

مقاله پژوهشی

اثرات نامتقارن شوک‌های نرخ ارز بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارهای شهری در ایران

رضا هاشمی شیری^۱, محمدعلی دهقان تفتی^{۲*}, عباس علوی‌راد^۳, محمدحسین غفوری^۴

^۱ دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، گروه اقتصاد، واحد ابرکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، ابرکوه، ایران

^۲ استادیار گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران

^۳ دانشیار گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران

^۴ دانشجوی دکتری اقتصاد سلامت، گروه اقتصاد سلامت، دانشکده مدیریت و اطلاع‌رسانی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی ایران، تهران، ایران

* نویسنده مسؤول: محمدعلی دهقان تفتی

madehghan3g@gmail.com

چکیده

زمینه و هدف: شواهد اقتصاد ایران نشان می‌دهد بسیاری از متغیرهای اقتصادی از جمله هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها می‌توانند تحت تأثیر شوک‌های ارزی قرار گیرد. بر اساس مطالعات پیشین افزایش نرخ ارز از دو کanal افزایش عمومی قیمت‌ها و همچنین افزایش قیمت داروها و لوازم پزشکی وارداتی، هزینه‌های بهداشت و درمان را افزایش می‌دهد. در این مطالعه اثرات نامتقارن نرخ ارز غیررسمی بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارهای شهری در ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

روش پژوهش: مطالعه کاربردی حاضر با استفاده از داده‌های سری زمانی به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز غیررسمی، تولید ناخالص داخلی و انتشار گاز CO_2 بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارهای شهری در دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۰ پرداخته است. داده‌ها از پایگاه اطلاعاتی مرکز آمار و بانک مرکزی جمع‌آوری گردید. جهت بررسی مانایی داده‌ها از آزمون فیلپس-پرون و دیکی فولر تعیین یافته و برای بررسی ثبات ضرایب از آزمون‌های مجموع تجمعی و مجموع مجذور تجمعی استفاده شد. جهت بررسی پویایی کوتاه‌مدت و تعدیل به سمت بلندمدت تخمین الگوی تصحیح خطای اجرا شد. مدل رگرسیونی با استفاده از روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی و با استفاده از نرم‌افزار Eviews ۱۲ تخمین زده شد. پس از تخمین آزمون‌های تشخیصی شامل آزمون والد، نرمالیتی، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی اجرا شد.

یافته‌ها: نتایج نشان داد افزایش نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر هزینه‌های بهداشت و درمان دارد و کاهش آن اثر معنی‌داری ندارد. بهاین ترتیب اثر شوک‌های ارزی نامتقارن بود. بر این اساس، ۱ درصد افزایش نرخ ارز غیررسمی، موجب افزایش ۰/۲۳۷ درصدی هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها در کوتاه‌مدت و ۰/۵۵ درصدی در بلندمدت شده است. علاوه بر این، ۱ درصد افزایش تولید ناخالص داخلی منجر به ۰/۴۹ درصد افزایش در هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها در کوتاه‌مدت و ۱/۵۷ درصد افزایش در بلندمدت شده است. درنهایت، ۱ درصد افزایش انتشار CO_2 منجر به ۱/۴۹ درصد افزایش در هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها در بلندمدت شده است.

نتیجه‌گیری: بر اساس نتایج، پیشنهاد می‌شود پس از شوک‌های افزایشی ارز و کاهش‌های احتمالی بعدی، به دلیل ماندگاری اثرات شوک‌ها تا ۳ سال، سیاست‌های حمایتی برای تأمین هزینه‌های بهداشت و درمان، به ویژه دهکه‌های کم درآمد متوقف نشود.

واژه‌های کلیدی: هزینه بهداشت و درمان خانوارها، نرخ ارز غیررسمی، اثر نامتقارن، روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی

ارجاع: هاشمی شیری رضا، دهقان تفتی محمدعلی، علوی‌راد عباس، غفوری محمدحسین. اثرات نامتقارن شوک‌های نرخ ارز بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارهای شهری در ایران. راهبردهای مدیریت در نظام سلامت، ۱۴۰۲؛ ۱۴۰۲-۵۰: ۲۲۸-۵۰.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۰۴
تاریخ اصلاح نهایی: ۱۴۰۲/۰۸/۱۷

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۲۲

مقدمه

سرمایه‌ای خارجی برخوردار است، تأثیر نرخ ارز بر متغیرهای اقتصاد کلان نیز بیشتر است. اثرگذاری شوک‌های نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی به صورت مستقیم و غیرمستقیم صورت می‌گیرد. یک شوک منتهی به افزایش نرخ ارز از یک طرف به طور مستقیم موجب گران‌تر شدن قیمت کالاهای وارداتی می‌گردد که این امر موجب افزایش قیمت کالاهای مصرفی می‌شود و از طرف دیگر این شوک به طور مستقیم موجب گران‌تر شدن کالاهای واسطه‌ای یا نهاده‌های مصرفی می‌گردد که این امر با افزایش هزینه‌های تولیدی و سوق دادن منحنی عرضه به سمت بالا و چپ، موجب گران‌تر شدن کالاهای مصرفی می‌گردد (۶).

از طرف دیگر با افزایش نرخ ارز تقاضا برای صادرات افزایش می‌یابد که این امر موجب افزایش سودآوری در تولید کالاهای صادراتی و افزایش جذب نیروی کار در این بنگاه‌ها می‌گردد که موجبات افزایش تقاضای نیروی کار را فراهم می‌کند. همچنین افزایش تقاضای نیروی کار با افزایش دستمزد و قدرت خرید همراه خواهد بود؛ اما وقتی افزایش قدرت خرید با افزایش سطح تولیدات مناسب همراه نباشد یک فشار تورمی ایجاد می‌شود (۷). در بخش سلامت، افزایش نرخ ارز به صورت مستقیم معمولاً از دو مسیر محصولات دارویی و تجهیزات پزشکی وارداتی هزینه بهداشت و درمان خانوارها را متأثر می‌سازد؛ اما تورم کلی ناشی از شوک‌های ارزی نیز به صورت غیرمستقیم هزینه‌های بهداشت و درمان را افزایش می‌دهد (۸).

در رابطه با تأثیرات نرخ ارز و مخارج سلامت مطالعات داخلی و خارجی محدودی انجام‌شده و نتایجی مطابق تئوری‌ها به دست آمده است. کردبچه و احمدی (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر شاخص‌های قیمت بهداشت و درمان» نشان دادند نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت و قابل ملاحظه‌ای بر شاخص‌های قیمت مصرف‌کنندگان و تولیدکننده در بخش بهداشت و درمان ایران داشته‌است (۹). فاطمی و فطرس (۱۴۰۰) در مطالعه تأثیر شوک‌های ارزی بر مخارج بهداشت و درمان استان‌های ایران به این نتیجه رسیدند که شوک‌های ارزی در ابتدا باعث افزایش اندک مخارج بهداشتی می‌گردد و سپس این افزایش بیشتر می‌شود. این شوک بیشترین اثر را بر مخارج بهداشتی خانوار استان‌های فارس، خوزستان، تهران، بوشهر و کهگیلویه و

وضعیت سلامت یک فرد متغیری چندوجهی است که به مجموعه‌ای از متغیرهای رفتاری، محیطی و اقتصادی (از جمله هزینه‌های بهداشتی) بستگی دارد، متغیرهایی که همه فراتر از مسائل بالینی هستند و بیشتر در سطوح سیاسی و اقتصادی یک کشور تعیین می‌شوند (۱). یکی از مهم‌ترین موضوعات برای سیاست‌گذاران سلامت در همه کشورها این است که تعیین کنند چه مقدار از منابع یک کشور صرف مراقبت‌های سلامت شده است. در دهه‌های اخیر هزینه‌ی مرابت‌های سلامت در همه کشورها افزایش یافته است و نگرانی در مورد افزایش این هزینه‌ها توجه سیاست‌گذاران و مدیران سلامت را به خود جلب کرده است (۲). به طور ویژه در دهه ۱۳۹۰ خورشیدی هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارهای شهری در ایران افزایش قابل ملاحظه‌ای داشته است. آمارها از سالنامه آماری سال ۱۳۹۸ نشان می‌دهد هزینه‌های بهداشت و درمان در سال ۱۳۹۰ برابر با ۸۱۱۰ هزار ریال بوده و در سال ۱۳۹۸ به ۳۳۳۴۶ هزار ریال رسیده و طی ۸ سال، ۴ برابر شده است. همچنین گزارش مرکز آمار ایران در سال ۱۴۰۱ از ترکیب انواع هزینه‌های سالانه یک خانوار شهری ایران در سال ۱۴۰۰ نشان می‌دهد، هزینه‌های بهداشت و درمان به ترتیب ۱۰ و ۱۴ درصد از کل هزینه‌ها و هزینه‌های غیرخوارکی را در برمی‌گیرد (۳).

هزینه‌هایی که خانوارها برای سلامت خود پرداخت می‌کنند، تحت تأثیر سیاست‌ها، عملکردها و شوک‌های اقتصادی قرار می‌گیرد (۴). درواقع در نظامهای سلامت با سیستم‌های پیچیده، سلامت جمعیت یک کشور از شوک‌های اقتصادی قابلیت تأثیرپذیری دارند. یکی از متغیرهای مهم اقتصاد کلان در ایران که می‌تواند بر تمام شاخص‌های اقتصادی از جمله مخارج سلامت تأثیرگذار شود، تغییرات نرخ ارز است. تغییرات نرخ ارز بر کل نظام اقتصادی از جمله قدرت خرید مصرف‌کنندگان و سودآوری کسب‌وکارها تأثیر می‌گذارد و رفاه مردم در مناطق شهری و روستایی با درآمدهای بالا و پایین را تغییر می‌دهد (۵).

نرخ ارز، متغیری است که تکانه‌های اقتصادی بین‌المللی را به اقتصاد داخلی منتقل می‌کند. در کشورهایی مانند ایران که نرخ تورم بالا را تجربه می‌کنند و تولید ناخالص داخلی همانند مخارج مصرفی از وابستگی بیشتری به واردات و جریان‌های

با توجه به مطالعات باتور و همکاران (۲۰۲۲)، چابونی و همکاران (۲۰۱۶)، ماگازینو و مل (۲۰۱۲) و تورگوت و همکاران (۲۰۱۷) (۱۵، ۱۳-۸) فرم تبعی مدل به صورت (۱) بود.

(۱)

$$HE = f(GDP, CO_2, EX)$$

که در آن HE (Health Expenditures)، هزینه‌های GDP بهداشت و درمان خانوارهای شهری بر حسب ریال، (Gross Domestic Product)، تولید ناخالص داخلی واقعی بر اساس سال پایه ۱۳۹۰ و بر حسب ریال، CO_2 ، انتشار دی‌اکسید کربن بر حسب کیلوگرم بر تن، EX (Exchange Rate)، نرخ ارز بازار غیررسمی به صورت اسمی و بر حسب ریال می‌باشد. فرم نهایی مدل به صورت لگاریتمی با در نظر گرفتن ۶ جزء اخلال به شکل (۲) بود.

(۲)

$$\ln HE_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln GDP_t + \alpha_3 \ln CO_2_t + \alpha_4 \ln EX_t + \varepsilon_t$$

با توجه به هدف اصلی این مطالعه مبنی بر تحلیل اثر نامتقارن نرخ ارز بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارهای شهری در ایران، از رهیافت NARDL استفاده می‌گردد (۱۲). این روش در حقیقت گسترش‌یافته روش با وقفه‌های گستردۀ AutoRegressive Distributed Lag: ARDL) است اما در این رهیافت برخلاف ARDL می‌توان اثرات نامتقارن متغیر مستقل را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی کرد. همچنین در این روش می‌توان بدون توجه به اینکه تمام متغیرها هم جمع از درجه ۱ و یا ترکیبی از درجه ۰ و ۱ می‌باشند مدل را برآورد نمود (۱۶). این روش همچنین برای نمونه‌های کوچک نیز قابل استفاده است (۱۷). مزیت دیگر این است که می‌توان به صورت همزمان روابط خطی و نامتقارن را در کوتاه و بلندمدت موردنبررسی قرارداد (۱۸). درنهایت اینکه روابط نامتقارن می‌تواند تنها در بلندمدت و یا در کوتاه‌مدت و یا در هر دو وجود داشته باشد و لذا تأثیر شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته به تفکیک کوتاه و بلندمدت قابل بررسی است (۱۹).

با توجه به مطالعات برتسانوس و همکاران (۲۰۲۲) برای گسترش مدل پسران و همکاران (۲۰۰۱) (۲۰، ۱۶) در این

بویراحمد و کمترین اثر را بر مخارج بهداشتی خانوار استان‌های لرستان، قزوین، آذربایجان غربی، مازندران، قم و مرکزی دارند (۱۰). بارونی و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که ناطمینانی در نرخ ارز می‌تواند تأثیر منفی و معنی‌داری بر واردات محصولات پزشکی و دارویی در ایران داشته باشد (۱۱). البته این نکته هم از نظر افزایش قیمت کالاهای وارداتی و هم از کاتال به هم خوردن تعادل بازار و اضافه تقاضا باعث افزایش مخارج بهداشت و درمان می‌شود. در مورد تأثیر نرخ ارز بر مخارج بهداشت و درمان خانوارها در سطح بین‌المللی تنها یک مطالعه توسط باتور و همکاران (۲۰۲۲) انجام‌شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نرخ ارز تأثیر مثبت و قابل ملاحظه‌ای روی مخارج بهداشت خانوارها در نیجریه داشته است. البته این تأثیر تنها در بلندمدت معنی‌دار بوده است (۸).

علی‌رغم اهمیت موضوع و نوسانات شدید نرخ ارز در ایران طی سال‌های پس از جنگ تحمیلی و همچنین تحریم‌های بولی و مالی ایران، بررسی پیشینه تحقیقات داخلی و خارجی نشان می‌دهد در زمینه نحوه تأثیرگذاری نرخ ارز به‌ویژه اثرات نامتقارن شوک‌های نرخ ارز بر مخارج بهداشت و درمان خانوارها در ایران تاکنون مطالعه‌ای صورت نگرفته است؛ بنابراین در مطالعه حاضر اثرات نامتقارن نرخ ارز غیررسمی بر روی مخارج بهداشت و درمان خانوارهای شهری در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی شده است. جهت انجام این مطالعه از الگوی غیرخطی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی Autoregressive Distributed Lag: NARDL (Nonlinear NARDL) استفاده شده است. این الگو یک تکنیک پیشرفته جهت تخمین روابط غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت است (۱۲).

روش پژوهش

مطالعه حاضر یک پژوهش کاربردی و از نوع مطالعات اقتصادسنجی سری زمانی بود که به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز غیررسمی، تولید ناخالص داخلی و انتشار CO_2 بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارهای شهری در دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۰ پرداخته است. داده‌ها از پایگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمع‌آوری گردید.

$$LnEX_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta LnEX_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta LnEX_j, 0) \quad (5)$$

$$LnEX_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta LnEX_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta LnEX_j, 0) \quad (6)$$

با استفاده از معادلات ۲ و ۳ و ۴ و ۵ و ۶ می‌توان معادله (۷) را به دست آورد:

$$LnHE_t = \beta_0 + \beta_1 LnGDP_t + \beta_2 LnCO2_t + \beta_3 LnEX_t^- + \beta_4 LnEX_t^+ + \varepsilon_t \quad (7)$$

رابطه (۷) معادله تابع هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارهای شهری ایران در بلندمدت است که با روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) با اثرات غیرخطی نرخ ارز تخمین زده می‌شود.

(۸)

$$\begin{aligned} \Delta LnHE_t = & \varphi_1 + \sum_{i=1}^{n_1} \varphi_{2i} \Delta LnHE_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{n_2} \varphi_{3i} \Delta LnGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_3} \varphi_{4i} \Delta LnCO2_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{n_4} \varphi_{5i} \Delta LnEX_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{n_5} \varphi_{6i} \Delta LnEX_{t-i}^+ + \\ & \theta_1 LnHE_{t-1} + \theta_2 LnGDP_{t-1} + \theta_3 LnCO2_{t-1} + \\ & \theta_4 LnEX_{t-1}^- + \theta_5 LnEX_{t-1}^+ \end{aligned} \quad (8)$$

معادله فوق یک الگوی خود رگرسیونی نامتقارن با وقفه‌های توزیعی است که می‌توان اثرات نامتقارن شوک‌های ارزی بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی نمود. همانند رابطه (۳) ضرایب φ_1 تا φ_6 نشان‌دهنده ضرایب کوتاه‌مدت و ضرایب θ_1 تا θ_5 نشان‌دهنده ضرایب بلندمدت می‌باشد. با تخمین رابطه (۷) و نرمال کردن ضرایب برآورده شده و تقسیم ضرایب θ_2 تا θ_5 بر θ_1 , ضرایب بلندمدت معادله (۸) به دست می‌آید. برای تفسیر الگوی (۷) باید بعد از برآورده کننده روش NARDL و انجام آزمون تشخیص، آزمون دوربین واتسن، آزمون ناهمسانی واریانس‌ها، نرمال بودن پسماندها و باثبات بودن، آزمون کرانه‌ها جهت بررسی وجود و تأیید رابطه بلندمدت میان متغیرهای وابسته و مستقل انجام شود. به همین دلیل آماره F محاسبه گردیده و مقادیر بحرانی در سطوح معنی‌داری مورد مقایسه و بررسی قرار می‌گیرد. قبل از تخمین مدل ابتدا باید ایستایی (مانایی) داده‌های سری زمانی

الگوی بلندمدت (۲) شکل تصحیح خطای (EC) را می‌توان به صورت معادله (۳) نوشت و از این طریق می‌توان به صورت همزمان اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت را مشاهده کرد و نتایج رویکرد و آزمون کرانه‌ها را موردنرسی قرارداد.

(۳)

$$\begin{aligned} \Delta LnHE_t = & \omega_1 + \sum_{i=1}^{n_1} \omega_{2i} \Delta LnHE_{t-i} - 1 + \\ & \sum_{i=0}^{n_2} \omega_{3i} \Delta LnGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_3} \omega_{4i} \Delta LnCO2_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{n_4} \omega_{5i} \Delta LnEX_{t-i}^- + \lambda_1 LnHE_{t-1} + \\ & \lambda_2 LnGDP_{t-1} + \lambda_3 LnCO2_{t-1} + \lambda_4 EX_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

ضرایب کوتاه‌مدت در معادله (۳) مربوط به متغیرهای تفاضل مرتبه اول است که با نرمال بودن ضرایب متغیرهای با وقفه (λ_2) تا (λ_4) بر روی λ_1 , ضرایب بلندمدت در معادله (۲) به دست می‌آید. با استفاده از آماره F د رویکرد آزمون کرانه‌ها، می‌توان اعتبار ضرایب بلندمدت را به دست آورد تا فرض $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$ نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت می‌باشد. مقادیر بحرانی این آزمون توسط پسران و همکاران (۲۰۱۱) ارائه گردیده است (۲۰). در آزمون کرانه‌ها، ۲ مقدار بحرانی تعیین می‌شود. فرض می‌شود در آزمون کرانه‌ها مقدار بحرانی برای کرانه بالا، همه متغیرهای الگو (۱) I می‌باشد و برای کرانه پایین همه متغیرها (۰) Fرض می‌شود. مقادیر بحرانی با کرانه بالا و پایین سنجیده می‌شود. در صورتی که آماره بالاتر از مقدار کرانه بالایی باشد، نشان‌دهنده وجود رابطه هم‌جمعی است. در صورتی که پایین‌تر از مقدار کرانه پایین باشد، هم‌جمعی رد می‌شود و اگر آماره F محاسبه شده بین مقادیر دو کرانه باشد آزمون هم‌جمعی بنتیجه می‌باشد. جهت بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر بخش سلامت بر اساس مطالعات شین و همکاران (۲۰۱۴) متغیر نرخ ارز به دو جزء مثبت و منفی تفکیک می‌شود (۱۲).

(۴)

$$LnEX = LnEX_0 + LnEX_t^+ + LnEX_t^-$$

که در آن ($LnEX_t^+$) و ($LnEX_t^-$) به ترتیب فرآیند جزئی از تغییرات مثبت و فرآیند مجموع جزئی از تغییرات منفی در متغیر LnEX هستند. این دو جزء به صورت انباست جزئی در تغییرات EX به شکل زیر تعریف می‌شوند:

(CUSUM: Cumulative Sum) و مجموع مجذور تجمعی (CUSUMSQ: Cumulative Sum of Squares) استفاده شده است. تمام تخمین‌های مطالعه با استفاده از نرم‌افزار Eviews 12 اجرا شده است. ضمناً این مطالعه با کد طرح ۱۶۲۶۱۷۱۴۵ توسط دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابرکوه و بزد در شهریورماه ۱۴۰۰ مورد تأیید قرار گرفته است.

یافته‌ها

بررسی نتایج آزمون دیکی-فولر و فیلپس-پرون (جدول ۱) بیانگر آن بود که تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در سطح ایستا نبوده و با یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند و بنابراین متغیرها همچوی از درجه یک (I) هستند. با توجه به نتایج آزمون ایستایی متغیرها و نظر به اینکه هیچ‌کدام از متغیرها همچوی از درجه دو (II) نیستند می‌توان از رهیافت NARDL استفاده نمود.

بررسی شود زیرا باور بیشتر محققان اقتصادی این است که متغیرهای اقتصادی و بهویژه متغیرهای اقتصادی در سطح کلان در طول زمان ایستا نیستند و درنتیجه وقتی بر اساس این متغیرها الگویی تصریح و برآورد می‌شود ممکن است نتایج حاصل قابل اتکا نباشد و یک رگرسیون کاذب نتیجه شود (۲۱). برای بررسی ایستایی، از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر و فیل پس-پرون بر روی لگاریتم متغیرهای هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارهای مناطق شهری (HE)، تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP)، انتشار دی‌اسید کربن (CO_2)، شوک مثبت نرخ ارز بازار غیررسمی (EX^+), شوک منفی نرخ ارز بازار غیررسمی (EX^-) استفاده شده است. فرض صفر در این آزمون‌ها، نایستایی سری زمانی است که بایستی رد شود. در انتهای نیز برای برآوردهای غیرخطی ثبات و پایداری ضرایب برآورده را آزمون نمود. جهت بررسی ثبات و پایداری ضرایب برآورده از ۲ آزمون مجموع تجمعی

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلپس-پرون

آزمون فیلپس-پرون						آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته						متغیر
در تفاضل مرتبه اول			در سطح			در تفاضل مرتبه اول			در سطح			متغیر
مقادیر p	آماره آزمون	مقادیر p	مقادیر p	آماره آزمون	مقادیر p	مقادیر p	آماره آزمون	مقادیر p	آماره آزمون	مقادیر p	آماره آزمون	
< 0.001*	- ۵/۲۱۰۷	.۰/۶۲۳۲	- ۱/۹۲۹۸	< 0.001*	- ۵/۲۱۰۷	.۰/۲۸۹۵	- ۲/۵۸۳۰	LHE**				
< 0.001*	- ۴/۴۴۳۷	.۰/۶۵۰۴	- ۱/۸۷۷۲	< 0.001*	- ۴/۷۴۰۴	.۰/۷۴۰۲	- ۱/۶۸۹۶	LGDP				
< 0.001*	- ۵/۹۶۹۵	.۰/۵۳۲۴	- ۲/۰۹۹۹	< 0.001*	- ۵/۵۳۶۸	.۰/۳۳۱۵	- ۲/۴۸۹۸	LCO ₂				
< 0.001*	- ۴/۸۶۲۳	.۰/۷۱۳۲	- ۱/۷۴۹۰	< 0.001*	- ۴/۹۳۳۹	.۰/۴۷۶۷	- ۲/۲۰۳۰	LEX ⁺				
< 0.001*	- ۵/۰۶۹۲	.۰/۶۳۲۱	- ۱/۹۱۲۸	< 0.001*	- ۵/۱۱۱۴	.۰/۳۱۸۳	- ۲/۵۱۸۴	LEX ⁻				

* سطح معنی‌داری < 0.05

** L به معنای لگاریتم متغیرها است.

رابطه رگرسیون به‌طور کلی معنی‌دار است. همچنین ضرایب مربوط به آماره دوربین-واتسن، R² و R بسیار مطلوب است. آماره دوربین-واتسن در بهترین حالت برابر با ۲ می‌باشد و همچنین مقدار R² بیان می‌کند ۹۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته در مدل رگرسیون توضیح داده شده است. ضرایب برآورده الگوی غیرخطی کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که اثر افزایش و کاهش‌ها در نرخ ارز بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها به لحاظ تعداد وقفه‌های بهینه، علامت و معنی‌داری متفاوت هستند.

نتایج برآورده اثر نامتقارن نرخ ارز غیررسمی در مدل مطالعه در جدول ۲ ارائه شده است. جهت تحلیل تأثیرات نامتقارن، نرخ ارز به دو سری EX⁺ و EX⁻ تجزیه شده است. برای انتخاب بهترین الگو از معیار آکائیک (AIC) (Akaike Information Criterion: AIC) استفاده می‌شود (۱۲) و وقفه (۰ و ۴ و ۲ و ۰ و ۲) به عنوان وقفه بهینه انتخاب گردید. بیشترین طول مجاز وقفه برای متغیرها ۴ در نظر گرفته شده است.

آماره F الگو برابر با ۳۲۲۶ به دست آمد که نشان می‌دهد

جدول ۲: نتایج حاصل از تخمین رابطه کوتاه‌مدت

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	مقادیر p
LHE(-1)	۰/۹۲۴۹	۵/۹۰۳۷	< ۰/۰۰۱*
LHE(-2)	- ۰/۲۴۱۱	- ۱/۷۴۱۱	۰/۰۹۱۶
LGDP	۰/۴۹۷۶	۱/۷۸۹۸	۰/۰۸۳۲
LCO ₂	- ۰/۲۷۶۴	- ۰/۸۸۲۴	۰/۳۸۴۳
LCO ₂ (-1)	۰/۳۲۱۹	۱/۲۰۱۶	۰/۲۳۸۶
LCO ₂ (-2)	۰/۴۲۷۶	۱/۸۳۹۱	۰/۰۷۵۵**
LEX ⁺	۰/۱۹۰۵	۲/۰۴۲۷	۰/۰۴۹۷*
LEX ⁺ (-1)	۰/۰۳۳۶	۰/۲۹۰۷	۰/۷۷۳۲
LEX ⁺ (-2)	- ۰/۰۹۶۱	- ۰/۶۲۹۲	۰/۵۳۳۸
LEX ⁺ (-3)	۰/۳۹۰۸	۲/۲۲۴۲	۰/۰۳۳۵*
LEX ⁺ (-4)	- ۰/۳۴۳۷	- ۳/۰۸۳۱	۰/۰۰۴۳*
LEX ⁻	- ۰/۴۲۰۹	- ۰/۴۸۲۷	۰/۶۳۲۷
C (عرض از مبدأ)	- ۹/۳۷۵۶	- ۳/۷۴۰۳	< ۰/۰۰۱*
آزمون معنی‌داری کل رگرسیون	۳۲۲۶/۹۲	F	مقدار آماره F
Durbin-Watson stat (دوربین-واتسن)	< ۰/۰۰۱*	p	مقدار آماره p
۲/۰۸			
R ² = ۰/۹۹۹۲	R = ۰/۹۹۸۸	X ² _{AC} = - ۱/۹۴۶۸	X ² _{SC} = - ۱/۴۱۹۷
مجموع مقادیر توضیح داده شده	مجموع مقادیر توضیح داده شده	آماره آکائیک	آماره شوارتز

* سطح معنی‌داری < ۰/۰۵

** سطح معنی‌داری < ۰/۰۱

جدول ۳: آزمون‌های تشخیصی

شرح آزمون	مقدار آماره آزمون	مقدار p
آزمون نرمالیتی (آماره جاک - برا)	۲/۶۴	۰/۱۱
آزمون ناهمسانی واریانس (آماره F)	۰/۸۴	۰/۵۹
آزمون خودهمبستگی (آماره F)	۰/۱۱	۰/۸۸
آزمون والد (آماره F)	۳/۶۸	۰/۰۵

اینکه ضرایب وقفه‌ها به صورت منفی و مثبت ظاهر شدند برای تعیین معنی‌داری مجموع ضرایب با وقفه از آزمون والد استفاده می‌شود. نتایج آزمون والد برای مجموع ضرایب با وقفه افزایش‌ها در نرخ ارز نشان می‌دهد که درمجموع در کوتاه‌مدت افزایش‌ها در نرخ ارز غیررسمی با ضریبی مثبت و برابر با ۰/۲۳۷ هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها را تحت تأثیر قرار می‌دهد (مجموع ضرایب معنی‌دار). این در حالی است که سری EX⁻ (کاهش‌ها در نرخ ارز) بدون وقفه هستند و اثر معنی‌داری بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها ندارد؛ بنابراین اثر نرخ

طبق جدول ۳ نتایج آزمون‌های تشخیصی شامل نرمالیتی، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی نشان می‌دهد برآورد مدل با مشکلی مواجه نشده است. چنانچه نتایج نشان می‌دهد سری EX⁺ (افزایش‌ها در نرخ ارز) با وقفه است. بدینصورت که افزایش‌ها در نرخ ارز بازار آزاد درمجموع وقفه‌ها اثر مستقیم بر هزینه بهداشت و درمان خانوارها دارد. با توجه به اینکه ضرایب متغیر افزایش‌ها در نرخ ارز در وقفه‌های اول و دوم معنی‌دار نیستند، با ۱ درصد افزایش درمجموع ضرایب (با وقفه‌های معنی‌دار)، هزینه بهداشت و درمان خانوارها ۰/۲۳۷ درصد افزایش می‌یابد (مجموع ضرایب معنی‌دار

در الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت لازم و ضروری است. آزمون کرانه‌ها کمک کرد تا این اطمینان حاصل شود. چنانچه نتایج آزمون کرانه‌ها در جدول ۴ نشان می‌دهد مقدار آماره آزمون $5/25$ است که از کرانه پایین و بالای ارائه شده توسط پسaran و همکاران (۲۰۰۱) (۲۰،۲۰) در سطح احتمال ۱ درصد، بزرگتر است. بر این اساس، وجود رابطه بلندمدت میان افزایش‌ها و کاهش‌های نرخ ارز آزاد، تولید ناخالص داخلی واقعی، انتشار دی‌اکسید کربن و مخارج بهداشت و درمان خانوارها رد نمی‌شود.

ارز بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها در کوتاه‌مدت نامتقارن است. همچنین در کوتاه‌مدت با توجه به ضرایب جدول ۲، ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی باعث افزایش $4/49$ درصدی در هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها می‌شود. از سوی دیگر در کوتاه‌مدت متغیر انتشار گاز کربن دی‌اکسید فقط در وقفه دوم در سطح احتمال 10 درصد منجر به افزایش $4/47$ درصدی در هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها شده است. بر این اساس و همچنین با توجه به مدل‌سازی انجام‌شده بحث عدم تقارن برای اثرات تولید ناخالص داخلی و گاز کربن دی‌اکسید مطرح نیست.

جدول ۴: آزمون کرانه‌ها در برآورد نامتقارن

سطح خطأ	کرانه پایین	کرانه بالا	آماره آزمون
۱ درصد	۴/۳۷	۳/۲۹	
۵ درصد	۳/۴۹	۲/۵۶	۵/۲۵۶۶
۱۰ درصد	۳/۰۹	۲/۲۰	

معنی‌داری بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها ندارد. از این‌رو می‌توان گفت در بلندمدت، نرخ ارز غیررسمی اثری نامتقارن بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها دارد. از سوی دیگر، تولید ناخالص داخلی واقعی تأثیر مستقیم و معنی‌داری بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها نشان می‌دهد. به طوری‌که ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی واقعی باعث $1/57$ درصد افزایش افزایش بهداشت و درمان خانوارها خواهد شد. علاوه بر این، در مخارج بهداشت و درمان خانوارها منجر به افزایش در نرخ انتشار دی‌اکسید کربن نیز تأثیر مستقیم و معنی‌داری بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها نشان می‌دهد. بدین‌صورت که ۱ درصد افزایش در انتشار دی‌اکسید کربن باعث $1/49$ درصد افزایش در نرخ افزایش در هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها می‌گردد. در همین راستا کاهش‌ها در نرخ ارز غیررسمی همانند کوتاه‌مدت در بلندمدت نیز تأثیر افزایش در هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها خواهد شد.

اکنون با توجه به تأیید صورت گرفته در آزمون کرانه‌ها مبنی بر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در مدل مورد نظر تحقیق، می‌توان رابطه بلندمدت را تخمین زد. برآوردهای حاصل از تخمین رابطه بلندمدت در جدول ۵ ارائه شده است. نتایج برآورد الگوی غیرخطی بلندمدت در راستای نتایج حاصل شده از الگوی غیرخطی کوتاه‌مدت است. افزایش‌ها در نرخ ارز آزاد همانند کوتاه‌مدت در بلندمدت نیز اثر معنی‌داری بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها دارد. بدین‌صورت که ۱ درصد افزایش در نرخ ارز غیررسمی منجر به $0/55$ درصد افزایش در هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها می‌گردد. در همین راستا کاهش‌ها در نرخ ارز غیررسمی همانند کوتاه‌مدت در بلندمدت نیز تأثیر

جدول ۵: نتایج حاصل از رابطه بلندمدت

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	مقادیر p
LGDP	$1/5741$	$2/5141$	$0/0173^*$
LCO ₂	$1/4967$	$1/8319$	$0/0766^{**}$
LEX+	$0/5539$	$4/4319$	$< 0/001^*$
LEX-	$-1/3316$	$-0/4850$	$0/6310$
C	$-29/6562$	$-7/8548$	$< 0/001^*$

* سطح معنی‌داری $p < 0/05$

** سطح معنی‌داری $p < 0/01$

بهداشت و درمان خانوارها به مقدار تعادلی بلندمدت خود بازگردید.

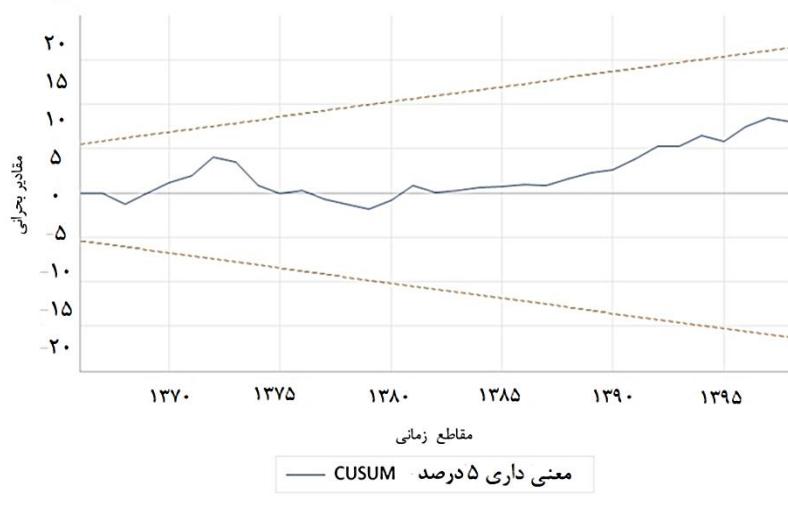
در برآورد غیرخطی نیز می‌توان ثبات و پایداری ضرایب برآورده را آزمون نمود. جهت بررسی ثبات و پایداری ضرایب برآورده از ۲ آزمون CUSUM و CUSUMSQ استفاده شده است. با توجه به اینکه مقادیر برآورده شده میان ۲ مقدار بحرانی آزمون در سطح اطمینان ۵ درصد قرار گرفته‌اند، فرضیه صفر مبنی بر پایدار بودن مدل برآورده شده را نمی‌توان رد کرد. نتایج این ۲ آزمون در نمودارهای ۱ و ۲ نشان داده شده‌اند.

جهت بررسی پویایی کوتاه‌مدت و نحوه تعدیل به سمت بلندمدت نتایج الگوی تصحیح خطأ (Error Correction Model: ECM) و ضریب تصحیح خطأ در جدول ۶ ارائه شده است. ضریب تصحیح خطأ (Error Correction Coefficient) که سرعت رسیدن به تعادل را نشان می‌دهد برابر -0.31 و معنی‌دار است. درواقع ۳۱ درصد از اثر تکانه‌های متغیرهای مستقل بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها در هر دوره تعدیل می‌شود؛ به عبارت دیگر با وارد شدن یک تکانه به متغیرهای مدل حدود ۳ سال طول می‌کشد تا هزینه‌های

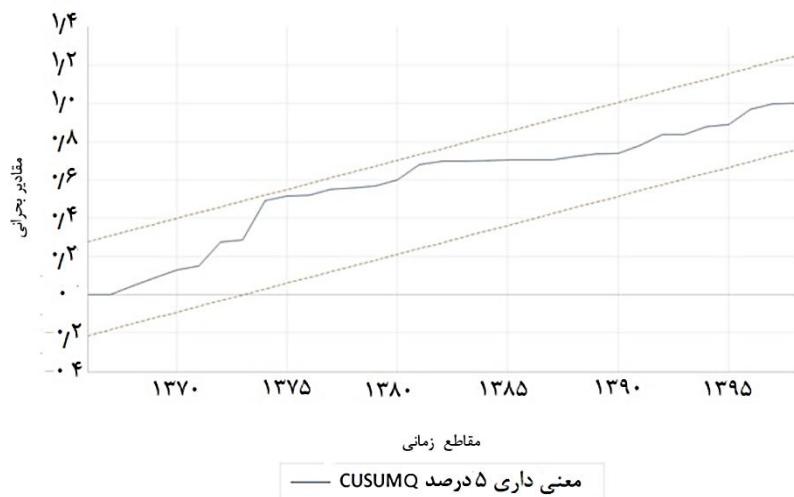
جدول ۶: نتایج حاصل از تخمین الگوی تصحیح خطأ

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	مقادیر p
**D(LHE(-1))	$+0.2411$	2.4127	$<0.219^*$
D(LCO ₂)	-0.2764	-1.6552	<0.180
D(LCO ₂ (-1))	-0.4276	-2.0738	$<0.465^*$
D(LEX ⁺)	0.1905	3.0401	$<0.0048^*$
D(LEX ⁺ (-1))	0.0490	0.7315	<0.4699
D(LEX ⁺ (-2))	-0.0471	-0.5120	<0.6122
D(LEX ⁺ (-3))	0.3437	4.1107	$<0.001^*$
CointEq(-1) (ضریب تصحیح خطأ)	-0.3161	-6.0520	$<0.001^*$
X ² sc = -1/8497	X ² AC = -2/1741	R = 0.4728	R ² = 0.5588
آماره شوارتز	آماره آکائیک	مجموع مقادیر توضیح داده شده	مجموع مجذورات مقادیر توضیح داده شده

* سطح معنی‌داری $p < 0.05$
** تفاضل D



CUSUM نمودار ۱: آزمون



نمودار ۲: آزمون CUSUMSQ

بحث

کردبچه و احمدی (۱۳۹۶) در مطالعه خود نشان دادند نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده در بخش بهداشت و درمان را متأثر می‌سازد که تأثیر نوسانات نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به شاخص قیمت تولیدکننده بیشتر است (۹). بارونی و همکاران (۱۳۹۵) نشان دادند ناطمنی نرخ ارز می‌تواند بر واردات محصولات پزشکی و دارویی تأثیر منفی داشته باشد؛ که البته این مورد یکی از کانال‌های افزایش مخارج سلامت نیز می‌باشد (۱۱).

با افزایش انتشار ۱ درصد گاز CO_2 در بلندمدت ۱/۴۹ درصد مخارج سلامت افزایش داشته است که نشان‌دهنده اهمیت شرایط اقلیمی بر سلامت و مخارج سلامت دارد. در رابطه با ارتباط مثبت بین انتشار گاز CO_2 و مخارج سلامت، ضریب مثبت گاز دی‌اکسید کربن بر مخارج سلامت در تمامی مطالعات مشابه اثبات شده است. چابونی و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای که شامل اطلاعات ۵۱ کشور در بین سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۳ بود، نشان دادند یک ارتباط علی مثبت بین افزایش انتشار گاز CO_2 و افزایش مخارج بهداشت و درمان خانوارها در کشورهای با درآمد متوسط و بالاتر از متوسط وجود دارد. به این معنی که افزایش انتشار گاز CO_2 علتی برای افزایش مخارج بهداشت و درمان بوده است (۱۳). عبدالله و همکاران (۲۰۱۶) با تحلیل اطلاعات سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴ در کشور

در این پژوهش، با استفاده از روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی برای دوره ۱۳۵۰-۱۳۹۸ به بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارهای شهری در ایران پرداخته شد. نتایج نشان داد در کوتاه‌مدت هر ۱ درصد افزایش در نرخ ارز غیررسمی، در مجموع موجب افزایش ۰/۲۳۷ درصدی در مخارج بهداشت و درمان خانوارها شده است. در بلندمدت اما این اثر بیشتر بوده است و هر ۱ درصد افزایش در نرخ ارز غیررسمی باعث شده مخارج بهداشت و درمان خانوارها ۰/۵۵ درصد افزایش یابد؛ اما نه در بلندمدت و نه در کوتاه‌مدت کاهش نرخ ارز هیچ تأثیری در کاهش یا افزایش مخارج سلامت نداشت. همچنین نتایج نشان داد تأثیر هر تکانه ارزی حتی باوجود کاهش نرخ ارز می‌تواند تا ۳ سال پایدار باشد.

نتیجه تأثیرگذاری مستقیم و معنی‌دار شوک‌های مثبت نرخ ارز بر هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارهای شهری ایران در بلندمدت با نتایج مطالعه باتور و همکاران (۲۰۲۲) در کشور نیجریه همسو است (۸). هرچند کشش هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها نسبت به نرخ ارز در نیجریه به مراتب بیشتر از ایران است. بلازکر-فرناندز و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه خود یک ارتباط مثبت و قوی بین خروجی نظام سلامت (طول عمر) و قدرت پول ملی در کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی حوزه آسیا و اقیانوس آرام، مشاهده کردند (۲۲).

نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج این پژوهش، شوک‌های افزایشی نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت منجر به افزایش هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارهای شهری ایران خواهد شد و هرگونه شوک اقتصادی که منجر به افزایش هزینه‌های بهداشت و درمان شود، باعث افزایش قابل ملاحظه هزینه زندگی خانوارها شده و همچنین احتمال مواجهه با هزینه‌های اسفبار و منجر به فقر سلامت را نیز بالا خواهد برد. به اعتبار نتایج پژوهش و شواهد موجود در شوک‌های متعدد ارزی سال‌های اخیر، پیشنهاد می‌شود تعديل نرخ ارز در جریان زمان به‌گونه‌ای صورت گیرد که اقتصاد ایران شاهد شوک‌های ارزی سریالی نبوده و سلامت خانوارها و جامعه ایران به‌واسطه این شوک‌ها مورد تهدید واقع نشود. همچنین پیشنهاد می‌شود پس از شوک‌های افزایش نرخ ارز و کاهش‌های احتمالی بعدی، سیاست‌های حمایتی برای تأمین هزینه‌های بهداشت و درمان خانوارها، بهویژه طبقات کم‌درآمد متوقف نشود. همچنین بر اساس یافته‌ها کاهش نرخ ارز موجب کاهش مخارج سلامت نخواهد شد و این مساله یک هشدار جدی در رابطه با ساختار قیمت‌گذاری در حوزه سلامت است که علت و راهکارهای رفع آن می‌تواند موضوع مطالعات در آینده باشد.

مساله دیگر استانداردهای مربوط به آلودگی هوا و انتشار آلینده‌ها است. این مساله نیز در کنار تکانه‌های ارزی عامل دیگری برای افزایش هزینه‌های خانوارها است و لزوم سرمایه‌گذاری در حوزه محیط‌زیست جهت افزایش سطح سلامت جامعه و کاهش هزینه‌های بهداشت و درمان را نشان می‌دهد. همچنین نتایج نشان داد تولید ناخالص داخلی بزرگ‌ترین سهم در تغییرات مخارج سلامت را دارد و با افزایش GDP و با بهره‌مندی از زیرساخت‌های اقتصادی مناسب، می‌توان به مراقبت‌های بیشتر و بهتر سلامت دسترسی داشت و افزایش درآمد مردم می‌تواند تا حدود زیادی اثرات منفی شوک‌های اقتصادی مانند نوسانات نرخ ارز را مرتفع سازد.

سپاسگزاری

نویسنده‌گان مقاله بدین‌وسیله بر خود لازم می‌دانند از تمام کسانی که ایشان را در انجام این مطالعه یاری نموده‌اند، تشکر و قدردانی نمایند.

مالزی به این نتیجه رسیدند که هر ۱ درصد افزایش انتشار گاز CO_2 ، ۰/۷۱۶ درصد مخارج سلامت را افزایش می‌دهد (۲۳). اتواهنه و همکاران (۲۰۲۰) نشان دادند، در چین هر ۱ درصد افزایش CO₂ در انتشار گاز CO₂ مخارج سلامت ۷/۷۸ درصد افزایش داشته و این عدد در کشور هند برابر با ۶/۳۴ درصد بوده است (۲۴). حسیب و همکاران (۲۰۱۹) با تحلیل اطلاعات کشورهای جنوب شرقی آسیا طی سال‌های ۲۰۱۸ تا ۲۰۰۹ به روش ARDL نشان دادند هر ۱ درصد افزایش گاز CO₂ موجب افزایش مخارج سلامت به میزان ۰/۵۰ درصد در بلندمدت و ۰/۸۰ درصد در کوتاه‌مدت شده است (۲۵). اولله و همکاران (۲۰۲۰) با تحلیل اطلاعات کشور پاکستان طی سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۷، یک ارتباط مثبت بین مخارج بهداشت و درمان خانوارها و انتشار گاز CO₂ در پاکستان را نشان دادند (۲۶). البته قدرت همبستگی بین افزایش مخارج سلامت و انتشار گاز بستگی به میزان توسعه یافتنی کشورها نیز داشته است (۱۳).

در پژوهش حاضر بزرگ‌ترین ضریب در کوتاه‌مدت و بلندمدت مربوط به تولید ناخالص داخلی بود. ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت ۰/۴۹ درصد و در بلندمدت ۱/۵۷ درصد مخارج سلامت را افزایش داده بود. شعبانی و همکاران (۲۰۱۹) نیز نشان دادند در ۲۴ کشور حوزه سند چشم‌انداز ۱۴۰۴ تولید ناخالص داخلی سرانه مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر مخارج سلامت می‌باشد (۲۷). پاکدامن و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه خود نشان دادند هرچند تولید ناخالص داخلی یکی از عوامل مهم تعیین مخارج سلامت می‌باشد اما مهم‌ترین دلیل آن نیست (۲۸). نتایج مطالعه رانا و همکاران (۲۰۲۰) از داده ۱۶۰ کشور جهان نشان داد رشد اقتصادی تأثیر مثبتی بر افزایش مخارج سلامت دارد (۲۹).

پژوهش حاضر اولین تحلیل اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر مخارج بهداشت و درمان خانوارها با استفاده از روش NARDL و بررسی عدم تقارن تأثیر تکانه‌های ارزی بر نظام سلامت کشور بود. البته موضوع بیان شده علی‌رغم اینکه جنبه نوآوری برای تحقیق دارد برای تحلیل و بررسی بیشتر محدودیت‌هایی را ایجاد کرده است و مطالعات آینده در این زمینه می‌تواند مسائل را روشن‌تر سازد. به‌حال نتایج به‌دست‌آمده با نظریه‌های موجود در زمینه نرخ ارز، تورم و همچنین کانال‌های تأثیرگذاری نرخ ارز بر مخارج سلامت تنافقی ندارد.

نامتقارن و ناظمینانی نرخ ارز بر بخش سلامت ایران دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابرکوه می‌باشد و از سوی هیچ سازمانی موردهماییت مالی قرار نگرفته است.

تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافعی از طرف نویسنده‌گان مقاله گزارش نشده است.

مشارکت نویسنده‌گان

طراحی پژوهش: م. ع. د. ت، ر. ه. ش، ع. ع، م. ح. غ

جمع‌آوری داده‌ها: ر. ه. ش، ع. ع

تحلیل داده‌ها: ع. ع، م. ع. د. ت

نگارش و اصلاح مقاله: ع. ع، م. ح. غ، م. ع. د. ت، ر. ه. ش

سازمان حمایت‌کننده

این مقاله منتج از رساله دکتری تخصصی با عنوان اثرات

References

- 1) Braveman P, Gottlieb L. The social determinants of health: it's time to consider the causes of the causes. *Public Health Rep* 2014; 129 (Suppl 2): 19-31. doi: 10.1177/00333549141291S206.
- 2) Sturmberg JP, Bircher J. Better and fulfilling healthcare at lower costs: the need to manage health systems as complex adaptive systems. *F1000Res* 2019; 8(789): 1-13. doi: 10.12688/f1000research.19414.1.
- 3) Iran Statistical Year Book. Presidency of the I.R.I Plan and Budget Organization, Statistical Center of Iran: Iran, Tehran. 2022: 926. [Persian]
- 4) Kazemian M, Abdi Z, Meskarpour-Amiri M. Forecasting Iran national health expenditures: general model and conceptual framework. *Journal of Education and Health Promotion* 2022; 11(1): 8. doi: 10.4103/jehp.jehp_362_21.
- 5) Woldie GA, Siddig K. Macroeconomic and distributional impacts of exchange rate devaluation in Ethiopia: a computable general equilibrium approach. *Heliyon* 2019; 5(12): 29-84. doi: 10.1016/j.heliyon.2019.e02984.
- 6) Abdi Seyyedkolae M, Tehranchian AM, Jafari Samimi A, Favero G. Non-linear response of inflation: a real effective exchange rate in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics* 2022; 19(1): 53-71. doi: 10.22055/JQE.2021.33724.2251.
- 7) Ha J, Stocker MM, Yilmazkuday H. Inflation and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance* 2020; 105: 102187. doi: 10.1016/j.intmonefin.2020.102187.
- 8) Bature NB, Ogbu JL, Iormom IB. Explaining the incidence of household healthcare expenditure in Nigeria under a regime of low fiscal provision: is the exchange rate important?. *Journal of Public Affairs* 2022; 22(1): e2365. doi: 10.1002/pa.2365.
- 9) Kordbache H, Ahmadi Z. Evaluation the effect of exchange rate fluctuations on medical care price indexes in Iran. *Journal of Healthcare Management* 2018; 8(4): 17-27. [Persian]
- 10) Fatemi Zardan Y, Fotros MH. Assessing the vulnerability of the household health expenditure in each province in terms of the fluctuations of economic variables. *Social Security Journal* 2021; 17(1): 71-97. [Persian]
- 11) Barouni M, Jalaei SA, Jafari S. The effect of exchange rate uncertainty on import of medical and pharmaceutical products in Iran. *Health and Development Journal* 2016; 5(1): 13-23. [Persian]
- 12) Shin Y, Yu B, Greenwood-Nimmo M. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a Nonlinear ARDL framework. In: Horrace W, Sickles R, editors. *The Festschrift in Honor of Peter Schmidt: econometric methods and applications*. New York: Springer; 2014: 281-314. doi: 10.1007/978-1-4899-8008-3-9.
- 13) Chaabouni S, Zghidi N, Mbarek MB. On the causal dynamics between CO₂ emissions, health expenditures and economic growth. *Sustainable Cities and Society* 2016; 22: 184-91. doi: 10.1016/j.scs.2016.02.001.
- 14) Magazzino C, Mele M. The determinants of health expenditure in Italian regions. *International Journal of Economics and Finance* 2012; 4(3): 61-72. doi: 10.5539/ijef.v4n3p61.
- 15) Turgut M, Ağırbaş İ, Aldoğan U. Relationship between health expenditure and inflation in Turkey. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi* 2017; 5(50): 289-99. doi: 10.16992/ASOS.12475.
- 16) Bertsatos G, Sakellaris P, Tsionas MG. Extensions of the Pesaran, Shin and Smith (2001) bounds testing procedure. *Empirical Economics* 2022; 62(2): 605-34. doi: 10.1007/s00181-021-02041-3.
- 17) Kisswani KM, Elian MI. Analyzing the (a) symmetric impacts of oil price, economic policy uncertainty, and global geopolitical risk on exchange rate. *The Journal of Economic Asymmetries* 2021; 24(1): e00204. doi: 10.1016/j.jeca.2021.e00204.
- 18) Yeap GP, Lean HH. Asymmetric inflation hedge properties of housing in Malaysia: new evidence from nonlinear ARDL approach. *Habitat International* 2017; 62: 11-21. doi: 10.1016/j.habitatint.2017.02.006.



- 19) Arize AC, Malindretos J, Igwe EU. Do exchange rate changes improve the trade balance: an asymmetric nonlinear cointegration approach. *International Review of Economics & Finance* 2017; 49: 313-26.
- 20) Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics* 2001; 16(3): 289-326.
- 21) Noferesti M. Practical econometrics of time-series data. Tehran, Iran: Shahid Beheshti University; 2021: 352. [Persian]
- 22) Blazquez-Fernández C, Cantarero-Prieto D, Pascual-Saez M. Health expenditure and socio-economic determinants of life expectancy in the OECD Asia/Pacific area countries. *Applied Economics Letters* 2017; 24(3): 167-9. doi: 10.1080/13504851.2016.1173174.
- 23) Abdullah H, Azam M, Zakariya SK. The impact of environmental quality on public health expenditure in Malaysia. *Asia Pacific Journal of Advanced Business and Social Studies (APJABSS)* 2016; 365-79.
- 24) Atuhene SA, Yusheng K, Bentum-Micah G. Health expenditure, CO₂ emissions, and economic growth: China vs. India. *Preprints* 2020. doi: 10.20944/preprints202009.0384.v1.
- 25) Haseeb M, Kot S, Hussain HI, Jermittiparsert K. Impact of economic growth, environmental pollution, and energy consumption on health expenditure and R&D expenditure of ASEAN countries. *Energies* 2019; 12(19): 3598. doi: 10.3390/en12193598.
- 26) Ullah I, Rehman A, Khan FU, Shah MH, Khan F. Nexus between trade, CO₂ emissions, renewable energy, and health expenditure in Pakistan. *The International Journal of Health Planning and Management* 2020; 35(4): 818-31. doi: 10.1002/hpm.2912.
- 27) Shabani H, Rezayatmand R, Mohammadi F. Determinants of health expenditures in Iran and other country members of perspective document of 1404 of Iran. *Health Information Management* 2019; 16(1): 18-23. doi: 10.22122/him.v1i1.3818.
- 28) Pakdaman M, Geravandi S, Askari R, Askarishahi M, Afzali HR. The effect of macroeconomic indicators on health-care expenditure in Iran. *J Educ Health Promot* 2019; 8: 123. doi: 10.4103/jehp.jehp_453_18.
- 29) Rana RH, Alam K, Gow J. Health expenditure and gross domestic product: causality analysis by income level. *International Journal of Health Economics and Management* 2020; 20(1): 55-77. doi: 10.1007/s10754-019-09270-1.

Research Article

Asymmetric Effects of Exchange Rate Shocks on Urban Household Health Expenditures in Iran

Reza Hashemi Shiri ¹, Mohammad Ali Dehghan Tafti ^{2*}, Abbas Alavirad ³, Mohammad Hossein Ghafoori ⁴

¹ Ph.D. student of Monetary Economics, Department of Economics, Abarkouh Branch, Islamic Azad University, Abarkouh, Iran

² Assistant Professor, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran

³ Associate Professor, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran

⁴ Ph.D. student of Health Economics, Department of Health Economics, School of Health Management & Information Sciences, Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran

* Corresponding Author: Mohammad Ali Dehghan Tafti
madehghan3g@gmail.com

A B S T R A C T

Citation: Hashemi Shiri R, Dehghan Tafti MA, Alavirad A, Ghafoori MH. Asymmetric Effects of Exchange Rate Shocks on Urban Household Health Expenditures in Iran. Manage Strat Health Syst 2023; 8(3): 238-50.

Received: June 25, 2023

Revised: November 08, 2023

Accepted: November 13, 2023

Funding: The authors have no support or funding to report.

Competing Interests: The authors have declared that no competing interest exist.

Background: The evidence of Iran's economy shows that many economic variables, including household health expenditures, can be affected by exchange rate shocks. According to previous studies, the increase in the exchange rate from two channels of the general increase in prices, as well as the increase in the price of medicines and imported medical supplies, increases health expenditures. This study investigated the asymmetric effects of the unofficial exchange rate on the health expenditures of urban households in Iran.

Methods: The present applied study investigated the short-run and long-run effects of positive and negative shocks of the unofficial exchange rate, gross domestic product (GDP), and CO₂ emissions on the health expenditures of urban households during 1971-2019 using time series data. The data were collected from the database of the Statistics Center and the Central Bank. To investigate the reliability of data, generalized Phillips-Prone and Dickey-Fuller tests and to check the stability of the coefficients, cumulative sum and cumulative sum squares were used. Also, to check the short-run dynamics and adjustment towards the long-run, the error correction model was estimated. The regression model was estimated using the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag approach by Eviews (12.0) software. After estimation, diagnostic tests including Wald test, normality, heterogeneity of variance and autocorrelation were performed.

Results: The results showed that the increase in exchange rate has a positive and significant effect on household health expenditures, its reduction has no significant effect. Therefore, the effect of exchange rate shocks was asymmetric. Accordingly, 1% increase in the unofficial exchange rate led to a 0.237 % increase in household health expenditures in the short-run and 0.55 % increase in the long-run. In addition, 1% increase in GDP led to 0.49 % increase in household health expenditures in the short-run and 1.57% increase in the long-run. Finally, 1 % increase in CO₂ emissions led to a 1.49 % increase in household health expenditures in the long-run.

Conclusion: Based on the results, after the increasing exchange rate shocks and possible future declines, due to the persistence of the shocks effects for up to three years, it is suggested not to stop supportive policies for providing health expenditures, especially for low-income groups.

Key words: Household health expenditures, Unofficial exchange rate, Asymmetric effects, Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL)