مقاله پژوهشی

بررسی رابطه شاخص فلاکت و پرداخت از جیب بیماران در نظام سلامت ایران

سالار قربانی[۱]، عزیز رضاپور[۲]، محمود عیسوی[۳]، سعید باقری‌فرادنبه*[۴]، احمد مویدفر[۵]

[۱] دکتری اقتصاد سلامت، مرکز تحقیقات علوم مدیریت و اقتصاد سلامت، دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی ایران، تهران، ایران
[۲] دانشیار، مرکز تحقیقات علوم مدیریت و اقتصاد سلامت، دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی ایران، تهران، ایران
[۳] دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی تهران، تهران، ایران
[۴] استادیار، گروه مدیریت خدمات بهداشتی و درمانی، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی خدمات بهداشتی درمانی جندی شاپور اهواز، اهواز، ایران
[۵] کارشناس ارشد اقتصاد، مرکز تحقیقات علوم مدیریت و اقتصاد سلامت، دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی ایران، تهران، ایران

* **نویسنده مسؤول:** سعید باقری فرادنبه
Bagheri-sa@ajums.ac.ir

ارجاع: قربانی سالار، رضاپور عزیز، عیسوی محمود، باقری‌فرادنبه سعید، مویدفر احمد. بررسی رابطه شاخص فلاکت و پرداخت از جیب بیماران در نظام سلامت ایران. راهبردهای مدیریت در نظام سلامت ۱۴۰۱؛ ۷(۳): ۹۱-۲۸۱.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۵/۰۵
تاریخ اصلاح نهایی: ۱۴۰۱/۰۸/۱۱
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۱۶

چکیده

زمینه و هدف: یکی از معیارهای سنجش عملکرد دولت‌ها و بقای آنان، میزان موفقیت در کاهش و ثبات در شاخص فلاکت است. شاخص فلاکت از مجموع تورم و بیکاری به دست می‌آید. تورم و بیکاری مهمترین عوامل تاثیرگذار بر درآمد خانواده می‌باشند چنانچه مقدار شاخص فلاکت بالا باشد خانواده‌ها پول کمتری برای خرید کالاهای مصرفی خود از جمله استفاده از خدمات بهداشت و درمان در اختیار خواهند داشت. لذا این تحقیق ارتباط شاخص فلاکت و پرداخت از جیب بیماران در نظام سلامت ایران را مورد سنجش قرارداده است.

روش پژوهش: این مطالعه با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۸ به بررسی ارتباط شاخص فلاکت و پرداخت از جیب بیماران در نظام سلامت ایران پرداخته است. به این منظور برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون دیکی فولر، برای بررسی رابطه علیت بین متغیرها از آزمون علیت تودا-یاماموتو و برای بررسی وجود رابطه بلندمدت از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شد. داده‌های مورد استفاده از بانک جهانی و مرکز آمار ایران گردآوری‌شدند، همچنین تحلیل داده‌ها و نتایج با استفاده از نرم افزار Eview ۹ انجام شده است.

یافته ها: بر اساس نتایج بدست‌آمده از برآورد مدل، یک رابطه علیت دوطرفه بین شاخص فلاکت و پرداخت از جیب بیماران در نظام سلامت ایران وجود داشت. همچنین با افزایش ۱ واحد در میزان شاخص فلاکت به میزان ۱/۲۷ واحد بر پرداخت از جیب بیماران افزوده شد. ضریب مدل تصحیح و خطا برابر با ۰/۳۱۲ بود؛ که به این معنا است که در هر دوره به میزان ۰/۳۱۲ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای دستیابی به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد. به عبارتی بیش از ۳ سال و کمتر از ۴ سال طول می‌کشد تا عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت از بین رفته و به سمت رابطه بلندمدت خویش برسد.

نتیجه‌گیری: با افزایش شاخص فلاکت، پرداخت از جیب بیماران نیز افزایش می‌یابد. لذا دولت می‌بایست با اتخاذ سیاست‌های مناسب در جهت کاهش نرخ بیکاری و تورم، موجب کاهش پرداخت از جیب بیماران در نظام سلامت گردد. پوشش بیمه‌های پایه برای خدمات ضروری بیماران را افزایش دهد. گستردگی بیمه‌های تکمیلی درمان در سطح جامعه مخصوصاً دهک‌های پایین نیز افزایش یابد. درواقع می‌بایست دولت هزینه این بخش از بیمه را برای چهار دهک پایین تقبل نماید تا از این طریق موجب کاهش پرداخت از جیب بیماران گردد.

واژه های کلیدی: شاخص فلاکت، پرداخت از جیب، نظام سلامت، ایران

مقدمه

هزینه‌های بالا و رو به افزایش مراقبت‌های بهداشتی از مهم‌ترین چالش‌های بهداشت عمومی در کشورهای درحال‌توسعه است. میزان فقر و بدهکاری به دلیل هزینه‌های پرداخت از جیب در حال افزایش است به‌طوری‌که در حال حاضر بخش اعظمی از هزینه‌های بهداشتی بر دوش خانواده‌ها می‌باشد (۱). مقدار زیاد پرداخت از جیب برای مراقبت‌های بهداشتی می‌تواند یک کشور را از دستیابی به تأمین مالی عادلانه بازدارد (۲،۳) پرداخت از جیب بیماران، مبلغی است که مستقیماً توسط فرد دریافت‌کننده خدمات مراقبت سلامت پرداخت می‌شود (۴). برآوردهای حاصل از بررسی خانوار نشان می‌دهد، در سراسر جهان، هرساله، در حدود ۱۰۰ میلیون نفر فقیر شده و ۱۵۰ میلیون نفر دیگر نیز به دلیل هزینه مستقیم بهداشت با مشکلات شدید اقتصادی روبرو هستند که بیش از ۹۰ درصد این افراد در کشورهای کم‌درآمد زندگی می‌کنند (۵). بیماران کشورهای با درآمد پایین و متوسط در مواجهه با هزینه‌های اساسی درمانی که تحت پوشش هیچ نوع بیمه‌ای نیستند مجبورند هزینه‌ها را از جیب پرداخت نمایند و این موجب می‌شود آن‌ها زیرخط فقر بروند، در چنین شرایطی آن‌ها مجبورند برای تأمین هزینه‌ها وام بگیرند. بیماران علاوه بر تحمیل هزینه‌های درمان، فرصت کسب درآمد در دوران بیماری را نیز از دست می‌دهند. درواقع هرچه قدر فرد فقیرتر باشد پرداخت از جیب تأثیر منفی بیشتری بر او خواهد داشت (۶،۷). نظام سلامت زمانی جامع و کامل است که بتواند هم خدمات سلامتی باکیفیتی ارائه دهد و هم قادر باشد از بیماران حمایت مالی کند. باوجود حمایت قابل‌قبول درزمینه‌ی خدمات بهداشتی باکیفیت، متأسفانه در اکثر موارد درزمینه‌ی حمایت مالی، عملکرد قابل قبولی ندارد (۸).

با توجه به اهمیت عملکرد اقتصادی دولت‌ها و تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر وضعیت رفاهی جامعه، برای سنجش میزان رفاه می‌توان از شاخص‌های اقتصادی متفاوتی استفاده نمود. از آنجائی که با افزایش شاخص فلاکت، رفاه جامعه به‌طور مستقیم تحت تأثیر قرار می‌گیرد یکی از معیارهای سنجش عملکرد دولت‌ها و بقای آنان، میزان موفقیت در کاهش و ثبات در این شاخص است (۹،۱۰). شاخص فلاکت بیان‌کننده رفاه ازدست‌رفته می‌باشد (۱۱). این شاخص اولین بار توسط آرتور اوکان در دهه ۷۰ میلادی مطرح شد. اوکان با این فرض که افزایش نرخ بیکاری و تورم باعث تحمیل هزینه اقتصادی و اجتماعی به جامعه می‌شود مجموع نرخ تورم و بیکاری را به‌عنوان شاخص فلاکت معرفی نمود (۱۲).

یکی از اصلی‌ترین علائم ثبات اقتصادی، پایین بودن شاخص فلاکت است. بر اساس تجربیات کشورهای توسعه‌یافته به‌عنوان یک قاعده استاندارد، چنانچه شاخص فلاکت کمتر از ۷ درصد باشد، آن کشور در شرایط مطلوب اقتصادی قرار دارد. البته شاخص فلاکت تا ۱۰ درصد قابل‌تحمل است و شاخص فلاکت بالای ۱۰ درصد معمولاً نشان‌دهنده کاستی‌های معنی‌دار در سیستم‌های اقتصادی آن کشور است (۱۳،۱۴). بالا بودن شاخص فلاکت، در یک کشور به معنای پایین بودن رفاه اقتصادی و اجتماعی شهروندان است. درواقع افزایش شاخص فلاکت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد؛ زیرا هرچه شاخص فلاکت افزایش یابد، تقاضا برای کالاها و خدمات مصرفی کمتر می‌شود و درنهایت، منجر به رکود اقتصادی می‌گردد (۱۵،۱۶).

بر اساس داده‌های بانک جهانی در سال ۲۰۱۷، اقتصاد ایران ازنظر بالا بودن نرخ تورم با نرخ تورمی برابر با ۱۰ درصد، در میان ده کشور نخست قرار دارد (۱۷). ازنظر نرخ بیکاری بر اساس آمار سازمان بین‌الملل کار در سال ۲۰۱۷ نرخ بیکاری در ایران برابر با ۱۲/۱ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد در مقایسه با کشورهای منطقه خاورمیانه و جهان از وضعیت مناسبی برخوردار نیست (۱۷)؛ بنابراین بالا بودن نرخ تورم و بیکاری در ایران باعث می‌شود وضعیت شاخص فلاکت در مقایسه با سایر کشورها نامناسب باشد.

درزمینه‌ی پرداخت از جیب بیماران در نظام سلامت باید گفت که کشور در وضعیت مناسبی در بین کشورهای جهان قرار ندارد به‌طوری‌که بر اساس آمار اعلامی توسط بانک جهانی در سال ۲۰۱۷، میزان پرداخت از جیب بیماران معادل ۴۱/۷۵ درصد بوده است که این مقدار از سال ۲۰۱۳ به بعد روندی نزولی را سپری کرده است، دلیل نزولی شدن این مقدار، اجرای طرح تحول نظام سلامت و تخصیص درصد بالایی از بودجه دولت به بخش سلامت بوده است. بر اساس آمارهای موجود بالاترین پرداخت از جیب بیماران مربوط به سال ۲۰۰۰ معادل ۶۰ درصد و سال ۲۰۱۰ معادل ۵۹/۴ درصد بوده است (۱۷)؛

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences
www.mshsj.ssu.ac.ir

بنابراین با توجه به اهمیت شاخص‌های فلاکت و پرداخت از جیب بیماران و خلأ تحقیقاتی موجود در این زمینه، محققین در این پژوهش بر آن شدند تا به بررسی تأثیر این شاخص در نظام سلامت ایران بپردازد.

روش پژوهش

مطالعه حاضر یک مطالعه سری زمانی است که با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۹ برگرفته‌شده از بانک جهانی و مرکز آمار ایران انجام شد. در این پژوهش برای تعیین درجه ایستایی متغیرها از آزمون دیکی فولر استفاده شد. یک سری مانند y_t، ایستا از مرتبه ۱ می‌باشد به این معنی که $y_t \sim I(1)$ دارای ریشه واحداست به عبارتی اگر y_t غیرایستا باشد، Δy_t نیز ایستا است و بر اساس گفته قبل، اگر $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ نیز ایستا باشد، y_t یک سری ایستا از مرتبه d می‌باشد. به این معنی که در صورت غیرایستایی y_t، درواقع $y_t \sim I(d)$ نیز غیرایستا است اما در این حالت $\Delta^d y_t$ ایستا بود. در عمل آزمون تشخیصی دیکی فولر وجود بالقوه ریشه واحد را به دسته‌های ریشه واحد با عرض از مبدأ و روند، با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی و درنهایت بدون عرض از مبدأ و روند بررسی کرد. آزمون دیکی فولر به شکل زیر مدل رگرسیون زیر را موردبررسی قرار داد.

$$\Delta yt = c + \beta t + \delta yt\text{-}1 + \sum \gamma i \Delta yt\text{-}i + \varepsilon t \qquad (۱)$$

در این آزمون y شمار وقفه‌هایی بود که شرط نوفه‌ی سفید بودن باقیمانده‌ها را موردبررسی قرارداد، c مقدار ثابت، t روند زمانی و Δ نماد تفاضل است. مهم می‌باشد که تأکید کنیم دلیل اصلی پیش‌بینی ناپذیری یک‌روند تصادفی، وجود وابستگی زمانی واریانس باقیمانده‌ها است. اگر ضرایب β و δ ارزش صفر داشته باشند سپس می‌توان سری زمانی مالی را بر اساس ویژگی یک فرایند تصادفی تحلیل کرد. فرضیه صفر آزمون این است که سری زمانی دارای ریشه واحد است و زمانی رد می‌شود که آماره t کمتر از مقدار بحرانی باشد (۱۸،۱۹).

تودا- یاماموتو در سال ۱۹۹۵ روش ساده‌ای به‌صورت تخمین یک مدل Vector Auto Regessive (VAR) تعدیل‌یافته برای بررسی رابطه علیت گرنجری پیشنهاد دادند. آن‌ها استدلال نمودند این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه همجمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا بایستی تعداد وقفه‌های بهینه (k) مدل، سپس درجه همگرایی ماکزیمم (dmax) را تعیین نمود و یک مدل را با تعداد وقفه‌های k + dmax تشکیل داد (۲۰). البته فرایند انتخاب وقفه، زمانی معتبر خواهد شد که k ≥ k+dmax باشد بنابراین با در نظر گرفتن مدل دو متغیره زیر آزمون علیت تودا- یاماموتو به‌صورت زیر مشخص شد.

$$Xt=\omega+ \sum_{i=1}^{m} \theta i\, Xt-i + \sum_{i=m+1}^{m+dmax} \theta i\, Xt-i + \sum_{i=1}^{m} \sigma iYt-i + \sum_{i=m+1}^{m+dmax} \sigma iYt-i+v1 \qquad (۲)$$

$$Yt=\Psi+\sum_{i=1}^{m} \phi iYt-i + \sum_{i=m+1}^{m+dmax} \phi iYt-i + \sum_{i=1}^{m} \beta i\, Xt-i + \sum_{i=m+1}^{m+dmax} \beta i\, Xt-i +v2t$$

آماره آزمون مورداستفاده، اماره والد بود که توزیع x^2 مجانبی با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر داشت که آزمون محدودیت والد تنها بر روی وقفه‌های اصلی (K) صورت پذیرفت (۲۱).

هنگامی‌که متغیرهای یک رگرسیون، انباشته از درجه ۱ و یا بالاتر باشند لازم است وجود رابطه بلندمدت آزمون شود. در این تحقیق برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی(ARDL) Auto Regressive Distributed Lag استفاده شد. از ویژگی‌های خوب این روش این است که در آن از هردو متغیر انباشته ۰ و ۱ استفاده شد؛ هم‌چنین در این روش، علاوه بر امکان محاسبه روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبه روابط پویا و کوتاه‌مدت نیز وجود داشت. ضمن آنکه سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت در هر دوره، برای رسیدن به تعادل بلندمدت نیز قابل‌محاسبه بود همچنین این روش در نمونه‌های کوچک، نتایج بهتر و کاراتری داشت (۲۲،۲۳).

در روش ARDL معادله زیر برآورد شد:

$$yit=\sum_{j=1}^{p} \lambda ijyi,t-j + \sum_{j=0}^{q} \sigma ijxi,t-j + \Upsilon idi + \varepsilon it \qquad (۳)$$

که در فرمول بالا y_{t-j} وقفه i ام متغیر وابسته، x_{t-j} وقفه i ام متغیر توضیحی و d_i بردار متغیرهای توضیحی بدون وقفه (مانند متغیرهای توضیحی) می‌باشد. یکی از ویژگی‌های مهم روش ARDL این است که با برآورد معادله بالا، پویایی‌های کوتاه‌مدت در نظر گرفته می‌شود و درنتیجه برآوردها بدون تورش است. پس از برآورد معادله فوق، وجود رابطه بلندمدت

آزمون گردید. اگر مجموع ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته (مجموع λ_i ها) کوچک‌تر از ۱ باشد، آنگاه می‌توان بیان نمود متغیرهای رگرسیون دارای یک رابطه بلندمدت هستند. این آزمون از طریق روش زیر محاسبه شد:

$$H0=\sum_{j=0}^{P}\lambda j-1=0 \qquad H1=\sum_{j=0}^{P}\lambda j- \qquad (۴)$$

$$1<0 \qquad t=\frac{\sum_{j=1}^{p}\lambda j-1}{\sum_{j=1}^{p}SE\lambda j}$$

درصورتی‌که اماره t برآوردی، از مقادیر بحرانی جدول بزرگ‌تر باشد، فرض صفر رد می‌شود و درنتیجه وجود رابطه بلندمدت تائید می‌شود. با تائید وجود رابطه بلندمدت و عدم کاذب بودن رگرسیون، رابطه بلندمدت به‌صورت زیر به دست آمد:

$$Yt=\left(\frac{\sum_{j=1}^{q}\sigma j}{1-\sum_{j=1}^{p}\lambda j}\right)xt+\left(\frac{\Upsilon}{1-\sum_{j=1}^{p}\lambda j}\right)wt+\varepsilon t \qquad (۵)$$

$$Yt=\sigma jLxt+\Upsilon LWt+\varepsilon t$$

درنهایت جملات خطا و معادله تصحیح خطا به‌صورت زیر محاسبه گردیدند:

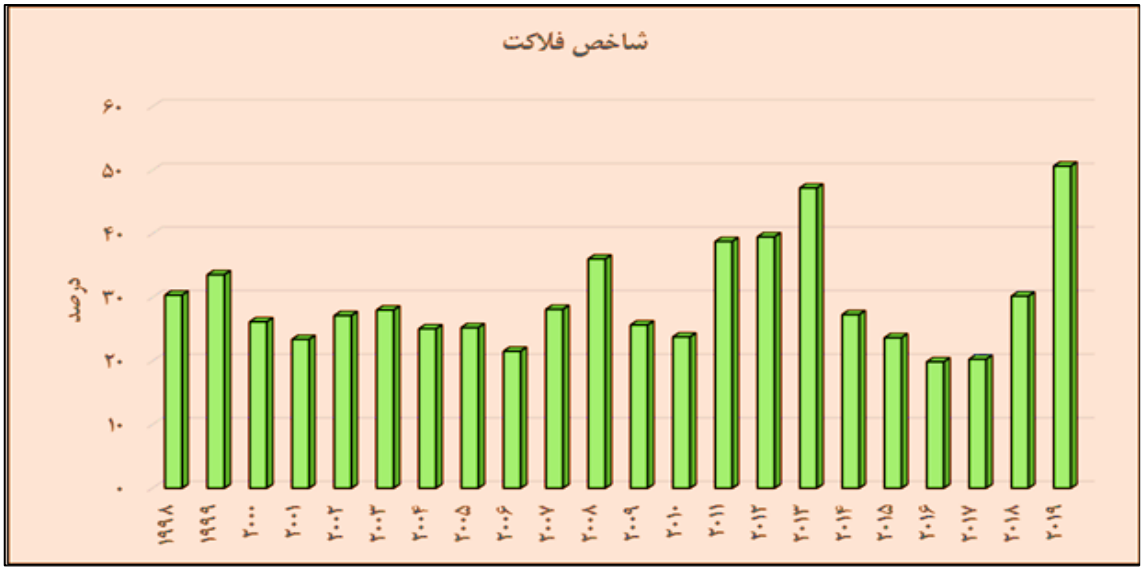
$$\text{(Error correction Model) } ECMt = yt-\sigma tLxt+\Upsilon Lwt \qquad (۶)$$

$$\text{(Error term) } \Delta yt = \mu\Delta xt+\lambda\Delta wt+\theta ECMt-1+\varepsilon t$$

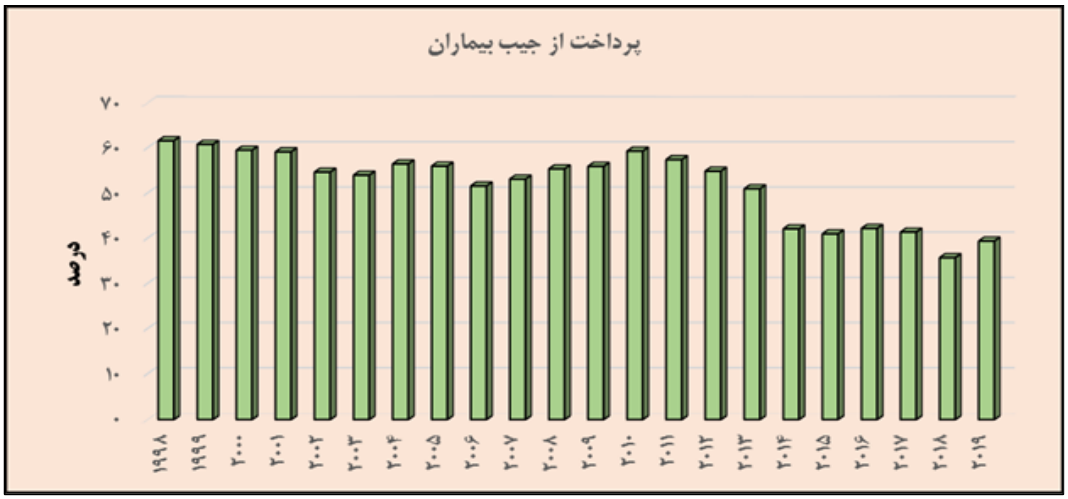
در معادله جملات خطا، ضریب ECM_{t-1}، ضریب تصحیح خطا نامیده می‌شود که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. ضریب تصحیح خطا بایستی بین ۰ و ۱ - باشد؛ یعنی به میزان ضریب تصحیح خطا، سالانه از عدم تعادل از بین می‌رود و بعد از مدتی عدم تعادل از بین رفته و ضریب کوتاه‌مدت و بلندمدت برابر می‌گردد (۲۴-۲۲). تحلیل داده‌ها و نتایج با استفاده از نرم‌افزار Eviews ۹ انجام شد.

یافته‌ها

در این مطالعه از متغیر شاخص فلاکت (تورم + بیکاری) به‌عنوان متغیر مستقل و متغیر پرداخت از جیب بیماران به‌عنوان متغیر وابسته استفاده‌شده است که داده‌های هر متغیر در نمودارهای ۱ و ۲ نمایش داده‌شده است.



نمودار ۱: شاخص فلاکت



نمودار ۲: پرداخت از جیب بیماران

برای اینکه بتوان از روش تودا-یاماموتو تخمین زد، نیاز بود درجه پایایی متغیرها و وقفه بهینه را داشته باشیم ازاین‌رو ابتدا با استفاده از روش دیکی فولر، تعمیم‌یافته پایایی متغیرها آزمون شد. نتایج آزمون ریشه واحد در جدول ۱ خلاصه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود تمامی متغییرها ناپایا بودند و با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شدند، بنابراین هردو متغیر، الگو هم انباشته از درجه ۱ می‌باشند.

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی-فولر

متغیر	آماره آزمون	مقادیر بحرانی در سطح ۰/۰۵	مقدار P	درجه مانایی	نتیجه
شاخص فلاکت	-۲/۷۲۰	-۳/۰۲۰	۰/۰۸۸	I(0)	نامانا
پرداخت از جیب	۰/۸۴۸	-۳/۰۲۰	۰/۷۸۲	I(0)	نامانا
شاخص فلاکت	-۴/۳۳۶	-۳/۲۹۹	۰/۰۰۳*	I(1)	مانا
پرداخت از جیب	-۳/۱۴۹	-۳/۲۹۹	۰/۰۰۲*	I(1)	مانا

* سطح معنی‌داری $p < ۰/۰۵$

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد متغیر شاخص فلاکت، نامانا بود (به دلیل بیشتر بودن احتمال خطا از سطح ۰/۰۵) و با یک‌بار تفاضل گیری مانا شد (به دلیل کمتر بودن احتمال خطا از سطح ۰/۰۵). همچنین متغیر پرداخت از جیب، نامانا بود (به دلیل بیشتر بودن احتمال خطا از سطح ۰/۰۵) و با یک‌بار تفاضل گیری مانا شد (به دلیل کمتر بودن احتمال خطا از سطح ۰/۰۵). شرط استفاده از آزمون علیت تودا-یاماموتو آن بود که متغیرها نامانا و با یک‌بار تفاضل گیری مانا شوند همان‌طور که نتایج نشان داد تمام متغیرهای مورداستفاده از شرط مذکور برخوردار بودند درنتیجه امکان استفاده از آزمون علیت تودا-یاماموتو وجود داشت.

در آزمون علیت تودا-یاماموتو اطلاع در مورد ویژگی‌های همجمعی مدل، ضروری نبود. دوره موردبررسی در این تحقیق ۲۲ سال بود؛ به‌منظور بررسی رابطه علیت، از آزمون علیت تودا-یاماموتو برای بررسی رابطه علی بین شاخص فلاکت و پرداخت از جیب استفاده شد. جدول ۲ مربوط به نتایج آزمون والد در مورد معنی‌داری ضرایب با وقفه بکار رفته است؛ مشاهده می‌شود که یک رابطه علیت دوطرفه بین شاخص فلاکت و پرداخت از جیب در نظام سلامت وجود دارد.

جدول ۲: نتایج آزمون والد

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	آماره آزمون والد x^2	مقدار* P	نتیجه
شاخص فلاکت	پرداخت از جیب	۳۵۳/۶۷۳	< ۰/۰۰۱	علیت وجود دارد
پرداخت از جیب	شاخص فلاکت	۳۵۷/۶۷۳	< ۰/۰۰۱	علیت وجود دارد

* سطح معنی‌داری ۰/۰۵ > p

ازآنجایی‌که احتمال مربوط به آماره کای دو (x^2) از ۰/۰۵ کمتر بود درنتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم علیت رد شد و شاخص فلاکت، علیت پرداخت از جیب بیماران گردید. همچنین احتمال مربوط به آماره کای دو از ۰/۰۵ کمتر بود؛ درنتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم علیت رد شد و پرداخت از جیب، علیت شاخص فلاکت شد.

جدول ۳: نتایج آزمون ARDL Bounds Test

Test Statistic	Value	Significance	I(0) Bound	I(1) Bound
F-statistic	۴/۷۶	۰/۰۱	۴/۹۴	۵/۵۸
		۰/۰۲۵	۴/۱۸	۴/۷۹
R^2	۰/۷۶	۰/۰۵	۳/۶۲	۴/۱۶
مقدار P	۰/۰۴۳*	۰/۱۰	۳/۰۲	۳/۵۱

* سطح معنی‌داری ۰/۰۵ > p

استنباط و تجزیه‌وتحلیل در روش ARDL، مشتمل بر سه معادله‌ی پویا، بلندمدت و تصحیح خطا می‌باشد. معادله پویا مبتنی بر یک مدل خودرگرسیونی است که نتایج آن در جدول ۳ آورده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مقدار آماره F برابر با ۴/۷۶ شد که این مقدار بزرگ‌تر از مقدار کوتاه‌مدت در سطح ۰/۰۵ بود؛ در نتیجه مدل برآوردی در سطح ۰/۰۵ معنادار شد و پویای مدل تائید گردید. همچنین مدل برآورد شده دارای ضریب تعیین ۰/۷۶ بود که به معنای توضیح دهندگی ۰/۷۶ از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر مستقل است.

طبق نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۴، در سطح معنی‌داری ۰/۰۵، فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی، همسانی واریانس و توزیع نرمال جملات پسماند رد نشد، یعنی جملات پسماند، فاقد همبستگی سریالی بوده، همسانی واریانس و توزیع نرمال داشتند، همچنین مدل به‌درستی تصریح شده است.

جدول ۴: نتایج فروض کلاسیک

نوع آزمون	احتمال
نرمال بودن	۰/۷۱۹
همبستگی سریالی	۰/۵۳۷
واریانس ناهمسانی	۰/۳۷۱
تصریح درست مدل	۰/۴۱۶

جدول ۵: ضرایب بلندمدت روش ARDL

Variable	coefficient	Std. Error	t-statistic	مقدار* P
cointEq(-1)	-۰/۳۱۲	۰/۱۲۴	-۲/۵۱۶	۰/۰۲۸
Misery index	۱/۲۷	۰/۵۶۹	۲/۲۳	۰/۰۲۱
C	۱۰۷/۴۱	۱۸/۳۲	۵/۸۶	۰/۰۰۹

* سطح معنی‌داری ۰/۰۵ > p

جدول ۵، ضرایب بلندمدت برآورد شده با روش خود رگرسیونی برداری را نشان می‌دهد. نتایج نشان داد متغیرها در سطح ۰/۰۵ معنا دارند و اثر شاخص فلاکت بر پرداخت از جیب بیماران در نظام سلامت ایران در بلندمدت مستقیم و مثبت بود و با افزایش ۱ واحد در میزان شاخص فلاکت به میزان ۱/۲۷ واحد بر پرداخت از جیب بیماران افزوده شد.

آنچه در مدل تصحیح و خطا (ECM) اهمیت اساسی داشت، ضریب مربوط به cointEq (-1) بود؛ که سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل را نشان می‌داد. همان‌طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، ضریب برآورد شده cointEq (-1) برابر با ۰/۳۱۲ بود که به این معنا است که در هر دوره به میزان ۰/۳۱۲ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای دستیابی به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد. به عبارتی بیش از ۳ سال و کمتر از ۴ سال طول می‌کشد تا عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت از بین رفته و به سمت رابطه بلندمدت خویش برسد. با توجه به اینکه ضریب cointEq (-1) ازلحاظ آماری معنادار و مقدار آن بین ۰ و ۱ - بود، بنابراین وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل نیز پذیرفته شد.

بحث

هدف اصلی مطالعه بررسی رابطه شاخص فلاکت و پرداخت از جیب بیماران در نظام سلامت ایران، با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در داده‌های سری زمانی، طی دوره زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۹ بوده است. به این منظور پس از انجام آزمون‌های مانایی برای متغیرها، به بررسی رابطه علیت تودا-یاماموتو بین شاخص فلاکت و پرداخت از جیب در نظام سلامت ایران پرداخته شد. نتایج نشان داد یک رابطه علیت دوطرفه بین شاخص فلاکت و پرداخت از جیب بیماران وجود دارد. اثر شاخص فلاکت بر پرداخت از جیب بیماران در بلندمدت مستقیم و مثبت است و با افزایش ۱ واحد در میزان شاخص فلاکت به میزان ۱/۲۷ واحد بر پرداخت از جیب افزوده می‌شود.

بر اساس مطالعات انجام‌شده، با توجه به این‌که کشورهای کم درآمد برای تأمین اهداف سازمان جهانی سلامت، از طریق منابع داخلی قادر به تأمین مخارج سلامت نیستند، نیازمند کمک‌های خارجی می‌باشند. با ورود مقدار زیاد ارز خارجی به این کشورها، درصورتی‌که مدیریت صحیح و کارایی وجود نداشته باشد، ممکن است با تأثیر منفی بر صادرات و رشد اقتصادی، موجب افزایش نرخ تورم در این کشورها شود (۲۶، ۲۵). همچنین در کشورهایی که اقتصاد آن‌ها وابسته به صادرات نفت است با پدیده‌ای به نام بیماری هلندی مواجهه هستند که باعث تقویت بخش غیرقابل مبادله (خدمات و ساختمان) و تضعیف بخش قابل مبادله اقتصاد (صنعت) می‌گردد. وابستگی اقتصاد به این امر می‌تواند زمینه‌ساز بروز تورم در بخش غیرقابل مبادله و رکود در بخش قابل مبادله اقتصاد گردد که این دو باهم باعث افزایش شاخص فلاکت نیز می‌شوند (۳۰-۲۷). پس می‌توان گفت که رابطه شاخص فلاکت و میزان پرداخت از جیب و مخارج سلامت می‌تواند به‌صورت یک سیکل باشد و هریک بر دیگری تأثیر مستقیم گذاشته و این چرخه تکرار شود که این نتیجه با مطالعه ما همخوانی دارد. کاظمیان و همکاران (۲۰۱۴) نیز در مطالعه‌ای که در کشور انجام دادند به این نتیجه رسیدند که افزایش درآمد و کاهش تورم، بر هزینه‌های سلامت و میزان پرداخت از جیب مردم تأثیر مثبت و افزایش نرخ بیکاری بر هزینه‌های سلامت و میزان پرداخت از جیب تأثیر منفی دارد(۳۱). بر اساس مطالعه وو و همکاران (۲۰۱۴)، که برای کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه و اقتصادی انجام دادند نتایج نشان داد، شاخص فلاکت بر رشد و تداوم هزینه‌های سلامت مردم و میزان پرداخت از جیب آن‌ها تأثیر مستقیم دارد (۳۲). نتایج مطالعه شاه آبادی و همکاران (۲۰۱۶) در کشور نشان داد که افزایش شاخص فلاکت باعث کاهش مخارج نظام سلامت توسط دولت می‌شود و افراد مجبورند بخش زیادی از هزینه‌های سلامت را خود بپردازند (۳۳). نتایج این مطالعات با نتایج مطالعه ما همخوانی دارد. بنابراین تأثیر مثبت و معنادار شاخص فلاکت بر میزان پرداخت از جیب مردم و مخارج سلامتی آن‌ها نشان‌دهنده اهمیت این شاخص در حوزه سلامت است. با توجه به اهمیت سلامت در توسعه سرمایه انسانی، ضروری است دولت بر کاهش نابرابری مخارج سلامت هم‌زمان اقدام به تدابیری جهت کاهش نرخ فلاکت و اتخاذ سیاست‌های توسعه‌ای مناسب‌تری برای تأمین مالی مانند افزایش میزان پوشش بیمه‌ای مردم و افزایش پیش‌پرداخت‌ها به‌جای پرداخت از جیب نماید. همچنین لازم است سیاست‌گذاری در نظام سلامت به‌گونه‌ای باشد که

اولویت تأمین منابع مالی، ترکیبی از روش‌های مختلف و با اولویت سهم کاهش خانوارها در پرداخت مستقیم به هنگام دریافت خدمات سلامت باشد.

سلامت کالایی چند وجهی است که می‌تواند ابعاد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جوامع را تحت تأثیر قرار دهد. عدم استفاده و دسترسی نداشتن آحاد جامعه به کالای سلامت، می‌تواند مشکلات اساسی ایجاد کند (۳۴). میزان بالای پرداخت از جیب توسط بیماران عامل بسیار مهمی است که می‌تواند دسترسی و استفاده بیماران از کالای سلامت را محدود کند. افزایش شاخص فلاکت که از مجموع تورم و بیکاری به دست می‌آید، مانعی دیگر در دسترسی و استفاده افراد از خدمات بهداشتی درمانی می‌باشد، چراکه افزایش این شاخص از دو بعد می‌تواند میزان دسترسی و استفاده را تحت تأثیر قرار دهد حالت اول این است که با افزایش شاخص فلاکت، میزان درآمد خانواده‌ها کاهش می‌یابد و قدرت خرید آن‌ها برای کالای سلامت کمتر می‌شود. حالت دوم این است که با افزایش شاخص فلاکت، پرداخت از جیب بیماران نیز افزایش می‌یابد. همچنین زمانی که پرداخت از جیب بیماران افزایش یابد بیماران توانایی کمتری برای دسترسی و استفاده از مراقبت‌های بهداشتی درمانی خواهند داشت. با افزایش شاخص فلاکت پنج دهک پایین جامعه آسیب بیشتری می‌بینند چراکه توزیع هزینه‌های سلامت به زیان فقرا است و فقرا نسبت به ثروتمندان سهم بیشتری از درآمدشان را صرف مخارج بهداشت و درمان می‌کنند بنابراین می‌توان گفت آسیب‌پذیرترند (۳۵).

بنابراین سیستم مراقبت‌های بهداشتی بایستی خود را در راستای ارائه خدمات جامع و کاهش بار مخارج بهداشتی، تقویت نماید (۳۶). گرچه افزایش دسترسی به خدمات بهداشتی و درمانی در کشورهای کمتر توسعه‌یافته برای بهبود استفاده از مراقبت‌های بهداشتی مهم است، اما خانواده‌ها نیز باید در برابر پیامدهای منفی پرداخت از جیب محافظت شوند (۳۷).

میزان بالای پرداخت از جیب توسط بیماران در نظام سلامت ایران، گروه‌های آسیب‌پذیر را به سمت فقر سوق می‌دهد. نظام سلامت ایران بایستی در جهت کاهش میزان پرداخت از جیب اقدامات اساسی انجام دهد البته در سال‌های اخیر طرح‌های مختلف توسط نظام سلامت دولت (طرح تحول نظام سلامت ایران) انجام‌شده است که موجب شده میزان پرداخت از جیب بیماران، از ۵۹ درصد در سال ۲۰۱۰ به ۳۸ درصد در سال ۲۰۱۶ کاهش یابد. باقری و همکاران نیز در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که ۲/۴ درصد از کل خانوارها و ۳/۹ درصد خانوارهایی که از خدمات سلامت استفاده کرده بودند به علت پرداخت از جیب بابت خدمات مراقبت سلامت به زیرخط فقر سقوط کرده‌اند پس شکاف فقر پیش از پرداخت از جیب و پس از پرداخت از جیب بابت مراقبت سلامت در این مطالعه برابر ۲/۴ درصد بوده است (۳۸). واگاستف و همکاران در سال ۲۰۰۳ پرداخت‌های مراقبت سلامت و فقر ناشی از مراقبت سلامت را در ویتنام طی سال‌های ۱۹۹۳ و ۱۹۹۸ بررسی کردند. تفاوت بین جمعیت فقیر قبل از پرداخت و بعد از پرداخت هزینه‌های سلامت حدود ۳/۵ درصد تخمین زده شد، اگرچه تفاوت بین شکاف فقر قبل از پرداخت و بعد از پرداخت حدود ۱ درصد بود. در سال ۱۹۹۳ تفاوت بین جمعیت فقیر قبل از پرداخت و جمعیت فقیر بعد از پرداخت ۴/۴ درصد بوده است (۳۹). بررسی رابطه بین شاخص فلاکت و پرداخت از جیب بیماران به صورتی که علیت و اثر آن‌ها با استفاده از داده‌های سری زمانی سنجیده شود انجام‌نشده و در مطالعات پیشین از متغیرهای کلان استفاده‌نشده است که این می‌تواند از نقاط قوت این مطالعه باشد. باید اشاره کرد کمبود مطالعات پیشین و نبود داده‌های سایر متغیرهایی که تأثیرگذارند از محدودیت‌های این مطالعه بوده است که ممکن است تا حدودی نتایج را تحت تأثیر قرار دهد.

نتیجه‌گیری

با افزایش شاخص فلاکت، پرداخت از جیب بیماران نیز افزایش می‌یابد. ازآنجایی‌که شاخص فلاکت از مجموع تورم و بیکاری تشکیل‌شده است لذا دولت می‌بایست با اتخاذ سیاست‌های مناسب در جهت کاهش نرخ بیکاری و تورم، موجب کاهش پرداخت از جیب بیماران در نظام سلامت گردد. دولت می‌تواند برای کاهش نرخ تورم، سیاست‌های کاهش حجم دولت، جلوگیری از کسری بودجه، عدم چاپ پول بدون پشتوانه، رقابت‌پذیری اقتصاد و انضباط پولی و

مالی را دنبال کند. برای کاهش نرخ بیکاری، دولت بایستی خصوصی‌سازی واقعی، نوسازی صنایع، کاهش حجم بودجه جاری، کاهش بروکراسی اداری، جلوگیری از رانت دولتی و ارائه تسهیلات به بخش تولید تا دیگر بخش‌های غیر ضرور اقتصاد را دنبال کند. پوشش بیمه‌های پایه برای خدمات ضروری بیماران را افزایش دهد. گستردگی بیمه‌های تکمیلی درمان در سطح جامعه مخصوصاً دهک‌های پایین نیز افزایش یابد. درواقع می‌بایست دولت هزینه این بخش از بیمه را برای چهار دهک پایین تقبل نماید تا از این طریق موجب کاهش پرداخت از جیب بیماران گردد.

سپاسگزاری

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند از کلیه افرادی که در فرآیند انجام تحقیق همکاری و مشارکت داشتند سپاسگزاری نمایند.

مشارکت نویسندگان

طراحی پژوهش: س. ق، ع. ر، م. ع، س. ب، الف. م

جمع‌آوری داده‌ها: الف. م، س. ب

تحلیل داده‌ها: س. ق، الف. م، م. ع

نگارش و اصلاح مقاله: س. ق، ع. ر، م. ع، س. ب، الف. م

سازمان حمایت‌کننده

این مطالعه از سوی هیچ سازمانی موردحمایت مالی قرار نگرفته است.

تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافعی از سوی نویسندگان گزارش نشده است.

References

1)Mishra S, Mohanty SK. Out-of-pocket expenditure and distress financing on institutional delivery in India. International Journal for Equity in Health 2019; 18(99): 1-15. doi: 10.1186/s12939-019-1001-7.

2)World Health Organization. Obesity: preventing and managing the global epidemic: report of a WHO consultation. WHO: Switzerland, Geneva. 2000: 1-268.

3)Rezapour A, Ebadifard Azar AA, Asadi S, Bagheri faradonbeh S, Toofan F. Estimating the odd-ratio of factors affecting households' exposure to catastrophic and impoverishing health expenditures. J Mil Med 2016; 18(1): 355-61.

4)Yap A, Cheung M, Kakembo N, Kisa P, Muzira A, Sekabira J, et al. From procedure to poverty: out-of-pocket and catastrophic expenditure for pediatric surgery in Uganda. Journal of Surgical Research 2018; 232: 484-91. doi: 10.1016/j.jss.2018.05.077.

5)Xu K, Evans DB, Carrin G, Aguilar-Rivera AM, Musgrove P, Evans T. Protecting households from catastrophic health spending. Health Affairs 2007; 26(4): 972-83. doi: 10.1377/hlthaff.26.4.972.

6)Bijlmakers L, Wientjes M, Mwapasa G, Cornelissen D, Borgstein E, Broekhuizen H, et al. Out-of-pocket payments and catastrophic household expenditure to access essential surgery in Malawi-a cross-sectional patient survey. Annals of Medicine and Surgery 2019; 43: 85-90. doi: 10.1016/j.amsu.2019.06.003.

7)Rezapour A, Arabloo J, Soleimani Movahed S, Bagheri Faradonbeh S, Alipour S, Alipour V. Catastrophci health expenditure and impoverishment among households with cardiovascular patients in Tehran, 2017. Shiraz E-Medical Journal 2019; 21(1): 1-7. doi: 10.5812/semj.89088.

8)Word Health Organization. Everybody's business -- strengthening health systems to improve health outcomes : WHO's framework for action. WHO: Switzerland, Geneva. 2007: 1-56.

9) Cavanaugh KL, King KD. Simultaneous transfer function analysis of Okun's misery index: Improvements in the economic quality of life through Maharishi's Vedic science and technology of consciousness. Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economics Statistics Section 1988; 5: 491-6.

10) Lovell MC, Tien P-L. Economic discomfort and consumer sentiment. Eastern Economic Journal 2000; 26(1): 1-8. doi: 10.2139/ssrn.222510.

11) Barro RJ. Macroeconomics: a modern approach. 1st ed. Australia: Cengage learning; 2006: 59.

12) Tang CF, Lean HH. New evidence from the misery index in the crime function. Economics Letters 2009; 102(2): 112-5. doi: 10.1016/j.econlet. 2008.11.026.

13) Dadgar Y, Rahmani T. Basics and principles of economics.17th ed. Tehran: Bostan Kitab Institute; 2011: 211. [Persian]

14) Dadgar Y, Nazari R. The impact of economic growth and good governance on misery index in Iranian economy. European Journal of Law and Economics 2018; 45(1): 175-93. doi: 10.1007/s10657-012-9327-2.

15) Okun A.M. The political economy of prosperity. Washington, the brookings institution. Recherches Économiques De Louvain 1970; 39(1): 162. doi: 10.1017/S0770451800030293.

16) Okun AM. Prices and quantities: a macroeconomic analysis. 1st ed. Brookings institution press; 1981: 382.

17) Bank W. World bank country and lending groups. World Bank Data Help Desk Washington (DC): Washington. 2017.
18) Dogan E. Foreign direct investment and economic growth: a time series analysis of Turkey, 1979-2011. Journal of the Faculty of Economics and Administrative Sciences 2013; 3(2): 239-52. doi: 10.1016/j.econlet.2012.04.040.
19) Cheung Y-W, Lai KS. Lag order and critical values of the augmented dickey–fuller test. Journal of Business & Economic Statistics 1995; 13(3): 277-80. doi: 10.2307/1392187.
20) Amiri A, Ventelou B. Granger causality between total expenditure on health and GDP in OECD: evidence from the Toda–Yamamoto approach. Economics Letters 2012; 116(3): 541-4. doi: 10.1016/j.econlet.2012.04.040.
21) Alimi SR, Ofonyelu CC. Toda-Yamamoto causality test between money market interest rate and expected inflation: the fisher hypothesis revisited. European Scientific Journal 2013; 9(7): 125-42**.** doi**:** 10.19044/esj.2013.v9n7p%25p.
22) Pesaran MH, Shin Y, Smith RP. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. Journal of the American Statistical Association 1999; 94(446): 621-34. doi: 10.2307/2670182.
23) Fosu OAE, Magnus FJ. Bounds testing approach to cointegration: an examination of foreign direct investment trade and growth relationships. American Journal of Applied Sciences 2006; 3(11): 2079-85. doi: 10.3844/ajassp.2006.2079.2085.
24) Kim Kh. Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model. Review of Financial Economics 2003; 12(3): 301-13. doi: 10.1016/s1058-3300(03)00026-0.
25) Stenberg K, Hanssen O, Edejer TT-T, Bertram M, Brindley C, Meshreky A, et al. Financing transformative health systems towards achievement of the health sustainable development goals: a model for projected resource needs in 67 low-income and middle-income countries. The Lancet Global Health 2017; 5(9): 875-87. doi: 10.1016/S2214-109x(17)30263-2.
26) Stenberg K, Elovainio R, Chisholm D, Fuhr D, Perucic A-M, Rekve D, et al. Responding to the challenge of resource mobilization-mechanisms for raising additional domestic resources for health. World Health Organization: Switzerland, Geneva. 2010: 1-36.
27) Wang Z, Rettenmaier AJ. A note on cointegration of health expenditures and income. Health Economics 2007; 16(6): 559-78. doi: 10.1002/hec.1182.
28) Murthy VNR, Okunade AA. The core determinants of health expenditure in the African context: Some econometric evidence for policy. Health policy 2009; 91(1): 57-62. doi: 10.1016/j.healthpol.2008.10.001.
29) Beheshti MB, Sojoudi S. The relationship between health expenditure and GDP in Iran. Journal of Quantitative Economics 2008; 4(4): 115-35. [Persian]
30) Karimzadeh M, Nasrollahi K, Samadi S, Dallali Isfahani R, Fakhar M. Examination of dutch disease in Iranian economy with emphasis on impact of terms of trade on investment structure. Quarterly Journal of Quantitative Economics 2010; 6(23): 147-72. doi: 10.22055/jqe.2009.10691. [Persian]
31) Kazemiyan M, Javadi-Nasab H. Socio-economic determinants of health expenditure for low-income households in the informal sector. Journal of Kerman University of Medical Sciences 2014; 21(2): 151-61. [persain]
32) Wu P-C, Liu S-Y, Pan S-C. Does misery index matter for the persistence of health spending?. evidence from OECD countries. Social Indicators Research 2014; 118(2): 893-910. doi: 10.1007/s11205-013-0450-4.
33) Shahabadi A, Ghorbani Golparvar M. Impact of misery index on health spending in Iran. Economical Modeling 2016; 10(33): 133-57. [Persian]
34) Eisavi M, Ghorbani S, Moiedfar A, Holakoupour M. Wagner's law test on health expenditure in Iran. Iranian Journal of Health Insurance 2019; 2(3): 134-41. [Persian]
35) Imamqolipour S, Equity in distribution of financial burden of expenditure in the Iranian healthcare sector. Islamic Economics & Banking 2018; 7(24): 131-47. [Persian]
36) Buigut S, Ettarh R, Amendah DD. Catastrophic health expenditure and its determinants in Kenya slum communities. International Journal for Equity in Health 2015; 14(46): 46. doi:10.1186/s12939-015-0168-9.
37) Saksena P, Xu K, Durairaj V. The drivers of catastrophic expenditure: outpatient services, hospitalization or medicines.WHO: Switzerland, Geneva. 2010: 1-29.
38) Faradonb SB, Arab M, Roodbari M, Rezapoor A, Bagheri Faradonbeh H, Ebadifard Azar F. Catastrophic and impoverishing health expenditure in Tehran urban population. Journal of Health Administration (JHA) 2016; 19(63): 55-67. [Persian]
39) Wagstaff A, Doorslaer Ev. Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993–1998. Health economics 2003; 12(11): 921-34. doi:10.1002/ hec.776.

Manage Strat Health Syst

Research Article

Investigating the Relationship between Misery Index and Patients' Out-of-pocket Payments in Iran's Health System

Salar Ghorbani [1], Aziz Rezapour [2], Mahmoud Eisavi [3], Saeed Bagheri Faradonbeh [4]*, Ahmad Moiedfar [5]

[1] Ph.D. of Health Economics, Health Management and Economics Research Center, Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran
[2] Associate Professor, Health Management and Economics Research Center, Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran
[3] Associate Professor, Department of Economics, School of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran
[4] Assistant Professor, Department of Health Services Management, School of Public Health, Ahvaz Jundishapur University of Medical Sciences, Ahvaz, Iran
[5] MSc in Economics, Management Sciences and Health Economics Research Center, Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran

* **Corresponding Author:** Saeed Bagheri Faradonbeh
Bagheri-sa@ajums.ac.ir

Citation: Ghorbani S, Rezapour A, Eisavi M, Bagheri Faradonbeh S, Moiedfar A. Investigating the Relationship between Misery Index and Patients' Out-of-pocket Payments in Iran's Health System. Manage Strat Health Syst 2022; 7(3): 281-91.

Received: July 27, 2021
Revised: November 02, 2022
Accepted: December 07, 2022

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

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

ABSTRACT

Background: One of the criteria for measuring the performance of governments and their survival is the degree of success in reducing and stabilizing the misery index. The misery index is obtained from the sum of inflation and unemployment. Inflation and unemployment are the most important factors affecting family's income. If the misery index is high, families will have less money to buy their consumer goods, including the use of healthcare services and treatment. Therefore, this research has evaluated the relationship between misery index and patients' out-of-pocket payments in Iran's health system.

Methods: Using time series data of 1998-2019, this study has investigated the relationship between misery index and patients' out-of-pocket payments in Iran's health system. For this purpose, the Dickey-Fuller test was used to check the durability of the variables, the Todayamamoto causality test was used to check the causality relationship between the variables, and the autoregression method with distribution breaks was used to check the existence of a long-term relationship. In addition, the data and results were analyzed using Eview $_9$ software.

Results: The results showed that there was a bi-directional causal relationship between the misery index and the out-of-pocket payments of patients in the health system. Furthermore, with increasing 1 unit of misery index 1.27 units of out-of-pocket payments increased. The correction error coefficient was 0.312, which meant this amount was adjusted each period by 0.312 from short-term imbalance to achieve long-term balance. In other words, it takes more than 3 years and less than 4 years to eliminate the short-term imbalances and reach its long-term relationship.

Conclusion: As the misery index increases, patients' out-of-pocket payments also increase. Therefore, the government should reduce the out-of-pocket payments of patients in the health system by adopting appropriate policies to reduce unemployment and inflation. Basic insurance coverage for essential services for patients should be increased. The extent of complementary medical insurance should be increased at the community level, especially in the lower deciles. In fact, the government should bear the cost of this part of the insurance for the four lower deciles. This is done in order to reduce the patients' out-of-pocket payments.

Key words: Misery Index, Out-of-pocket-payments, Healthcare System, Iran