرده‌اند. همچنین هزینه‌های غیرمستقیم بیماری‌های مزمن (که ناشی از کاهش بهره‌وری نیروی کار بوده است) برابر با ۱۹ درصد درآمد خانوارها می‌باشد.

ساوجی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه خود با استفاده از روش دو مرحله‌ای هکمن، اقدام به الگوسازی مخارج سلامت خانوارها نموده‌اند. این تحقیق که با بررسی اطلاعات هزینه و درآمد ۳۸۵۱۳ خانوار انجام گرفته است، نشان می‌دهد افزایش تعداد خانوار و نسبت زنان از کل اعضا آن، متأهل بودن سرپرست خانوار و استعمال دخانیات در آن، بهره‌مندی از پوشش بیمه سلامت و زندگی در مناطق توسعه یافته‌تر سبب ترغیب خانوار به خرید کالاها و خدمات سلامت و ورود به بازار مربوطه می‌شود.

مهارلو و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی مقایسه‌ای هزینه خدمات بستری بیماران قلبی، قبل و بعد از اجرای طرح تحول سلامت پرداختند. پژوهش حاضر از لحاظ هدف کاربردی و روش مورد استفاده توصیفی- تحلیلی است برای حصول به اهداف این مطالعه و تدوین متون و ادبیات پژوهش از مطالعات کتابخانه‌ای و روش اسنادی استفاده شده است. اطلاعات مورد نیاز پژوهش از

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

صورتحساب ۶۰۱ بیمار قلبی عروقی مراجعه کننده به بیمارستان قلب الزهرا (س) شیراز، قبل و بعد از اجرای طرح تحول نظام سلامت می‌باشد، داده‌ها در چک لیست‌های آماری ثبت گردید. نتایج حاکی از آن است که میانگین کل پرداخت از جیب بیمار بعد از اجرای طرح تحول جهت بای‌پس عروق کرونر با اختلافی معنی دار از ۱۰۶۳۹۲۹۵ ریال به ۴۹۷۱۲۶۸ ریال کاهش یافت(p<۰۰۱). میانگین سهم بیمه‌های پایه از کل هزینه یک واحد عمل جراحی بای پس عروق کرونری، از ۳۱۸۳۷۸۰۳ ریال در قبل از اجرای طرح به ۹۳۷۸۲۰۹۶ ریال بعد از اجراح طرح تحول نظام سلامت افزایش معنی داری نشان داد(p<۰۰۱). هم زمان با اجرای طرح تحول سلامت و کاهش پرداخت هزینه از جیب بیمار به منظور تأمین هزینه‌های اعمال جراحی، درصد قابل توجهی از کل هزینه‌های پرداختی توسط سازمان‌های بیمه گر پوشش داده می‌شود.

اوکورونوو و همکاران[1] (۲۰۱۵)؛ به بررسی بار اقتصادی بیماران مبتلا به دیابت نوع ۲ به عنوان یکی از مهمترین نوع بیماری‌های مزمن در نیجریه پرداخته‌اند. این تحقیق نشان داد که بار اقتصادی این بیماری مزمن در نیجریه ۳۵۶ دلار بوده است که نسبت بالایی از درآمد خانوارها محسوب می‌شود.

کریمی و همکاران (۱۳۹۰) با هدف بررسی بار اقتصادی و بهداشتی ناشی از بحران بیماری‌های مزمن، عنوان می‌کنند، بیماری‌های غیرواگیر (مزمن) هر ساله ۳۵ میلیون مرگ در سراسر دنیا را به دنبال دارند و یک مانع مهم بر سر راه توسعه کشورها هستند. این بیماری‌ها افراد فقیر و آسیب‌پذیر جامعه را به شدت تحت تأثیر قرار داده‌اند و آن‌ها را به ورطه فقر می‌کشانند. مقابله با این بیماری‌ها با کنترل ریسک فاکتورهای آن‌ها و استفاده از تجربیات سایر کشورها و توصیه‌های کارشناسی سازمان‌های بین‌المللی امکان‌پذیر است.

جون و همکاران[2] (۲۰۰۹) به بررسی مشکلات اقتصادی مرتبط با مدیریت بیماری‌های مزمن پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان داد که مقرون به صرفه نگه داشتن پزشکی مرتبط با بیماری‌های مزمن و همچنین ارائه مراقبت‌های پیشگیرانه مهمترین عواملی هستند که می‌توانند مشکلات

1. Okoronkwo
2. Jeon et al

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

اقتصادی ناشی از بیماری‌های مزمن را کاهش دهند. همچنین نداشتن شیوه مناسب برای حمایت دولت از بیماران مزمن، کمبود دانش در حوزه سلامت و بیماری‌های مزمن و انعطاف‌ناپذیری خدمات سلامت مهمترین عواملی هستند که مدیریت بیماری‌های مزمن را سخت می‌کنند.

ابگانده و استانسیول[1] (۲۰۰۸) به بررسی هزینه‌های اقتصادی بیماری‌های مزمن بر بودجه خانوارهای روسی پرداخته‌اند. آنان در بررسی خود مشاهده کردند که بیماری‌های مزمن با سطح بالاتری از هزینه‌های سلامت و هزینه‌های غیرسلامت ارتباط معناداری دارد. همچنین آن‌ها دریافتند که بیماری‌های مزمن به دلیل تأثیر منفی بر بهره وری، عرضه کار را کاهش داده و منجر به کاهش درآمد فرد یا خانوار می‌شود.

گوردون و همکاران[2] (۲۰۰۷) به بررسی تأثیرات اقتصادی سرطان سینه بر بیماران مبتلای اهل کشور استرالیا پرداخته‌اند. آنها در این مطالعه به دنبال آن بوده‌اند که نشان دهند سرطان سینه چه هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیمی را بر بیماران وارد می‌کند. این مطالعه نشان داد که هزینه‌های خدمات درمانی، درآمد از دست رفته که منشأ آن وجود بیماری در فرد است و کار بدون حقوق مهمترین عناصر بار اقتصادی این نوع بیماری مزمن است.

۲. تشریح مدل و متغیرها

به منظور بررسی ابعاد مختلف اثرات اقتصادی بیماری‌های مزمن بر روی خانوار، مدل تحقیق شامل چهار متغیر وابسته هزینه‌های سلامت خانوار، هزینه‌های غیرسلامت خانوار، درآمد نیروی کار و درآمد انتقالی است، که اثر بیماری مزمن در کنار سایر متغیرهای مستقل مربوطه بر روی چهار متغیر وابسته مذکور به صورت جداگانه بررسی شده است.

1. Abegunde & Stanciole
2. Gordon et al

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

۲-۱. هزینه‌هایِ سلامت خانوار

با توجه به ماهیت و ویژگی‌های بیماری‌های مزمن از جمله دوره درمان طولانی آنها، اولین اثر این بیماری‌ها بر روی هزینه‌های سلامت خانوار است. از آنجا که این هزینه‌ها سهم مهمی در کل هزینه‌های خانوار دارد و بالا رفتن آن می‌تواند تأثیر به‌سزایی در تغییر سایر هزینه‌ها داشته باشد، لذا این متغیر وابسته به عنوان مهمترین متغیر مدل محسوب می‌گردد. حدود ۸۱ درصد خانوارها گزارش کردند که متحمل هزینه‌های سلامت شده‌اند. گام دوم در این مدل به تخمین سطح هزینه‌های سلامت برای این خانوارها پرداخت. هزینه‌های سلامت خانوارها با جمع همه هزینه‌هایی که خانوارها برای کالاها و خدمات سلامت می‌پردازند به دست آمد. هزینه‌های سلامت حدود ۸درصد از کُل هزینه‌های خانوارها را تشکیل می‌داد.

۲-۲. هزینه‌های غیرسلامت خانوار

ممکن است خانوارها در مواجهه با بیماری مزمن مصارف غیرسلامت خود را کنار گذاشته و به مصارف سلامت روی آورند. در این شرایط، هزینه‌های غیرسلامت ممکن است حتّی با افزایش هزینه‌های سلامت (یعنی، بیمه مصرفی در مواجهه با بیماری‌های مزمن) کاهش یابد. همه هزینه‌های غیرسلامت به‌صورت لگاریتمی در مدل OLS به‌عنوان متغیر وابسته آورده شده است.

۲-۳. درآمدهای نیروی کار

تغییرات در درآمدهای کسب‌شده (از طریق کار) پس از مواجهه با بیماری‌های مزمن از طریق تحلیل رگرسیونی در تناسب با عواملِ دخیل سنجیده می‌شود تا تأثیر بیماری مزمن بر درآمد محاسبه شود. این امر همچنین حاکی از راهکارهایی است که خانوارها در برخورد با هزینه‌های اضافه‌ای که بیماری‌های مزمن به بار می‌آورند اتخاذ می‌کنند. درآمدهای به‌دست‌آمده از طریق کار حدود ۶۴ درصد کُل درآمد خانوارها را تشکیل می‌دهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

٤-۲. درآمدهای انتقالی

از آنجا که بار مالی برخی بیماری‌های مزمن اثرات بسیار سویی بر خانوارهای کم درآمد دارد، لذا برخی سازمان‌ها و موسسات دولتی و همچنین برخی نهادهای غیردولتی (غیرانتفاعی و خیریه) و افراد کمک‌های بلاعوضی به این خانوارها می‌کنند. از سوی دیگر برخی خانوارها در صورت مواجهه با این بیماری‌ها به شکل مستقیم یا غیر مستقیم کمک‌هایی را از آنها دریافت می‌کنند.

متغیر بیماری مزمن به عنوان متغیر اصلی و مستقل تحقیق به صورت مجازی[1] (خانوارهایی که بیمار مزمن دارند و خانوارهایی که بیمار مزمن ندارند) تعریف گردیده است. سایر متغیرهای مستقل که در این مدل استفاده شد آن‌هایی بودند که یا بر اساس مبنایی نظری انتخاب شدند یا متغیرهایی بودند که تأثیرگذاری‌شان بر درآمد و مخارج خانوارها را قبلاً در پژوهش‌های مشابه نشان داده بودند. متغیرهای دموگرافیک شامل میانگین سن افراد بزرگسال خانوار، وضعیت تأهل، تحصیلات و جنسیت است. همه متغیرهای مربوط به خانوار با مخرج قراردادن تعداد افراد بزرگسال (۱۸ سال و بالاتر) محاسبه شدند، چرا که بیماری‌های مزمن پیش از سن بزرگسالی نادراند.

برخی عواملی که با بروز بیماری‌های مزمن پیوند دارند نیز ممکن است هزینه‌های درمانی را به همراه داشته باشد. متغیر مصرف دخانیات هم در این مدل اضافه گردید. عامل دسترسی به مراقبت‌های بهداشتی شدیداً در میزان مخارج درمانی، با توجه به درآمد خانوار، منعکس می‌شود. به این منظور هر یک از مدل‌ها بر روی داده‌های شهری و روستایی به صورت جداگانه مورد بررسی قرار گرفتند.

۳. روش کار

در این تحقیق برای بررسی اثر متغیرهای مستقل بر متغیرهای وابسته بسته به نوع متغیر وابسته از دو روش اقتصاد سنجی استفاده شده است. در بررسی تأثیر هزینه‌های بیماری‌های مزمن بر هزینه‌های سلامت و درآمدهای انتقالی خانوار از روش اقتصادسنجی هکمن و در بررسی تأثیر هزینه‌های

1. Dummy

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

بیماری‌های مزمن بر هزینه‌های غیرسلامت و درآمد نیروی کار از روش اقتصادسنجی رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده شده است. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز تحقیق از داده‌های خام طرح هرینه- درآمد خانوار شهری و روستایی سال ۱۳۹۶ مرکز آمار ایران استفاده شده است. نمونه آماری تحقیق، ۱۸۷۰۰ خانوار شهری و ۱۹۲۶۰ خانوار روستایی است.

۱-۳. روش هکمن

در ابتدا لازم بذکر است که یکی از مشکلات متداول در گردآوری داده‌های خرد، بحث سانسور شدن داده‌ها می‌باشد. همچنین معضل دیگر آن است که انتخاب نمونه از جامعه، دارای روش مشخصی نمی‌باشد. در مواردی نیز امکان مشاهده داده‌های پیوسته تنها برای یک زیر مجموعه‌ای از جامعه وجود دارد. برای مثال، در یک بانک اطلاعاتی مربوط به بودجه خانوار (و نیز ویژگی‌های اجتماعی و اقتصادی خانوارها) مخارج خانوارها برای کالاهای بادوام در بسیاری از موارد به صورت صفر یا اعداد نسبتاً بزرگ‌تر گزارش می شوند درحالی‌که در واقعیت این‌گونه نمی‌باشد (مثال‌های دیگری از این نوع عبارت است از تعداد ساعاتی که یک زن به کارکردن اختصاص می‌دهد، مخارج اختصاص یافته خانوارها بابت تعطیلات و...). در موضوع مورد بررسی ما نیز مشکل داده‌های سانسور شده (censored data) وجود دارد.

به عنوان مثال خانواده‌ای که دارای بیمار است و هزینه‌ای برای این بیماری انجام می‌دهد را در نظر می‌گیریم. در زمان مورد بررسی این تحقیق، خانواده موردنظر هزینه‌ای برای آن بیماری انجام نداده است اما در گذشته برای مقابله با بیماری هزینه کرده و همچنین در آینده به این منظور باید هزینه نماید. در اینجا داده مورد بررسی کمتر و یا صفر خواهد بود درحالی‌که در واقعیت این‌گونه نیست. نمونه دیگر می‌تواند به این شکل نمایان شود که خانوار، هزینه‌های مربوط به درمان بیماری را که مربوط به چند دوره می‌باشد، در دوره موردنظر این تحقیق پرداخت کرده است. بنابراین آنچه در این تحقیق مدنظر قرار می‌گیرد، هزینه‌های مربوط به یک دوره نیست. لذا داده‌های به دست آمده نشان دهنده میزان واقعی هزینه‌های انجام شده نمی‌باشد و مدل را دارای تورش خواهد نمود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

مشکل دیگر در این نوع مطالعات، داده‌ها و نمونه‌های منقطع[1] می‌باشد. زمانی‌که بخواهیم داده‌ها و نمونه‌های مربوط به هزینه‌های تحمیلی ناشی از بیماری بر خانوارها را بررسی نمایم، این هزینه‌ها نمی‌تواند برای همه خانوارهای مبتلا به بیماری وجود داشته باشد. زیرا تعدادی از این خانوارها به هر دلیلی هزینه‌ای برای این نوع بیماری‌ها انجام نداده‌اند. بنابراین باید در مدل‌سازی و تخمین پارامترها تنها از اطلاعات خانوارهایی استفاده گردد که در این زمینه هزینه‌ای انجام داده‌اند.

درمجموع با توجه به آنچه که بیان گردید، برای مقابله با این دسته از مشکلات و تحت این شرایط استفاده از مدل‌های OLS کلاسیکی در تخمین پارامترها مشکل ایجاد می‌نماید (جونز[2]، ۲۰۰۰). این موضوع بسیار مهمی است که باید در انتخاب مدل و چارچوب کار بر روی داده‌هایی با این شرایط مورد توجه قرار گیرد. در ادبیات اقتصادسنجی بر روی استفاده از مدل‌های هکمن و توبیت به عنوان راه حلی مناسب برای این معضل، اجماع وجود دارد (جونز، ۲۰۰۰ و کامرون و تریویدی[3]، ۲۰۰۵ و بلوگ و مدن[4]، ۱۹۹۹).

از آنجا که در مدل توبیت امکان این وجود دارد که به دلیل حذف برخی از نمونه‌ها، رگرسیون برازش شده دچار ناریبی ناشی از حذف نمونه‌ها گردد (ابگانده و استانسیول، ۲۰۰۸) بنابراین مدل هکمن در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است. قابل ذکر است که در پژوهش‌های مشابه خارجی همچون (ابگانده و استانسیول، ۲۰۰۸) که به تأثیر هزینه بیماری‌های مزمن بر روی بودجه خانوار پرداخته است نیز از مدل هکمن استفاده گردیده است.

۲-۳. مشکل انتخاب نمونه و تخمین زنهای هکمن (حداکثر راستنمایی کامل شرطی)

در نظر بگیریم که y_{1i}^{*} نتیجه مورد علاقه ما در یک تصمیم (در این تحقیق، انجام هزینه به دلیل بیماری‌های مزمن) باشد. در یک مدل توبیت استاندارد، این نتیجه تنها زمانی قابل مشاهده است که $y_{1i}^{*}>0$ باشد. در یک مدل عمومی‌تر، یک متغیر مشاهده ناپذیر دیگر y_{2i}^{*} را نیز به این معادله اضافه

1. Truncated Samples
2. Jones
3. Cameron & Trivedi
4. Blough & Madden

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

می‌کند، به‌طوری‌که اگر $y_{2i}^{*}>0$ باشد y_{1i}^{*} قابل مشاهده می‌گردد و برای $y_{2i}^{*}\leq 0$ هیچ اطلاعی از مقدار y_{1i}^{*} در اختیار پژوهشگر نیست. مثلاً اگر فرد iام برای بیماری‌های مزمن هزینه کرده باشد، $y_{2i}^{*}>0$ بوده و $y_{1i}^{*}>0$ می‌شود و اگراین فرد هزینه‌ای برای بیماری‌های مزمن انجام نداده باشد $y_{2i}^{*}\leq 0$ بوده و آنگاه هیچ اطلاعی از تمایل وی برای تخصیص هزینه به منظور درمان بیماری مزمن وجود ندارد. آنگاه می‌توانیم دو معادله انتخاب و تصمیم وی را به صورت زیر بنویسیم. به این دلیل نام آن معادله انتخاب نامیده می‌شود که ابتدا فرد انتخاب می‌کند که پرداخت هزینه را بپذیرد یا نه و سپس تصمیم می‌گیرد که در صورت تمایل به انجام هزینه، به چه میزان هزینه کند.

معادله انتخاب

$$y_{2i}=\begin{cases}1 & if\ \ y_{2i}^{*}>0\\ 0 & if\ \ y_{2i}^{*}\leq 0\end{cases} \qquad (۱)$$

$$y_{1i}=\begin{cases}y_{1i}^{*} & if\ \ y_{2i}^{*}>0\\ - & if\ \ y_{2i}^{*}\leq 0\end{cases} \qquad (۲)$$

در اینجا y_{1i} تنها زمانی مشاهده می‌شود که $y_{2i}^{*}>0$ باشد، و هنگامیکه متغیر $y_{2i}^{*}\leq 0$ است، متغیر y_{1i}^{*} هیچ مقداری حتی صفر را انتخاب نمی‌کند. باید بیان داشت که ساختار سنتی این مدل دارای فرم خطی با جزء اخلال جمع پذیر است:

$$y_{2i}^{*}=x_{2i}'\beta_2+\varepsilon_{2i} \qquad (۳)$$
$$y_{1i}^{*}=x_{1i}'\beta_2+\varepsilon_{1i}$$

که در آن ε_{1i} و ε_{2i} می‌توانند دارای همبستگی باشند. فرض را بر این قرار دهید که اجزاء اخلال همبسته دارای توزیع نرمال مشترک و واریانس همسان باشد:

$$\begin{bmatrix}\varepsilon_{1i}\\ \varepsilon_{2i}\end{bmatrix}\sim N\left(\begin{bmatrix}0\\ 0\end{bmatrix},\begin{bmatrix}1 & \sigma_{12}\\ \sigma_{21} & \sigma_{22}\end{bmatrix}\right) \qquad (۴)$$

به دست آوردن برآوردگرهای راستنمایی برای پارامترهای این سیستم دومعادله‌ای بسیار سرراست است:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

$$L(\beta_1, \beta_2, \sigma_{12}, \sigma_{22} \mid y^*_{2i}, y^*_{1i}, x_1, x_2) = \prod_{i=1}^{N}\{Pr(y^*_{2i} \le 0)\}^{1-y_{2i}} * \{Pr(y^*_{2i} > 0)\}^{y_{2i}} \{f(y_{1i} \mid y^*_{1i} > 0)\}^{y_{2i}} = \prod_{i=1}^{N}\{Pr(y^*_{2i} \le 0)\}^{1-y_{2i}} \{Pr(y^*_{2i} > 0)\} * f(y_{1i} \mid y^*_{1i} > 0)\}^{y_{2i}} \quad (۵)$$

اما می‌توان اثبات نمود که مقدار محاسبه شده برای تابع نمونه‌ای حداکثر راست نمایی دراینجا با تورش انتخاب نمونه همراه است و لازم است که مشکل ناشی از انتخاب نمونه در برآورد تصحیح گردد. به همین منظور با استفاده از تخمین‌زن‌های هکمن می‌توان این مشکل را برطرف نمود (کشاورز حداد، ۱۳۹۵).

۳-۳. تخمین‌زن‌های دومرحله‌ای هکمن

مشکل روش حداکثر راستنمایی هکمن در تخمین پارامترهای یک مدل انتخاب نمونه، بالا بودن حجم محاسبات عددی ناشی از غیرخطی بودن شرط‌های مرتبه اول بهینه سازی تابع راستنمایی در پارامترها است. به همین دلیل برای کاستن از مشکل محاسباتی ناشی از نامقعر بودن موضعی تابع راستنمایی، روش دومرحله‌ای هکمن به صورت زیر برای تصحیح تورش ناشی از انتخاب نمونه ارائه شده است. روش دومرحله‌ای هکمن که به یک برآورد حداکثر راستنمایی معادله انتخاب و سپس برآورد حداقل مربعات معمولی ضرایب معادله تصمیم استوار است. این تکنیک از یک امید ریاضی شرطی برای معادله تصمیم شروع می شود، که در آن شرط مورد نظر $y^*_{2i} \le 0$ است، یعنی:

$$E(y_{1i} \mid y^*_{2i} > 0) = x'_{1i}\beta_1 + \sigma_{12}\lambda(x'_{2i}\beta_2) \quad (۶)$$

که در آن σ_{12}، کوواریانس میان اجزای اخلال ε_{1i} و ε_{2i} است.

$$\sigma_{12}\lambda(x'_{2i}\beta_2) = E(\varepsilon_{1i} \mid x'_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i} > 0) \quad (۷)$$

معکوس نسبت میل $\lambda(x'_{2i}\beta_2)$ به سادگی می تواند با تخمین معادله انتخاب به صورت رگرسیون به دست آید.

$y_{2i} = x'_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i}$ اکنون تخمین حداقل مربعات معمولی رگرسیون، تخمین زنهای بدون تورشی برای پارامترهای آن را به دست می‌دهد. $y_{1i} = x'_{1i}\beta_1 + \sigma_{12}\lambda + \varepsilon_{1i}$ در خروجی این

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

رگرسیون ضریب متغیر lambda، همان $\hat{\delta}_{12}$ است. فرضیه استقلال ε_{1i} و ε_{2i} می‌تواند به‌طور مستقیم با آزمودن فرضیه برابر با صفر ضریب متغیر ساخته شده lambda صورت پذیرد. اگر lambda از نظر آماری اختلاف معنی داری از صفر نداشته باشد، آنگاه تورش ناشی از انتخاب نمونه از نظر آماری برابر با صفر است (همان).

نهایتاً با توجه به آنچه که بیان شد، می‌توان ادعا نمود که برای مدلسازی مورد نظر این تحقیق، مدل‌های هکمن و دومرحله‌ای هکمن مناسب‌ترین مدل‌ها در میان مدل‌های اقتصادسنجی به شمار می‌رود.

٤. یافته‌ها و بحث

در این بخش از تحقیق به ارائه خروجی مدل‌های تخمین زده شده برای داده‌های شهری و روستایی در سال ۹۶ پرداخته می‌شود. در بخش داده‌های شهری تحقیق، از روش هکمن به تخمین مدل برای دو متغیر هزینه‌های سلامت و درآمدهای انتقالی و با استفاده از روش OLS به تخمین مدل برای دو متغیر درآمد نیروی کار و هزینه‌های غیر سلامت پرداخته می‌شود.

٤-١. داده‌های شهری

٤-١-١. هزینه‌های سلامت

در ابتدا به مدل هکمن تخمین زده شده برای هزینه‌های سلامت خانوار شهری پرداخته می‌شود. نتایج تجزیه وتحلیل متغیرهایی را که روی هزینه‌های سلامت تأثیر می‌گذارند در شکل(۱) نشان داده‌ایم. با توجه به نتایج و خروجی‌ها می‌توان گفت که بیماری مزمن تأثیر معناداری بر هزینه‌های سلامت دارد. همچنین درآمد، مصرف دخانیات و سن در سطح معناداری ۵ درصد و تحصیلات در سطح معناداری ۱۰ درصد معنادار هستند و سایر متغیرها تأثیرمعناداری بر هزینه‌های سلامت ندارند. همان‌گونه که مورد انتظار بود و نتایج مطالعات دیگر از جمله ابگانده و استانسیول (۲۰۰۸) نشان داد، بیماری مزمن تأثیر به‌سزایی در افزایش هزینه‌های سلامت دارد. مطابق با مبانی نظری و نتایج سایر مطالعات افزایش درآمد نیز باعث افزایش هزینه‌های سلامت می‌گردد. با توجه به اینکه با افزایش سن احتمال مواجهه با بیماری مزمن بسیار بالاست، نتایج به دست آمده نیز نشان می‌دهد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

که افزایش سن تأثیر معناداری در افزایش هزینه‌های سلامت دارد، لذا نتایج به‌دست‌آمده در خصوص این متغیر مطابق با نتایج سایر مطالعات است. همان‌گونه که در بخش مبانی نظری اشاره گردید، مصرف دخانیات و چاقی از مهمترین عوامل خطرزای بروز بیماری مزمن هستند. با توجه به‌اینکه در داده‌های بودجه خانوار ایران شاخصی برای تعیین میزان چاقی وجود نداشت تنها اثر متغیر مصرف دخانیات بر هزینه‌های سلامت مورد بررسی قرار گرفت که نتایج نشان می‌دهد که افزایش مصرف دخانیات باعث افزایش معنادار هزینه‌های سلامت می‌گردد. همسو با نتایج مطالعات ابگانده و استانسیول (۲۰۰۸)، کوول (۲۰۰۶)، فوچس (۲۰۰۴) و گراسمن (۲۰۰۰)، افزایش سطح تحصیلات رابطه معکوس با هزینه‌های سلامت دارد.

در خصوص بیمه‌های سلامت، با توجه به اجرای طرح تحول سلامت و کاهش هزینه‌های بیمارستان‌های دولتی، میزان مراجعه به بیمارستان‌های دولتی و مراکز تأمین اجتماعی افزایش یافته است و از این رو، نقش بیمه‌های درمان تکمیلی نیز کاهش یافته است. به همین دلیل اثر این متغیر بر هزینه‌های سلامت بی‌معنی شده است. در مورد بی‌معنی شدن تأثیر متغیرهایی نظیر جنسیت و وضعیت تأهل بر متغیر هزینه‌های سلامت نیز باید عنوان کنیم همان‌طور که پیش‌تر گفته شد تأثیر متغیرهای اقتصادی بر هزینه‌های رفاهی بیشتر است. زمانی که وضعیت رفاهی اکثر مردم در سطح نازلی قرار دارد، جنسیت و وضعیت تأهل از اهمیت کمتری نسبت به متغیرهایی نظیر درآمد در تأثیرگذاری بر هزینه‌های سلامت برخوردارند. با این وجود، معنادار نبودن اثر این متغیرها با نتایج سایر مطالعات از جمله ابگانده و استانسیول (۲۰۰۸) همسویی ندارد.

۲-۱-٤. هزینه‌های غیرسلامت

نتایج نشان می‌دهند که تنها متغیرهای مصرف دخانیات و جنسیت در سطح معناداری ۵ درصد بی‌معنی شده است. هزینه‌های غیرسلامت با افزایش درآمد و تحصیلات شخص افزایش می‌یابد و با متغیرهای سن، جنسیت و وضعیت تأهل رابطه عکس دارد. اگر جنسیت از مرد به زن تغییر یابد، هزینه‌های غیر سلامت کاهش بیشتری را نشان می‌دهد و اگر وضعیت فرد از لحاظ تأهل به ترتیبی باشد که هرگز ازدواج نکرده باشد، هزینه‌های غیرسلامت وی کاهش شدیدتری خواهد داشت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

نسبت به حالتی که فرد متأهل باشد و به همین ترتیب افرادی که طلاق گرفته‌اند و همسرشان فوت کرده است نیز در رتبه‌های بعدی قرار دارند. هزینه‌های غیرسلامت بسته به میانگین تحصیلات به‌طرز مثبتی افزایش یافت. با افزایش تحصیلات، نیازهای یک فرد تنوع بیشتری می‌یابد و طبیعتاً افزایش خواهد یافت. این نتیجه با نتیجه سایر مطالعات نیز همسویی دارد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که با افزایش سن، هزینه‌های غیرسلامت کاهش یافته است که این نتیجه برخلاف مبانی نظری و نتیجه سایر مطالعات است. با توجه به این‌که میزان هزینه‌های غیرسلامت شاخص قابل‌اطمینانی برای رسیدن به سطح درآمد خانوار است، این برداشت را که سلامت نوعی سرمایه برای انسان است تقویت می‌کند، یعنی این‌که برخورداری از سلامت با افزایش پتانسیل‌های درآمدزایی رابطه مثبت دارد. با این وجود بررسی‌ها نشان می‌دهند که با توجه به ماهیت بیماری‌های مزمن و توصیه به انجام اقداماتی غیردرمانی در جهت رفع مشکلات ناشی از این بیماری‌ها در ایران، هزینه‌های غیرسلامت نیز افزایش می‌یابد. همچنین برخی بررسی‌های دیگر نیز نشان می‌دهند، هزینه‌های هتلینگ و سایر هزینه‌های غیردرمانی وابسته به بیماری‌های مزمن در ایران بسیار بالاست و شاید بتوان به این دلایل افزایش هزینه‌های غیرسلامت ناشی از بیماری مزمن را تفسیر نمود. این نتیجه همچنین با نتیجه مطالعه ابگانده و استانسیول (۲۰۰۸) نیز ناهمسوست.

۳-۱-٤. درآمد نیروی کار

در شکل (۱) نتایج مدل درآمد نیروی کار مشاهده می‌شود. نتایج گویای این مطلب هستند که کلیه متغیرها در سطح معناداری ۵ درصد، معنادار هستند. بر اساس نتایج به دست آمده، بیماری مزمن باعث افزایش معنادار درآمد نیروی کار شده است که در تناقض با نتایج سایر مطالعات و همچنین برخی مبانی نظری است. لذا تفسیر دقیق تأثیر بیماری مزمن بر درآمد مذکور نیازمند بررسی‌های بیشتر است. سن، جنسیت و وضعیت تأهل رابطه عکس با درآمد نیروی کار دارد. اگر فرد به ترتیب همسر از دست داده از طریق فوت همسر، طلاق گرفته و یا مجرد باشد، شدت کاهش درآمد نیروی کار بیشتری دارد. همچنین زن بودن فرد روی درآمد نیروی کار تأثیر کاهنده خواهد داشت و زن‌ها برای کار مساوی با یک مرد، درآمد کمتری کسب می‌کنند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

از نظر آموزشی نیز باید گفت، با افزایش تحصیلات موقعیت‌های شغلی بهتری برای فرد پیش خواهد آمد و از این رو، درآمد نیروی کار نیز افزایش خواهد یافت. افزایش هزینه‌های بیمه درمانی شخصی نیز به این معنی است که افراد به وضعیت سلامت خود بیشتر رسیدگی می‌کنند و توانایی کارکردن بیشتری خواهند داشت و طبعاً درآمد نیروی کار نیز افزایش خواهد یافت.

٤-١-٤. درآمد انتقالی

نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهند که در سطح معناداری ۵ درصد، متغیر بیمه تکمیلی سلامت و در سطح معناداری ۱۰ درصد، متغیر سن معنادار شده‌اند. برخلاف نتایج سایر مطالعات از جمله ابگانده و استانسیول (۲۰۰۸) و همچنین مبانی نظری، بر اساس نتایج این تحقیق، اثر بیماری مزمن بر روی درآمد انتقالی بی معنی است. از طرفی خانوارهایی که بیمه تکمیلی سلامت دارند درآمد انتقالی کمتری دریافت می‌کنند. افزایش سن نیز با احتمال بیشتر باعث افزایش درآمد انتقالی می‌گردد. سایر متغیرها اثر معناداری بر درآمد انتقالی ندارند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

شکل ۱. نتایج مدل برای خانوارهای شهری

متغیر وابسته	هزینه‌های سلامت						هزینه‌های غیر سلامت			درآمد نیروی کار			درآمد انتقالی					
	معادله تصمیم			معادله انتخاب									معادله تصمیم			معادله انتخاب		
متغیر مستقل	ضریب	خطای استاندارد	p-value	ضریب	خطای استاندارد	p-value	ضریب	خطای استاندارد	p-value	ضریب	خطای استاندارد	p-value	ضریب	خطای استاندارد	p-value	ضریب	خطای استاندارد	p-value
بیماری مزمن	۰/۲۵۰۳۶۴۶	۱۲۰۱۱۷۰	۰/۰۳۷	۰/۰۵۲۲۹۴۷	۰/۰۲۷۱۹۶۷	۰/۰۵۵	۶۰۷۰۱۰۰	۲۸۶۴۸۶۶	۰/۰۳۴	۷۲۶۶۱۱۱	۲۶۲۴۵۴۳	۰/۰۰۶	۲۹۲۵۲۹/۱	۸۴۳۷۱۵۷	۰/۹۷۲	-۰/۵۳۷۸۴۶۴	۰/۰۴۶۲۶۹۱	۰/۰۰۰
درآمد	۰/۰۵۵۵۱۰۶	۰.۰۰۲۲۳۷	۰/۰۰۰	۴/۴۲	۵/۲۲	۰/۰۰۰	۰/۶۰۶۴۸۱۶	۰/۰۰۵۲۵۷۱	۰/۰۰۰	–	–	–	–	–	–	–	–	–
مصرف دخانیات	۲/۳۲۹۸۸۵	۱/۱۳۶۶۴۸	۰/۰۴۰	۲/۸۶	۲/۳۵	۰/۲۲۴	۲/۴۸۳۸۵۷	۲/۵۶۶۸۶۶	۰/۳۳۳	–	–	–	–	–	–	–	–	–
وضعیت تأهل	-۱۷۸۹۷۱۵	۱۲۹۵۰۴۰	۰/۱۶۷	-۰/۱۲۰۸۰۲۱	۰/۰۲۴۵۷۸۱	۰/۰۰۰	-۱/۲۰	۲۷۸۰۹۸۷	۰/۰۰۰	-۱/۳۹	۲۵۵۲۲۵۶	۰/۰۰۰	۸۲۶۸۷۲	۲۵۹۶۲۲۷	۰/۷۵۰	-۰/۰۴۱۴۹۴۶	۰/۰۳۲۲۷۶۷	۰/۱۹۹
سن	۲۱۰۱۰۱/۳	۳۳۸۵۳/۹۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۷۱۰۹۶	۰/۰۰۰۷۳۶۱	۱/۰۰۰	-۱۸۲۹۱۴/۹	۷۸۵۶۴/۷۸	۰/۰۲۰	-۱۲۴۹۸۹۲	۷۱۲۶۵/۳۳	۰/۰۰۰	۱۵۱۶۶۳/۳	۸۲۷۸۷/۹۷	۰/۰۶۷	-۰/۰۰۱۱۸۵۶	۰/۰۰۰۹۵۱۵	۰/۲۱۳
سطح تحصیلات	۴۱۵۷۸/۴۲	۲۵۱۹۳/۶۳	۰/۰۹۹	-۰/۰۰۰۸۴۸۵	۰/۰۰۰۵۶۴۸	۰/۱۳۳	۷۳۳۷۰۱/۵	۶۰۳۹۹/۶۸	۰/۰۰۰	۱۶۷۷۲۲۱	۵۲۰۵۷/۲	۰/۰۰۰	۱۰۶۰۹۰/۵	۶۶۵۰۵/۲۴	۰/۱۱۱	-۰/۰۰۲۲۱۰۵	۰/۰۰۰۷۰۳۷	۰/۰۰۲
بیمه تکمیلی سلامت	۰/۰۵۱۷۴۳۸	۰/۱۲۳۵۹۰۸	۰/۶۷۵	۶/۶۲	۲/۷۸	۰/۰۱۷	–	–	–	–	–	–	-۰/۸۱۷۳۳۵	۰/۳۹۶۱۸۹۴	۰/۰۳۹	۲/۱۲	۳/۲۹	۰/۰۰۰
جنسیت	-۱۱۹۷۲/۷۶	۱۹۲۲۴۰۵	۰/۴۴۹	۰/۰۰۷۳۹۵۲	۰/۰۳۹۸۲۹۳	۰/۸۵۳	-۲۷۶۶۳۴۲	۴۳۷۵۵۱۵	۰/۵۲۷	-۲/۱۷	۴۰۰۶۹۷۷	۰/۰۰۰	-۷۲۱۴۷۱۸	۴۱۷۲۰۸۸	۰/۰۸۴	-۰.۰۰۴۷۳۸۴	۰/۰۵۱۵۷۰۱	۰/۹۲۷
عرض از مبدا	-۸۴۵۸۴۴/۴	۲۸۱۴۸۴۳	۰/۷۶۴	۰/۲۶۶۴۵۵۴	۰/۰۵۳۶۴۱۹	۰/۰۰۰	۷/۲۹	۵۷۲۱۹۹۳	۰/۰۰۰	۱/۵۹	۵۱۷۶۱۹۲	۰/۰۰۰	۳/۱۳	۲/۶۷	۰/۲۴۰	-۱/۲۴۴۸۵۵	۰/۰۶۹۱۲۶۳	۰/۰۰۰
rho	-۰۰۳۶۲۳۵۷	۰/۰۴۳۶۲۷۶	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	-۰/۰۰۱۵۰۵۲	۰/۳۲۳۴۹۲۶	–	–	–	–
sigma	۵/۲۱	۳۱۷۴۲۰/۶	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	۴/۶۶	۸۰۱۹۲۱/۴	–	–	–	–

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۲. داده‌های روستایی

در این بخش با ارائه نتایج مدل‌های تخمین زده شده برای داده‌های روستایی به مقایسه نتایج داده‌های شهری و روستایی پرداخته خواهد شد.

٤-۲-۱. هزینه‌های سلامت

در ابتدا به مدل هکمن تخمین زده شده برای هزینه‌های سلامت پرداخته می‌شود. نتایج تجزیه‌وتحلیل متغیرهایی را که روی هزینه‌های سلامت تأثیر می‌گذارند در شکل (۲) نشان داده‌ایم. با توجه به نتایج و خروجی‌ها می‌توان گفت که متغیرهای بیماری مزمن، درآمد و سن در سطح معناداری ۵ درصد معنادار هستند و سایر متغیرها تأثیرمعناداری بر هزینه‌های سلامت ندارند. در مورد داده‌های شهری، نتایج به این صورت بود که متغیرهای بیماری مزمن، درآمد، سن، مصرف دخانیات و تحصیلات معنادار بودند ولی در اینجا متغیرهای مصرف دخانیات و تحصیلات معنادار نیستند. مطابق با نتایج خانوارهای شهری و همچنین سایر مطالعات خارجی، بیماری مزمن رابطه مثبت معناداری با هزینه‌های سلامت دارد که این امری طبیعی است. هرچه درآمد نیز افزایش یابد، هزینه‌های سلامت افزایش خواهد یافت و این به این دلیل است که افزایش درآمد، امکانات مالی بیشتری را برای هزینه‌های سلامت فراهم خواهد آورد.

٤-۲-۲. هزینه‌های غیرسلامت

نتایج نشان می‌دهند که تنها متغیر مصرف دخانیات در سطح معناداری ۵ درصد بی معنی شده‌اند و نتایج با مدل شهری هیچ تفاوتی غیر از بی معنی شدن متغیر جنسیت در داده‌های شهری ندارد.

٤-۲-۳. درآمد نیروی کار

در شکل (۲) نتایج مدل درآمد نیروی کار مشاهده می‌شود. نتایج گویای این مطلب هستند که کلیه متغیرها در سطح معناداری ۵ درصد معنادار هستند و با نتایج شهری تفاوت چندانی ندارد. در مورد بیماری‌های مزمن شاید بتوان به این صورت اظهار نظر نمود که در خانوارهایی که بیمار مزمن وجود دارد، میزان کار در آن خانوار افزایش خواهد یافت تا بتوانند به درمان بیماری مزمن بپردازند

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

و از این رو است که با افزایش هزینه‌های بیماری مزمن، درآمد نیروی کار خانوار مورد نظر نیز افزایش می‌یابد.

٤-۲-٤. درآمد انتقالی

نتایج به‌دست‌آمده به‌وضوح نشان می‌دهند که در سطح معناداری ۵ درصد، تمامی متغیرهای داده‌های روستایی معنادار هستند. برخلاف نتایج داده‌های شهری که اکثر متغیرهای آن بی‌معنی بودند و در تناقض با نتایج سایر مطالعات از جمله ابگانده و استانسیول (۲۰۰۸) و همچنین مبانی نظری بود، نتایج داده‌های روستایی همسو با نتایج سایر مطالعات خارجی است. خانوارهای روستایی که بیمار مزمن دارند و در معرض هزینه‌های بالای این بیماری قرار می‌گیرند مطمئناً در تأمین این هزینه‌ها با مشکلات فراوانی مواجه می‌شوند. از این رو، نهادها و سازمان‌های دولتی و غیردولتی به آنها کمک نموده و در برخی موارد خود خانوارها مستقیماً جهت دریافت چنین کمک‌هایی به این سازمان‌ها و نهادها مراجعه می‌نمایند. با توجه به اینکه نتایج این مدل برای داده‌های شهری بی معنی بود و در بسیاری از متغیرهای دیگر نتایج داده‌های روستایی معنادارتر است، می توان تفسیر نمود که کیفیت داده‌های خانوار روستایی به مراتب بهتر از داده‌های خانوار شهری است و در خصوص این متغیر خاص نیز می‌توان تفسیر نمود که احتمال دارد خانوارهای شهری در بیان اطلاعات صحیح معذوریت‌هایی داشته‌اند. با این وجود، لازم است در این خصوص مطالعات عمیق‌تری صورت پذیرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

شکل ۲. نتایج مدل برای خانوارهای روستایی

متغیر وابسته	هزینه‌های سلامت						هزینه‌های غیر سلامت			درآمد نیروی کار			درآمد انتقالی					
	معادله تصمیم			معادله انتخاب									معادله تصمیم			معادله انتخاب		
متغیر مستقل	ضریب	خطای استاندارد	p-value	ضریب	خطای استاندارد	p-value	ضریب	خطای استاندارد	p-value	ضریب	خطای استاندارد	p-value	ضریب	خطای استاندارد	p-value	ضریب	خطای استاندارد	p-value
بیماری مزمن	۲.۸۰	۹۲۷۴۵۹۶	۰/۰۰۳	۰/۱۳۶۴۱۹۱	۰/۰۴۸۰۱۰۶	۰/۰۰۴	۳/۴۷	۳۶۹۹۲۶۴	۰/۰۰۰	۶/۳۴	۲۶۲۷۴۴۱	۰.۰۰۰	۴.۵۹	۱/۹۰	۰/۰۱۶	-۰/۴۳۸۹۰۹۶	۰/۰۶۴۸۴۸۳	۰/۰۰۰
درآمد	۰/۱۱۳۶۴۷	۰/۰۳۴۲۷۹	۰/۰۰۱	۷/۷۶	۷/۳۳	۰/۰۰۰	۰/۴۶۶۴۵۸۳	۰/۰۰۵۴۱۵۷	۰/۰۰۰	–	–	–	–	–	–	–	–	–
مصرف دخانیات	۵/۷۴۳۶۶۹	۴/۲۹۸۸۹	۰/۱۸۲	۶/۷۴	۲/۲۰	۰/۰۰۲	۰/۶۲۴۳۰۲۳	۱/۶۸۲۵۹۵	۰/۷۱۱	–	–	–	–	–	–	–	–	–
وضعیت تأهل	-۹۹۶۸۳۹۳	۶۸۹۴۵۱۲	۰/۱۴۸	-۰/۱۰۰۰۹۸۷	۰/۰۲۵۶۰۲۱	۰/۰۰۰	-۹۸۸۶۳۳۶	۲۱۷۷۶۱۱	۰/۰۰۰	-۴۷۲۹۴۷۴	۱۵۸۲۳۸۶	۰/۰۰۳	-۲/۶۸	۹۷۳۵۶۶۹	۰/۰۰۶	۰/۲۵۱۰۸۰۸	۰/۰۲۸۵۳۲۷	۰/۰۰۰
سن	۵۶۲۵۴۳/۱	۲۵۵۸۹۱/۸	۰/۰۲۸	۰/۰۰۴۷۸۸	۰/۰۰۰۶۵۴۱	۰/۰۰۰	-۴۷۷۶۰۷/۹	۵۳۳۳۰/۱۸	۰/۰۰۰	-۱۲۵۸۱۷۸	۳۸۸۰۴/۶	۰/۰۰۰	-۱۸۸۴۴۶۶	۸۱۳۵۹۰/۴	۰/۰۲۱	۰/۰۲۱۹۹۴۲	۰/۰۰۰۷۹۳۴	۰/۰۰۰
سطح تحصیلات	۸۷۹۲۶/۳۲	۸۱۵۷۴/۲۹	۰/۲۸۱	۲/۲۱	۰/۰۰۰۵۴۴۹	۰/۳۸۵	۳۷۴۳۶۳/۲	۴۴۱۶۳/۴۹	۰/۰۰۰	۲۸۸۹۴۵/۶	۳۱۹۰۶/۵۳	۰/۰۰۰	۴۳۵۲۰۱/۴	۱۵۸۳۵۰/۹	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۳۵۷۹۳	۰/۰۰۰۶۷۳۷	۰/۰۰۰
بیمه تکمیلی سلامت	۱/۶۳۲۷۴۶	۱/۱۱۰۲۷۴	۰/۱۴۱	۲/۲۱	۳/۲۸	۰/۰۰۰	–	–	–	–	–	–	-۳/۱۵۶۱۰۱	۱/۳۶۰۲۴۵	۰/۰۲۰	۳/۴۱	۳/۵۵	۰/۰۰۰
جنسیت	-۴۵۹۱۲۴/۳	۵۵۲۱۸۷۵	۰/۳۹۴	۰/۰۱۵۸۹۶۵	۰/۰۳۶۴۸۸۵	۰/۶۶۳	-۱/۳۸	۳۰۵۴۸۱۹	۰/۰۰۰	-۱/۹۶	۲۲۰۹۲۷۷	۰/۰۰۰	-۴/۴۹	۲/۰۹	۰/۰۳۲	۰/۵۹۰۴۶۰۲	۰/۰۳۸۵۴۰۳	۰/۰۰۰
عرض از مبدا	-۱/۱۳	۶/۵۵	۰/۰۸۳	۰/۲۰۸۵۹۱۲	۰/۰۵۱۲۷۱۲	۰/۰۰۰	۱/۱۷	۴۱۲۴۶۹۷	۰/۰۰۰	۱/۴۳	۲۷۶۸۸۸۱	۰/۰۰۰	۴/۰۰	۱/۵۵	۰/۰۱۰	-۳/۲۸۱۲۵۱	۰/۰۶۰۵۷۵۵	۰/۰۰۰
rho	۱	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	-۱	–	–	–	–	–
sigma	۱/۷۸۸	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	۱/۱۷۲	–	–	–	–	–

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه گیری

این پژوهش در دو سطح داده‌های شهری و روستایی به انجام رسیده است و در برخی موارد داده‌های شهری و روستایی تفاوت‌هایی در نتایج داشته‌اند. هدف اصلی این پژوهش، تأثیر بیماری‌های مزمن روی چهار متغیر وابسته که شامل هزینه‌های سلامت، درآمد نیروی کار، درآمد انتقالی و هزینه‌های غیرسلامت هستند، می‌باشد که در این راه از داده‌های سال۹۶ هزینه – درآمدخانوار ایرانی استفاده شده است. برای متغیرهای هزینه سلامت و درآمد انتقالی با توجه به ماهیت و ویژگی داده‌های آن از مدل هکمن و برای متغیرهای هزینه‌های غیرسلامت و درآمد نیروی کار از روش اقتصاد سنجی OLS استفاده شده است. این پژوهش نشان می‌دهد که بیماری‌های مزمن به‌طور جدی بر رفاه خانوارهای روستایی و شهری تأثیرگذارند. در خانوارهای دارای فرد مبتلا به بیماری مزمن، به‌طرز چشم‌گیری هزینه‌های سلامت افزایش می‌یابد. برخلاف انتظار، خانوارهای دارای بیمار مزمن در کنار هزینه‌های بالای سلامت در معرض هزینه‌های غیرسلامت بیشتری نیز هستند، لذا لازم است در این خصوص بررسی‌های عمیق‌تری صورت پذیرد. بر اساس تحلیل‌های اولیه پیش‌بینی می‌گردد با توجه به ماهیت بیماری‌های مزمن و توصیه به انجام اقداماتی غیردرمانی در جهت رفع مشکلات ناشی از این بیماری‌ها در ایران، هزینه‌های غیرسلامت نیز افزایش می‌یابد. همچنین با توجه به بالا بودن هزینه‌های هتلینگ و سایر هزینه‌های غیردرمانی وابسته به بیماری‌های مزمن در ایران، شاید بتوان به این دلایل افزایش هزینه‌های غیرسلامت ناشی از بیماری مزمن را تفسیر نمود. نتایج همچنین نشان دادند که بیماری مزمن باعث افزایش درآمد نیروی کار می‌گردد که ناهمسو با مبانی نظری و نتایج سایر مطالعات از جمله ابگانده و استانسیول، (۲۰۰۸) است. در این خصوص نیز لازم است مطالعات عمیق‌تری صورت پذیرد. در نگاه اول به نظر می‌رسد با توجه به هزینه‌های بالای بیماری‌های مزمن و اهمیت این موضوع برای کلیه اعضای خانوار و لزوم سهیم شدن آنها در تامین مخارج مذکور، ساعات کاری بیشتری را عرضه نمایند و طبیعتاً درآمد حاصل از کار خانوار نیز افزایش یابد. بر اساس نتایج، درآمد انتقالی خانوارهای روستایی دارای بیمار مزمن افزایش معناداری داشته است، در صورتی که اثر این متغیر برای خانوارهای شهری بی‌معنی است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

پیش‌بینی می‌شود که شیوع بیماری‌های مزمن در سال‌های آینده به‌ویژه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط افزایش یابد. با توجه به این‌که دستگاه‌های پشتیبانی اجتماعی و رسمی در این کشورها گستره پوششی محدودی دارند، اگر دخالت مناسبی صورت نگیرد، بیماری‌های مزمن می‌توانند همچون سدّی در برابر رفاه اجتماعی-اقتصادی خانوارها، و نیز توسعه‌های بنیادی در این کشورها، عمل کنند. این پژوهش، که ممکن است به‌واقع شواهدی تجربی از پیوندهای نظری میان بیماری‌های مزمن به‌دست داده باشد، دارای پیامدهایی سیاست‌گذارانه برای نهادهای بالادستی و سیاستگذار در مقابله با بیماری‌های مزمن است. برای مثال، این نتایج دلایلی ارائه می‌دهند برای این‌که سازوکارهای مالی برای مقابله با بیماری‌های مزمن مورد کاوش قرار گیرند، به‌ویژه اگر قرار باشد از تأثیر اقتصادی این بیماری‌ها روی افراد و خانوارها کاسته شود. این به‌دلیل آن است که سازوکارهای مالی خصوصی و غیررسمی که خانوارها را در مقابله با مشکلات اجتماعی-اقتصادی ناشی از بیماری‌های مزمن یاری می‌کند گستره پوششی محدودی دارد.

از آنجا که ما از داده‌های خودگزارش‌شده مجموعه‌پرسش‌نامه‌های هزینه و درآمد خانوار استفاده کردیم و این پرسشنامه اختصاصی در حوزه سلامت نیست، لذا پیش‌بینی می‌گردد که داده‌ها از کیفیت مطلوب فاصله داشته باشد. به‌رغم این محدودیت‌ها، نتایج این بررسی نشان‌دهنده فشارهای اقتصادی ناشی از بیماری‌های مزمن بر خانوارها است و می‌تواند بزرگ‌تر از آن‌چه باشد که در این پژوهش به دست آمد. در حال حاضر، داده‌های محدودی برای بررسی مسئله‌ای که ما به‌طور خاص در این مقاله به آن پرداختیم وجود دارد. توصیه می‌گردد سازوکار مناسبی در جهت جمع‌آوری داده‌های باکیفیت ایجاد شود تا تحلیلی عمیق‌تر در آینده نزدیک صورت گیرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

منابع

سازمان جهانی بهداشت (۱۳۸۸). "پیشگیری از بیماری‌های مزمن، یک سرمایه‌گذاری حیاتی". ترجمه: عالیخانی،سیامک و حجت زاده، علیه و رمضانی، رشید و علی مددی منصور. تهران: نشر صدا.

ساوجی‌پور، سهیلا؛ عصاری آرانی، عباس؛ عاقلی، لطفعلی و علی حسن زاده (۱۳۹۷) "بررسی عوامل مؤثر بر مخارج سلامت خانوارهای شهری". *نشریه سیاستگذاری‌های اقتصادی*، ۱۰ (۱۹)، صص ۲۵-۵۱.

قطبی، مرجان (۱۳۸۷). "اصول پیشگیری و رعایت بیماری‌های غیر واگیر". تهران: نشر سپید برگ.

کریمی، سعید؛ مرضیه جوادی و فاطمه جعفرزاده (۱۳۹۰). "بار اقتصادی و هزینه‌های سلامت بیماری‌های مزمن در ایران و جهان". *نشریه مدیریت اطلاعات سلامت*، شماره ۸.

مهارلو، ح. ر.؛ براتی، ا. و م. هـ ماهر (۱۳۹۵). "بررسی مقایسه‌ای هزینه خدمات بستری بیماران قلبی، قبل و بعد از اجرای طرح تحول سلامت(مورد مطالعه بیمارستان قلب الزهرا(س) شیراز)". *مدیریت بهداشت و درمان*، ۷(۲)، صص ۳۸-۳۱.

وایت، کریگ (۱۳۸۹). "درمان شناختی رفتاری برای بیماری‌های مزمن پزشکی". ترجمه: مولودی، رضا و فتاحی، کتایون. تهران: نشر فردا.

Abegunde Dele, Olawale Anderson and E. Stanciole (2008). "The Economic Impact of Chronic Diseases: How do households Respond to Shocks? Evidence from Russia". *Social Science & Medicine*, No. 66 . pp. 2296-2307.

Asfaw A. and J. von Braun (2004). "Is Consumption Insured against Illness? Evidence on Vulnerability of Households to health Shocks in rural Ethiopia". *Economic development and cultural change*, No. 53, pp. 115-129.

At: https://www.cms.gov/Research-Statistics-Data-and-Systems/Statistics-Trends-and-Reports/NationalHealthExpendData/Downloads/NHE-Presentation-Slides.pdf

At: https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC5720589/#REF5

At:https://www.thelancet.com/journals/lancet/article/PIIS0140-6736(16)31012-1/fulltext

Bloom D.E., Chen S., Kuhn M., Mcgovern M.E., Oxley L. and K. Prettner (2018). "The Economic Burden of Chronic Diseases: Estimates and Projections for China, Japan, and South Korea". *The Journal of the Economics of Ageing*, 100163. doi:10.1016/j.jeoa.2018.09.002

Blough D.K., Madden C.W. (1999). "Modeling Risk using Generalized Linear Models". *Journal of Health Economics*, 18(2), pp. 153-171.

Cameron A. and P. Trivedi (2005). "Micro Econometrics a Methods and Applications". New York: Cambridge University Press.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

CDC (United States Department of Health and Human Services. Center for Disease Control and Prevention). (2016) "Health United State report 2016". At: https://www.cdc.gov/nchs/data/hus/hus16.pdf

CMS (The Centers for Medicare & Medicaid Services, CMS, is part of the Department of Health and Human Services). (2016) "National health care spending in 2016 report".

Cowell A. J. (2006). The relationship between education and health behavior: some empirical evidence. Health Economics, 15(2), pp. 125-146.

Cuddington J.T. and J.D. Hancock (1994). "Assessing the Impact of AIDS on the Growth path of the Malawian Economy". *Journal of Development Economics*, 43(2), pp. 363-368.

Fuchs V. R. (2004). Reflections on the socio-economic correlates of health. Journal of Health Economics, 23(4), pp. 653-661.

Gertler P. and J. Gruber (2002). "Insuring Consumption against Illness". *The American Economic Review*, No. 92, pp. 51-70.

Gordon L., Scuffham P., Hayes S. Newman (2007). "Exploring the economic impact of breast cancers during the 18 months following diagnosis". BM. Psych oncology. No. 16, pp. 1130–1139.

Grossman M. (2000). The human Capital model of the Demand for Health. In: A. Culyer, & J. Newhouse (Eds.), Handbook of health economics. Amsterdam: Elsevier. pp. 347-408

Hanson K. (1992). "AIDS: what does economics have to offer?" Health Policy Plan, 7(4), pp. 315-328.

Javadi M., Asgari H., Yaghoobbi M. and H. Tavazohi (2010) "Self-assessment of the non-communicable disease surveillance system in Medical University of Isfahan based on the model suggested by the World Health Organization". *Journal of School of Public Health and Institute of Public Health Research*. 8(3). pp. 47-60.

Jeon Y., Essue B., Jan S., Wells R. and J.A. Whitworth (2009). "Economic hardship associated with Managing Chronic Illness: a Qualitative Inquiry". BMC Health Serv Res. 9:182.

Jones A. (2000). "Health econometrics. In: A. Culyer, & J. Newhouse ". Handbook of health economics. Amsterdam: Elsevier.

Nugent R. (2008) "Chronic diseases in developing countries: health and economic burdens". Ann N Y Acad Sci; 1136: pp. 70-9.

Okediji P. T., Ojo A.O., Ojo A. I. (2017) "The Economic Impacts of Chronic Illness on Households of Patients in Ile-Ife, South-Western Nigeria". Cureus 9(10): e1756. doi:10.7759/cureus.1756

Okoronkwo IL, Ekpemiro JN, Okwor EU, Okpala PU, Adeyemo FO (2015). "Economic burden and catastrophic cost among people living with type 2 diabetes mellitus attending a tertiary health institution in south-east zone, Nigeria". MC Res Notes. South Korea: Economics Institute. Vol. 8., pp. 527.

Ribero R. and J. Nunez (2001). "Productivity and household Investment in Health: The case of Colombia". Pan American Health Organization (PAHO).

Sachs J. and P. Malaney (2002). "The Economic and Social burden of Malaria". Nature, 415(6872), pp. 680-685.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

Schultz T.P. and A. Tansel (1997). "Wage and Labour Supply Effects of Illness in Cote d'Ivore and Ghana: Instrumental Variables Estimates for days Disabled". *Journal of Development Economics*, 53(2), pp. 251-286.

Suhrcke M., Nugent RA, Stuckler D, Rocco L (2006). "Chronic disease: An economic perspective". London: Oxford Health Alliance

van Zon A. and J. Muysken (2005). "Health as a principal determinant of economic growth. In: G. Lopez-Casasnovas, B. Rivera, & L. Currais (Eds.), Health and Economic Growth: Findings and Policy Implications". Cambridge, MA: MIT press. pp. 41-66.

Wagstaff A. (2005). "The Economic Consequences of Health Shocks". World Bank Policy Research. World Bank.

Wang H., Naghavi M., Allen C., Barber RM., Bhutta ZA. and A. Carter (2015). "Global Regional and national life expectancy, all-cause Mortality and cause-specific mortality for 249 causes of death, 1980-2015: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study". *Lancet*. No. 388, pp. 1459–1544.

World Health Organization (2002). "Preventing Chronic Diseases: A Vital Investment". Geneva, Switzerland", *World Health Organization*.

World Health Organization (2005). "Noncommunicable Diseases: Progress Monitor 2020". Geneva, Switzerland: World Health Organization.

World Health Organization (2005). "Preventing chronic diseases: a vital investment". Geneva, Switzerland: World sHealth Organization.

World Health Organization (2020). "World Health Statistics 2020: Monitoring health for the SDGs". Geneva, Switzerland: World Health Organization.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

پیوست (۱): خروجی نتایج مدل برای داده‌های شهری

```
Heckman selection model                         Number of obs     =     18,700
(regression model with sample selection)              Selected    =     13,702
                                                      Nonselected =      4,998

                                                Wald chi2(8)      =     809.71
Log likelihood = -273639.3                      Prob > chi2       =     0.0000
```

healthcost	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
healthcost						
chronic	2503646	1201170	2.08	0.037	149396.4	4857897
income	.0555106	.002237	24.82	0.000	.0511263	.059895
smokecost	2.329885	1.136648	2.05	0.040	.1020958	4.557674
marital	-1789715	1295040	-1.38	0.167	-4327947	748517.7
age	210101.3	33853.96	6.21	0.000	143748.8	276453.9
education	41578.42	25193.63	1.65	0.099	-7800.182	90957.02
privatehealthinsurance	.0517438	.1235908	0.42	0.675	-.1904897	.2939772
sexuality	-11972.76	1922405	-0.01	0.995	-3779817	3755872
_cons	-845844.4	2814843	-0.30	0.764	-6362835	4671147
select						
chronic	.0522947	.0271967	1.92	0.055	-.0010099	.1055994
income	4.42e-10	5.22e-11	8.47	0.000	3.40e-10	5.45e-10
smokecost	2.86e-08	2.35e-08	1.22	0.224	-1.75e-08	7.47e-08
marital	-.1208021	.0245781	-4.92	0.000	-.1689743	-.07263
age	.0071096	.0007361	9.66	0.000	.0056669	.0085524
education	-.0008485	.0005648	-1.50	0.133	-.0019554	.0002585
privatehealthinsurance	6.62e-09	2.78e-09	2.38	0.017	1.17e-09	1.21e-08
sexuality	.0073952	.0398239	0.19	0.853	-.0706582	.0854486
_cons	.2664554	.0536419	4.97	0.000	.1613193	.3715916
/athrho	-.0362515	.0436849	-0.83	0.407	-.1218724	.0493694
/lnsigma	17.76893	.0060909	2917.27	0.000	17.757	17.78087
rho	-.0362357	.0436276			-.1212726	.0493293
sigma	5.21e+07	317420.6			5.15e+07	5.27e+07
lambda	-1888366	2275089			-6347458	2570726

```
LR test of indep. eqns. (rho = 0):   chi2(1) =     0.24   Prob > chi2 = 0.6268

.
```

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

```
. reg nonhealthcost chronic income smokecost marital sexuality age education
```

Source	SS	df	MS		
				Number of obs	= 18,700
				F(7, 18692)	= 2498.23
Model	3.6936e+20	7	5.2766e+19	Prob > F	= 0.0000
Residual	3.9480e+20	18,692	2.1121e+16	R-squared	= 0.4834
				Adj R-squared	= 0.4832
Total	7.6416e+20	18,699	4.0866e+16	Root MSE	= 1.5e+08

nonhealthc~t	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
chronic	6070100	2864866	2.12	0.034	454702.8	1.17e+07
income	.6064816	.0052571	115.36	0.000	.5961771	.6167861
smokecost	2.483857	2.566866	0.97	0.333	-2.547433	7.515148
marital	-1.20e+07	2780987	-4.30	0.000	-1.74e+07	-6517403
sexuality	-2766342	4375515	-0.63	0.527	-1.13e+07	5810065
age	-182914.9	78564.78	-2.33	0.020	-336909	-28920.77
education	733701.5	60399.68	12.15	0.000	615312.6	852090.3
_cons	7.29e+07	5721993	12.74	0.000	6.17e+07	8.41e+07

```
. reg netlaborincome chronic  marital sexuality age education
```

Source	SS	df	MS		
				Number of obs	= 18,700
				F(5, 18694)	= 500.43
Model	4.4596e+19	5	8.9192e+18	Prob > F	= 0.0000
Residual	3.3318e+20	18,694	1.7823e+16	R-squared	= 0.1180
				Adj R-squared	= 0.1178
Total	3.7778e+20	18,699	2.0203e+16	Root MSE	= 1.3e+08

netlaborin~e	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
chronic	7266111	2624543	2.77	0.006	2121769	1.24e+07
marital	-1.39e+07	2552256	-5.45	0.000	-1.89e+07	-8899132
sexuality	-2.17e+07	4006977	-5.42	0.000	-2.96e+07	-1.39e+07
age	-1249892	71265.33	-17.54	0.000	-1389579	-1110206
education	1677221	52057.2	32.22	0.000	1575184	1779258
_cons	1.59e+08	5176192	30.76	0.000	1.49e+08	1.69e+08

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

Heckman selection model — Number of obs = 18,700
(regression model with sample selection) — Selected = 1,690
Nonselected = 17,010

Wald chi2(6) = 12.72
Log likelihood = -37787.78 — Prob > chi2 = 0.0477

transferedincome	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
transferedincome						
chronic	292529.1	8437157	0.03	0.972	-1.62e+07	1.68e+07
marital	826872	2596227	0.32	0.750	-4261640	5915384
age	151663.3	82787.97	1.83	0.067	-10598.12	313924.8
education	106090.5	66505.24	1.60	0.111	-24257.41	236438.3
privatehealthinsurance	-.817335	.3961894	-2.06	0.039	-1.593852	-.040818
sexuality	-7214718	4172088	-1.73	0.084	-1.54e+07	962423.7
_cons	3.13e+07	2.67e+07	1.17	0.240	-2.10e+07	8.35e+07
select						
chronic	-.5378464	.0462691	-11.62	0.000	-.6285322	-.4471605
marital	.0414946	.0322767	1.29	0.199	-.0217666	.1047557
age	-.0011856	.0009515	-1.25	0.213	-.0030505	.0006793
education	-.0022105	.0007037	-3.14	0.002	-.0035896	-.0008313
privatehealthinsurance	2.12e-08	3.29e-09	6.47	0.000	1.48e-08	2.77e-08
sexuality	-.0047384	.0515701	-0.09	0.927	-.1058139	.096337
_cons	-1.244855	.0691263	-18.01	0.000	-1.38034	-1.109371
/athrho	-.0015052	.3234933	-0.00	0.996	-.6355403	.63253
/lnsigma	17.6573	.0172053	1026.27	0.000	17.62358	17.69102
rho	-.0015052	.3234926			-.5618554	.5597919
sigma	4.66e+07	801921.4			4.51e+07	4.82e+07
lambda	-70153.93	1.51e+07			-2.96e+07	2.95e+07

LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0.00 Prob > chi2 = 0.9964

.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

پیوست (۲): خروجی نتایج مدل برای داده‌های روستایی

Heckman selection model -- two-step estimates (regression model with sample selection)

Number of obs = 19,260
Selected = 13,739
Nonselected = 5,521

Wald chi2(8) = 29.58
Prob > chi2 = 0.0003

healthcost	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
healthcost						
chronic	2.80e+07	9274596	3.02	0.003	9843443	4.62e+07
income	.113647	.0342793	3.32	0.001	.0464608	.1808333
smokecost	5.743669	4.29889	1.34	0.182	-2.682001	14.16934
marital	-9968393	6894512	-1.45	0.148	-2.35e+07	3544601
age	562543.1	255891.8	2.20	0.028	61004.4	1064082
education	87926.32	81574.29	1.08	0.281	-71956.35	247809
privatehealthinsurance	1.632746	1.110274	1.47	0.141	-.5433519	3.808843
sexuality	-459124.3	5521875	-0.08	0.934	-1.13e+07	1.04e+07
_cons	-1.13e+08	6.55e+07	-1.73	0.083	-2.42e+08	1.50e+07
select						
chronic	.1364191	.0480106	2.84	0.004	.04232	.2305181
income	7.76e-10	7.33e-11	10.59	0.000	6.33e-10	9.20e-10
smokecost	6.74e-08	2.20e-08	3.06	0.002	2.42e-08	1.11e-07
marital	-.1000987	.0256021	-3.91	0.000	-.1502779	-.0499195
age	.004788	.0006541	7.32	0.000	.0035059	.00607
education	.0004738	.0005449	0.87	0.385	-.0005941	.0015417
privatehealthinsurance	2.21e-08	3.28e-09	6.74	0.000	1.57e-08	2.85e-08
sexuality	.0158965	.0364885	0.44	0.663	-.0556196	.0874127
_cons	.2085912	.0512712	4.07	0.000	.1081015	.3090809
/mills						
lambda	1.79e+08	1.03e+08	1.74	0.083	-2.30e+07	3.81e+08
rho	1.00000					
sigma	1.788e+08					

.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

```
. reg nonhealthcost chronic income smokecost  marital sexuality age education
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	19,260
				F(7, 19252)	=	1500.56
Model	1.2550e+20	7	1.7929e+19	Prob > F	=	0.0000
Residual	2.3002e+20	19,252	1.1948e+16	R-squared	=	0.3530
				Adj R-squared	=	0.3528
Total	3.5552e+20	19,259	1.8460e+16	Root MSE	=	1.1e+08

nonhealthc~t	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
chronic	3.47e+07	3699264	9.38	0.000	2.74e+07	4.19e+07
income	.4664583	.0054157	86.13	0.000	.455843	.4770736
smokecost	.6243023	1.682595	0.37	0.711	-2.673732	3.922336
marital	-9886336	2177611	-4.54	0.000	-1.42e+07	-5618029
sexuality	-1.38e+07	3054819	-4.51	0.000	-1.98e+07	-7803690
age	-477607.9	53330.18	-8.96	0.000	-582139.7	-373076.1
education	374363.2	44163.49	8.48	0.000	287798.9	460927.5
_cons	1.17e+08	4124697	28.32	0.000	1.09e+08	1.25e+08

.

```
. reg netlaborincome chronic  marital sexuality age education
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	19,260
				F(5, 19254)	=	546.01
Model	1.7280e+19	5	3.4561e+18	Prob > F	=	0.0000
Residual	1.2187e+20	19,254	6.3297e+15	R-squared	=	0.1242
				Adj R-squared	=	0.1240
Total	1.3915e+20	19,259	7.2253e+15	Root MSE	=	8.0e+07

netlaborin~e	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
chronic	6.34e+07	2627441	24.13	0.000	5.83e+07	6.86e+07
marital	-4729474	1582386	-2.99	0.003	-7831089	-1627859
sexuality	-1.96e+07	2209277	-8.89	0.000	-2.40e+07	-1.53e+07
age	-1258178	38804.6	-32.42	0.000	-1334238	-1182117
education	288945.6	31906.53	9.06	0.000	226406	351485.2
_cons	1.43e+08	2768881	51.81	0.000	1.38e+08	1.49e+08

.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]

Heckman selection model -- two-step estimates (regression model with sample selection)

Number of obs	=	19,260				
Selected	=	2,996				
Nonselected	=	16,264				
Wald chi2(6)	=	9.99				
Prob > chi2	=	0.1252				

transferedincome	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
transferedincome						
chronic	4.59e+07	1.90e+07	2.41	0.016	8560032	8.32e+07
marital	-2.68e+07	9735669	-2.76	0.006	-4.59e+07	-7740930
age	-1884466	813590.4	-2.32	0.021	-3479073	-289857.9
education	435201.4	158350.9	2.75	0.006	124839.2	745563.6
privatehealthinsurance	-3.156101	1.360245	-2.32	0.020	-5.822132	-.4900701
sexuality	-4.49e+07	2.09e+07	-2.14	0.032	-8.59e+07	-3860158
_cons	4.00e+08	1.55e+08	2.58	0.010	9.64e+07	7.04e+08
select						
chronic	-.4389096	.0648483	-6.77	0.000	-.5660099	-.3118093
marital	.2510808	.0285327	8.80	0.000	.1951577	.3070039
age	.0219942	.0007934	27.72	0.000	.0204392	.0235492
education	-.0035793	.0006737	-5.31	0.000	-.0048998	-.0022588
privatehealthinsurance	3.41e-08	3.55e-09	9.59	0.000	2.71e-08	4.10e-08
sexuality	.5904602	.0385403	15.32	0.000	.5149226	.6659979
_cons	-3.281251	.0605755	-54.17	0.000	-3.399977	-3.162525
/mills						
lambda	-1.17e+08	4.71e+07	-2.49	0.013	-2.10e+08	-2.49e+07
rho	-1.00000					
sigma	1.172e+08					

.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.207]