

فرا تحلیل تکنیکال نرخ فلاکت و رشد اقتصادی بر مخارج سرانه سلامت در اقشار کم درآمد و متوسط در ایران

آرش خمی^۱، فاطمه زندی^{۲*}، محمد خضری^۳، بیژن صفوی^۴

چکیده

هدف این مقاله فراتحلیل تکنیکال نرخ فلاکت و رشد اقتصادی بر مخارج سرانه سلامت در اقشار کم درآمد و متوسط در ایران می باشد. روش تحقیق مدل لوزی ARDL است که روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیرهای توضیحی الگو را به طور هم زمان تخمین می زند. نتایج تخمین مدل با استفاده از روش خودهمبستگی با وقفه توزیع شده (ARDL) نشان داد که یک رابطه همجمعی بلندمدت میان متغیرهای مدل وجود داشته است و مشخص شد که ضریب لگاریتم رشد اقتصادی (EG) از لحاظ آماری معنی دار و نشان دهنده این است که رشد اقتصادی دارای تأثیر مثبت بر شاخص سلامت می باشد اما ضریب لگاریتم متغیر شاخص فلاکت (شاخص فلاکت با یک بار وقفه) $(MI(-1))$ دارای علامت منفی مورد نظر بوده و از لحاظ آماری نیز معنی دار می باشد. یعنی شاخص فلاکت در سال های قبل بر سرانه فلاکت سال های بعد تأثیر منفی و معنی داری بجا می گذارد. همچنین ضریب لگاریتم متغیر شاخص فلاکت (شاخص فلاکت با دو بار وقفه) $(MI(-2))$ از لحاظ آماری معنی دار ولی دارای علامت مورد نظر می باشد و حاکی از آن است که شاخص فلاکت دو دوره قبل، تأثیر منفی بر سرانه سلامت بجا می گذارد. بنابراین می توان نتیجه گرفت که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی مورد نظر وجود دارد. در بلندمدت، متغیرهای رشد اقتصادی و شاخص فلاکت از لحاظ آماری معنی دار و دارای تأثیر بر تابع سرانه سلامت دارند.

کلمات کلیدی: نرخ فلاکت، رشد اقتصادی، شاخص سلامت، ایران

مقدمه

امروزه، ارائه خدمات سلامتی از مهم ترین وظایف دولت ها تلقی می شود و سازمان جهانی بهداشت در آغاز هزاره سوم، سلامت را در پیچه ورود به رفاه و توسعه اجتماعی و اقتصادی قلمداد می کند. افزایش مصارف سلامتی نه تنها در کشورهای در حال توسعه نگران کننده است، بلکه در کشورهای ثروتمند نیز بخش بزرگی از درآمد جامعه را به خود اختصاص می دهد (والاس، ۱۳۹۳). هزینه سرانه سلامت بیان می کند برای هر فرد یک کشور چه میزان پول در نظام سلامت آن کشور به چرخش درمی آید و هزینه می شود. چه عاملی مقدار منابعی را که یک کشور در امر سلامت هزینه

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصاد-اقتصاد اسلامی، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

۲. گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

۳. گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

۴. گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

* پست الکترونیکی نویسنده مسئول: f_zandi@azad.ac.ir

نشان‌دهنده وضعیت نامناسب اقتصادی خانوارها در ایران است. در واقع نرخ فلاکت و رشد اقتصادی از عوامل مهم در تابع رفاه ذهنی و رفاه اجتماعی هستند. با بررسی معادله رضایت از زندگی این نتیجه حاصل شد که تورم و بیکاری به‌عنوان اجزای تابع رفاه اجتماعی تأثیر منفی بر رضایت از زندگی افراد دارند و نیز برخی عوامل از جمله اشتغال و سطح درآمد بالاتر ارتباط مثبت و معناداری با رفاه دارند (دی تلا، و. همکاران، ۲۰۰۱). در معرفی هزینه‌های تورم، علاوه بر هزینه‌های متعارف اقتصادی، افراد عموماً هزینه‌های غیرمتعارفی را به‌عنوان هزینه‌های تورم بیان می‌کنند. از جمله این هزینه‌های تورم می‌توان به استعمار، وجهه و اعتبار ملی و تضعیف روحیه اشاره کرد. بنابراین تورم و بیکاری بالاتر یا به عبارتی افزایش نرخ فلاکت، رفاه و شاخص سلامت را کاهش می‌دهد و کاهش رفاه منجر به ناتوانی خانوارها در تأمین مخارج مصرفی از جمله مخارج بهداشت و سلامت خواهد شد (شیلر، ۲۰۱۹). تأثیر منفی نرخ فلاکت بر تداوم هزینه‌های سلامت در مطالعه Wu و همکاران (۲۰۱۴) مورد ارزیابی و تأیید قرار گرفته است. بیکاری نیز به‌عنوان یکی از اجزای شاخص فلاکت ارتباط منفی با هزینه‌های سلامت دارد. در شرایط بیکاری منابع انسانی بالقوه که می‌توانند نقش مهمی در مشاغل مولد داشته باشند، بلااستفاده هستند که این امر منجر به کاهش درآمد فردی و ملی می‌شود.

دولت برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف جامعه از جمله حوزه سلامت و مراقبت‌های بهداشتی به منابع مالی نیاز دارد و بیکاری و کاهش درآمد ملی از یک سو مانع سرمایه‌گذاری دولت در بخش بهداشت و سلامت شده و هزینه‌های عمومی سلامت را کاهش می‌دهد و از سوی دیگر، از آنجا که سبب مخارج خانوار شامل هزینه‌های مختلفی از جمله خوراک، پوشاک، مسکن، آموزش، بهداشت و... است، با کاهش درآمد افراد، منابع مالی در دسترس برای مراقبت‌های بهداشتی کمتر از نیازهای اساسی دیگر مانند غذا می‌شود و پرداخت از جیب خانوار و هزینه‌های خصوصی سلامت نیز کاهش می‌یابد (عباس و هیمنز، ۲۰۱۸).

به‌عنوان مقیاسی برای فقدان (اتلاف) عمومی رفاه اقتصادی یک کشور بیان می‌کند که رفاه از دست‌رفته با استفاده از مقادیر ذهنی و عینی تورم و بیکاری قابل اندازه‌گیری است (بجا، ۲۰۲۰).

رشد اقتصادی را می‌توان به معنای افزایش ارزش کالاها و خدمات تنظیم‌شده با تورم در طول زمان تعریف کرد. آمارشناسان به‌طور متعارف چنین رشدی را به‌صورت درصد افزایش تولید ناخالص داخلی تعریف می‌کنند. رشد معمولاً به‌صورت واقعی (با اصطلاحات تعدیل‌شده تورم) محاسبه می‌شود تا اثر تحریف‌کننده تورم بر قیمت کالاها را از بین ببرد. اندازه‌گیری رشد اقتصادی از حسابداری درآمد ملی استفاده می‌کند (بجورک، ۲۰۱۹). از آنجا که رشد اقتصادی به‌عنوان درصد تغییر سالانه تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود، از این رو تمام مزایا و معایب آن را دارد. نرخ رشد اقتصادی کشورها معمولاً با استفاده از نسبت تولید ناخالص داخلی به جمعیت (درآمد سرانه) مقایسه می‌شود (بجورک، ۲۰۱۹). منظور از «نرخ رشد اقتصادی» نرخ هندسی سالانه رشد تولید ناخالص داخلی بین سال‌های اول و آخر در یک بازه زمانی است. این نرخ رشد نشان‌دهنده روند سطح متوسط تولید ناخالص داخلی در طول دوره است و هرگونه نوسانات تولید ناخالص داخلی را در اطراف این روند نادیده می‌گیرد. اقتصاددانان، افزایش رشد اقتصادی ناشی از استفاده کارآمدتر از نهاده‌ها (افزایش بهره‌وری نیروی کار، سرمایه فیزیکی، انرژی یا مواد) را رشد فشرده می‌گویند. در مقابل، رشد تولید ناخالص داخلی تنها ناشی از افزایش مقدار ورودی‌های موجود برای استفاده (افزایش جمعیت یا قلمرو جدید) رشد گسترده محسوب می‌شود. یک معادله رشد اقتصاد کلان رضایت از زندگی شامل نرخ رشد، نرخ بیکاری و نرخ تورم یا نرخ بهره بلندمدت است. حضور این متغیرها به‌عنوان متغیر توضیحی در معادله رضایت از زندگی، ارتباط اقتصاد کلان و رفاه ذهنی را مشخص می‌کند (ولسج، ۲۰۰۷). به همین دلیل بسیاری از پژوهش‌ها در دهه گذشته به بررسی عوامل تعیین‌کننده هزینه‌ها در بخش سلامت پرداخته‌اند. آنچه مسلم است افزایش نرخ فلاکت در کشور بسیار نگران‌کننده است؛ زیرا افزایش آن

۱۴۰۱) می‌پردازد. داده‌های مربوط به تحقیق با استفاده از اطلاعات طبقه‌بندی شده موجود در آرشو سازمان برنامه‌ریزی بودجه که حاوی اطلاعات روزانه می باشد، استخراج شده‌اند، این مهم بر اساس مطالعات کتابخانه‌ای و استفاده از داده‌های طبقه‌بندی شده در بسته‌های نرم‌افزاری سازمان مزبور محقق شده است. استناد داده‌ها به اطلاعات منتشره در نشریه نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی و بایگانی داده‌های اقتصاد کلان در نشریات سالانه تحت عنوان ترانزنامه اقتصادی و فصلنامه‌هایی تحت عنوان چکیده تحولات اقتصاد ایران؛ موجود در کتابخانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی می باشد. جامعه آماری این تحقیق دربرگیرنده دوره‌های ۲۷ ساله از سال ۱۳۷۴ لغایت ۱۴۰۱ با استفاده از داده‌های فصلی برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ بیکاری، رشد اقتصادی در ایران است. در این قسمت با پیروی مطالعات انجام شده در زمینه هزینه‌های سلامت توسط Wu و همکاران (۲۰۱۴)، چائو و وانگ^۱ (۲۰۰۹) و راغفر و همکاران (۱۳۹۲)، فتاحی و همکاران (۱۳۹۲) و سئو و روت^۲ (۲۰۰۷) مدل برآوردی و متغیرهای به کار رفته در آن مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

$$HPCI = \beta_0 + \beta_1 MI_{i,t} + \beta_2 EG_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$HPCI = \beta_0 + \beta_1 MI_{i,t} (GDP_{i,t} + IR_{i,t} + UR_{i,t} + II_{i,t}) + \beta_2 EG_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

به طوری که HPCI^۳ شاخص سرانه سلامت، MI^۴ شاخص فلاکت، GDP تولید یا درآمد ناخالص داخلی سرانه، IR^۵ نرخ تورم، UR^۶ نرخ بیکاری، II^۷ نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی است. برای برآورد الگوهای رگرسیون خطی دومتغیره و چند متغیره از روش کم‌ترین مجزورات معمولی که به اختصار با OLS نشان داده می‌شود، استفاده خواهد شد. این روش دارای ویژگی‌های مطلوب آماری، یعنی بهترین برآورد کننده خطی بدون تورش (BLUE) است. پیش از تخمین الگو، لازم است پایایی متغیرهای مورد نظر در معادله مورد آزمون قرار گیرد که در این مطالعه برای بررسی پایایی داده‌های سری زمانی، از آزمون ریشه واحد دیکی فولر (ADF) استفاده خواهد شد.

شاخص فلاکت یک نشانگر اقتصادی است که فرمولی بسیار ساده دارد: نرخ تورم به اضافه نرخ بیکاری. اهمیت این شاخص در این است که بر اساس اعتقادات برخی از اقتصاددانان، شاخص فلاکت دارای رابطه مستقیمی با جرم و جنایت در جامعه است و روند تغییر این شاخص بافاصله حدود یک سال در شاخص جرم و جنایت تأثیر می‌گذارد. همچنین مباحث تجربی و ملاحظات نظری در مورد نقش دولت در اقتصاد، اصلاحات اقتصادی و آزادسازی در دوران جدید، نتایج ارزشمندی را در مورد کیفیت و چگونگی دخالت دولت و سیاست‌گذاری اقتصادی دولت در اقتصاد و حتی جامعه پیش روی ما قرار داده است دستیابی به نرخ رشد اقتصادی بالا و اثبات از جمله مسائل مهم هر کشور می باشد. از طرف دیگر تورم و اثرات زیان‌بار آن (به‌ویژه بر رشد اقتصادی) نیز یکی از مشکلات اساسی کشورها به حساب می‌آید. بنابراین محققان تلاش خود را بر چگونگی تبیین ارتباط بین تورم و رشد متمرکز نموده‌اند. رشد اقتصادی نشان‌دهنده افزایش بلندمدت ظرفیت تولید برای افزایش عرضه کل در تأمین نیازهای جمعیت است. از سویی مخارج دولت با فراهم کردن زیربنای اقتصادی و اجتماعی و بهبود کارایی نیروی کار، بر رشد تولید و اقتصاد اثر مستقیم می‌گذارد. در میان مطالعات انجام شده بر تعیین‌کننده‌های هزینه‌های سلامت، نقش شاخص فلاکت بسیار اندک مورد توجه بوده است؛ به طوری که تاکنون در داخل کشور مطالعات خیلی کمی در سطح محدود در خصوص شاخص فلاکت و تأثیرات آن بر شاخص‌های سلامت انجام نگرفته است. به همین دلیل، مطالعه حاضر به بررسی ارتباط بین نرخ فلاکت و رشد اقتصادی و هزینه‌های شاخص سلامت در ایران پرداخته است. این مطالعه در پی پاسخ به این پرسش است که آیا نرخ فلاکت و رشد سلامتی بر شاخص سلامت ایران دارای تأثیر معنی‌داری بوده است؟ فرضیه تحقیق نیز بدین شرح تعریف شده است که رابطه معنی‌داری بین نرخ فلاکت و رشد اقتصادی به‌عنوان یک نماگر پیشرو اقتصادی و شاخص سلامت کشور وجود دارد.

روش‌شناسی تحقیق

این مطالعه در حوزه اقتصاد کلان بوده و به بررسی تأثیر نرخ فلاکت و رشد اقتصادی بر شاخص سلامت در ایران (۱۳۷۴ تا

1. Chou & Wang
2. Sen & Rout

3. Health Per Capita Index
4. Misery Index

5. Inflation Rate
6. Unemployment rate

7. Inequality Income

اطمینان از ساکن‌پذیری و ساکن‌ناپذیری متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در مدل از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده می‌شود. برای بررسی متغیرها از نظر ساکن‌پذیری از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است که فرضیه صفر، در این آزمون وجود ریشه واحد می‌باشد.

وجود ریشه واحد: H_0

عدم وجود ریشه واحد: H_1

نتایج این آزمون در جدول (۱) آمده است و همان‌طور که مشاهده می‌شود، در متغیرهای شاخص سرانه سلامت، شاخص فلاکت، تولید یا درآمد ناخالص داخلی سرانه، نرخ تورم، نرخ بیکاری، نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی قدر مطلق آماره ADF محاسباتی از قدر مطلق ADF جدول در سطح ۵ درصد کوچک‌تر می‌باشد. در نتیجه متغیرهای یادشده در سطح، با عرض از مبدأ و یا با عرض از مبدأ و روند غیرساکن هستند. اما شاخص فلاکت، تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری و نابرابری درآمدی در سطح و با عرض از مبدأ و روند ساکن می‌باشند.

در صورت نامانایی متغیرها مشکلی به نام رگرسیون جعلی یا کاذب بروز می‌کند که به‌کارگیری روش متداول رگرسیون در بسیاری از موارد به تفسیر نادرست نتایج منجر می‌شود. از این رو، ابتدا پایایی متغیرهای مورد نظر آزمون شده و سپس به برآورد معادله پرداخته خواهد شد. برای بررسی هم‌انباشتگی مدل، از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون - جوسیلیوس^۱ و برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی از کمیت‌های آماره آزمون تریس^۲ و حداکثر مقدار ویژه^۳ استفاده خواهد شد و جهت بررسی همسانی و ناهمسانی مدل از آزمون وایت^۴ استفاده شد. نرم‌افزار مورد استفاده EViews خواهد بود که کلیه آزمون‌های یادشده با استفاده از این بسته نرم‌افزاری قابل آزمون است. تلاش می‌شود با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به پارامترهای مدل آزمون‌ها صورت پذیرد. در صورتی که متغیرهای مورد نظر این پژوهش شرایط ابتدایی سنجش از طریق الگوی خود رگرسیونی برداری را حائز نگردند به‌وسیله رگرسیون ارتباط بین متغیرها مورد آزمون قرار گرفت.

یافته‌ها

آزمون ساکن‌پذیری

قبل از استفاده از متغیرهای سری زمانی لازم است نسبت به ساکن‌پذیری و ساکن‌ناپذیری آن اطمینان حاصل کرد. برای

جدول ۱: نتایج آزمون ساکن‌پذیری متغیرها در سطح

عوامل جبری	متغیر	ADP محاسباتی	ADP جدول	نتیجه آزمون
عرض از مبدأ	لگاریتم شاخص سرانه سلامت	-۲/۶۸	-۲/۹۴	غیرساکن
عرض از مبدأ و روند		-۳/۱۴	-۳/۵۴	
عرض از مبدأ	لگاریتم متغیر شاخص فلاکت	-۳/۲	-۲/۹۴	ساکن
عرض از مبدأ و روند		-۴/۲۳	-۳/۵۴	
عرض از مبدأ	لگاریتم رشد اقتصادی	-۰/۸۷	-۲/۹۴	غیرساکن
عرض از مبدأ و روند		-۰/۹۴	-۳/۵۴	
عرض از مبدأ	لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۳/۸۷	-۲/۹۴	ساکن
عرض از مبدأ و روند		-۳/۹۳	-۳/۵۴	
عرض از مبدأ	لگاریتم نرخ تورم	-۱/۳۴	-۲/۹۴	غیرساکن
عرض از مبدأ و روند		-۱/۲۶	-۳/۵۴	
عرض از مبدأ	لگاریتم نرخ بیکاری	-۱/۱۶۲	-۲/۹۴	ساکن
عرض از مبدأ و روند		-۳/۷۶۲	-۳/۵۴	
عرض از مبدأ	لگاریتم نابرابری درآمدی	-۲/۶۳۴	-۲/۹۴	ساکن
عرض از مبدأ و روند		-۰/۲۷۹	-۳/۵۴	
عرض از مبدأ	لگاریتم نرخ درآمد سرانه	-۳/۶۲۸	-۲/۹۴	غیرساکن
عرض از مبدأ و روند		-۰/۴۹۲	-۳/۵۴	

1. Johansen Cointegration Test

2. Trace

3. Maximum Eigenvalue

4. White Test

مطلق آماره ADF محاسباتی از قدر مطلق ADF جدول در سطح ۵ درصد بزرگ‌تر است و در نتیجه فرضیه صفر یعنی وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند رد می‌شود و متغیرها در تفاضل مرتبه اول ساکن هستند.

بنابراین در مرحله بعد آزمون ساکن‌پذیری بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند، صورت گرفته است که نتایج آن در جدول (۲) آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند قدر

جدول ۲: نتایج آزمون ساکن‌پذیری متغیرها در تفاضل مرتبه اول

عوامل جبری	متغیر	ADF محاسباتی	ADF جدول	نتیجه آزمون
عرض از مبدأ	لگاریتم شاخص سرانه سلامت	-۳/۹۵	-۲/۹۴	ساکن
عرض از مبدأ و روند		-۴/۰۱	-۳/۵۴	
عرض از مبدأ	لگاریتم رشد اقتصادی	-۳/۵۳	-۲/۹۴	ساکن
عرض از مبدأ و روند		-۳/۶۶	-۳/۵۴	
عرض از مبدأ	لگاریتم نرخ تورم	-۳/۳۵	-۲/۹۴	ساکن
عرض از مبدأ و روند		-۴/۶۲	-۳/۵۴	
عرض از مبدأ	لگاریتم نرخ درآمد سرانه	-۳/۳۶۲	-۲/۹۴	ساکن
عرض از مبدأ و روند		-۳/۱۴۶	-۳/۵۴	

فلاکت، تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری و نابرابری درآمدی در سطح ساکن بوده و سایر متغیرها تفاضل مرتبه اول ساکن دارند.

نتیجه نهایی آزمون ساکن‌پذیری در جدول (۳) آمده است. همان‌طور که در جدول نیز مشخص است، متغیرهای شاخص

جدول ۳: نتیجه نهایی آزمون ساکن‌پذیری متغیرها

نتیجه آزمون ساکن‌پذیری	متغیر
I(1)	لگاریتم شاخص سرانه سلامت (HPCI)
I(0)	لگاریتم متغیر شاخص فلاکت (MI)
I(1)	لگاریتم رشد اقتصادی (EG)
I(0)	لگاریتم تولید ناخالص داخلی (GDP)
I(1)	لگاریتم نرخ تورم (IR)
I(0)	لگاریتم نرخ بیکاری (UR)
I(0)	لگاریتم نابرابری درآمدی (II)
I(1)	لگاریتم نرخ درآمد سرانه (Per Capita Income)

وارد کرد، که این انتخاب با تشخیص محقق انجام می‌شود. پس از انتخاب حداکثر وقفه، با انتخاب معیار شوارتز-بیزین^۱ از بین معیارهایی مانند آکاییک، خان-کوئین و ضریب تعیین تعدیل شده، وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز-بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. مقدار آماره شوارتز-بیزین برای وقفه‌های ۱ و ۲ و ۳، به صورت جدول (۴) زیر می‌باشد.

برآورد مدل

با توجه به نتایج حاصل از آزمون ساکن‌پذیری، چون متغیرهای مورد استفاده، همگی ساکن‌پذیر I(0) نیستند، روش مورد استفاده با توجه به مباحث گفته شده در قسمت مبانی نظری از الگوی خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) استفاده می‌شود. معمولاً در داده‌های سالانه، وقفه را یک یا دو و برای داده‌های فراوانی بیشتر (مثل داده‌های فصلی و ماهانه) طول وقفه را می‌توان بیشتر

1. Schwarz Bayesian Criterion (SBC)

جدول ۴: مقدار آماره شوارتز- بیژن

وقفه	۱	۲	۳	
آماره شوارتز - بیژن	Schwarz Bayesian Criterion	۶۳/۰۷۶۱	۶۸/۸۹۹	۶۴/۷۱۳۲
آماره آکایک	Akaike Info. Criterion	۶۴/۱۲۵	۷۶/۸۱۷۴	۷۲/۵۸۱

به نتایج حاصل از آزمون ساکن پذیری، چون متغیرهای مورد استفاده، همگی ساکن پذیر $I(0)$ نیستند، روش مورد استفاده با توجه به مباحث گفته شده در قسمت مبانی نظری از الگوی خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) استفاده می شود. حداکثر وقفه های مدل را مساوی ۲ قرار داده و نرم افزار *Microfit 4.1* مدل $ARDL(2,0,1)$ را مطابق معیار شوارتز- بیژن، به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب می کند که خلاصه نتایج این مدل در جدول ۵. ارائه شده است.

در این مطالعه، با توجه به اینکه معیار شوارتز- بیژن در وقفه ۲ (۶۸/۸۹۹) به دست آمده است که نسبت به معیار شوارتز- بیژن در وقفه یک (۶۳/۰۷) و وقفه سه (۶۴/۷۱) بیشتر می باشد، لذا حداکثر وقفه بهینه، دو در نظر گرفته شده است.

تخمین کوتاه مدت مدل

مدل مورد نظر را توسط نرم افزار *Microfit 4.1* وارد کردن داده های سالانه مربوط به سه متغیر تحقیق از سال ۱۳۷۴ تا ۱۴۰۱ هجری شمسی تخمین زده می شوند. با توجه

جدول ۵: نتایج ضرایب کوتاه مدت $ARDL(2,0,1,0)$

متغیرها	ضریب	خطای استاندارد	نرخ T	P-Value
MI (-1) لگاریتم نرخ فلاکت با یک وقفه	-۰/۴۵۳	۰/۰۴۱	-۳/۲۱	۰/۰۰۰
MI (-2) لگاریتم نرخ فلاکت با دو وقفه	-۰/۱۰۹	۰/۰۵۸	-۲/۵۸	۰/۰۱۵
HPCI لگاریتم سرانه سلامت	۰/۶۴۷	۰/۱۴۲	۴/۵۲	۰/۰۰۰
EG لگاریتم رشد اقتصادی	۰/۳۴۲	۰/۱۹۱	۱/۷۸	۰/۰۸۴
L EG (-1) لگاریتم رشد اقتصادی با یک وقفه	۰/۵۱	۰/۱۸۹	۲/۷۴	۰/۰۱۰
C	-۲/۵۱	۹/۸۵۱	-۰/۲۵۴	۰/۸۱

R-Squared=۰/۹۶۵, R-Bar-Squared=۰/۹۵۸, F-Stat=۱۳۰ [۰/۰۰۰]
DW-Statistic = ۱/۹۶۲ Schwarz Bayesian Criterion -۶۸/۸۹۹

علامت مورد نظر می باشد و حاکی از آن است که شاخص فلاکت دو دوره قبل، تأثیر منفی بر سران سلامت بجا می گذارد. ضریب لگاریتم متغیر سرانه سلامت (HPCI) از لحاظ آماری معنی دار و نشان دهنده تأثیرپذیری شاخص سلامت می باشد. ضریب لگاریتم رشد اقتصادی (EG) از لحاظ آماری معنی دار و نشان دهنده این است که رشد اقتصادی دارای تأثیر مثبت بر شاخص سلامت می باشد. ضریب لگاریتم رشد اقتصادی (-1) (EG) از لحاظ آماری معنی دار و نشان دهنده این است که رشد اقتصادی در سال قبل دارای تأثیر مثبت بر شاخص سلامت سال بعد می گذارند. همانطور که از جدول (۴-۵) مشخص است، ضریب تعیین (۰/۹۶۵)

در جدول بالا HPCI، EG، MI، به ترتیب نشان دهنده لگاریتم سرانه سلامت، لگاریتم رشد اقتصادی، لگاریتم شاخص فلاکت می باشند. با توجه به نتایج حاصل از جدول ۴-۵، درمی یابیم که ضریب لگاریتم متغیر شاخص فلاکت (شاخص فلاکت با یک بار وقفه) (MI (-1)) دارای علامت منفی مورد نظر بوده و از لحاظ آماری نیز معنی دار می باشد. یعنی شاخص فلاکت در سال های قبل بر سرانه فلاکت سال های بعد تأثیر منفی و معنی داری بجا می گذارد. ضریب لگاریتم متغیر شاخص فلاکت (شاخص فلاکت با دو بار وقفه) (MI (-2)) از لحاظ آماری معنی دار ولی دارای

آزمون وجود رابطه بلندمدت
 نتایج حاصل از تخمین بلندمدت مدل در جدول (۶) ارائه شده است. در جدول زیر EG، MI و C به ترتیب نشان دهنده لگاریتم درآمد جهانی، لگاریتم نرخ ارز و عرض از مبدأ می باشند.

و آماره $F(130/25)$ ، نشان از قدرت توضیح دهنده بالایی مدل دارد و همچنین از آنجایی که ضریب تعیین و ضریب تعین تعدیل شده به یکدیگر خیلی نزدیک می باشند می توان نتیجه بگیریم که با مشکل ورود متغیر زائد در مدل برآوردی روبه رو نمی باشیم.

جدول ۶: نتایج تخمین بلندمدت مدل ARDL(2,0,1,0)

Variable	Coefficient	Standard Error	T-Ratio	P-Value
C عرض از مبدأ	-۷/۳۴	۳۰/۲۱۱	-۰/۲۴۳	[۰/۸۱]
EG لگاریتم متغیر رشد اقتصادی	۱/۰۱۵۲	۰/۲۱۹۱	۴/۶۳۴	[۰/۰۰۰]
MI لگاریتم شاخص فلاکت	-۰/۴۹۶	۰/۰۵	-۹/۵۰۹	[۰/۰۰۰]

تخمین الگوی تصحیح خطا
 آنچه در مدل تصحیح خطا، بیش از همه حائز اهمیت است، ضریب جمله تصحیح خطاست. که نشان دهنده سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل به سمت تعادل در بلندمدت می باشد. همان طور که در جدول (۷) ملاحظه می شود، این ضریب معنی دار و دارای علامت منفی است، بنابراین چون ضریب HPCI، بین صفر و منفی یک و معنی دار است، وجود رابطه هم جمعی (بلندمدت) بین متغیرها، از این روش تأیید می شود. همچنین با توجه به این که ضریب جمله تصحیح خطا برابر $(-۰/۷۲۴)$ برآورد شده است، به این نتیجه می رسیم که در هر دوره حدود ۷۲ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در متغیر وایسته، از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دوره بعد تعدیل شده و از بین می رود. به بیانی دیگر، اگر هر گونه شوک یا عدم تعادلی در سرانه سلامت کل ایجاد شود، کمتر از دو سال دوباره به تعادل بر خواهد گشت. بنابراین، حرکت به سمت تعادل نسبتاً خوب است.

با توجه به یافته های جدول (۶) می توان گفت که در بلندمدت، متغیرهای رشد اقتصادی و شاخص فلاکت از لحاظ آماری معنی دار و دارای تأثیر بر تابع سرانه سلامت دارند. در بلندمدت، یک درصد تغییر در رشد اقتصادی باعث افزایش ۱/۰۱ درصد در تابع نرخ سرانه سلامت ایران می شود. شاخص فلاکت ایران (۱/۰۱) حاکی از بااهمیت بودن شاخص فلاکت ایران در سطح بین المللی دارد. که نشان از بالا بودن میزان مؤلفه های شاخص های نرخ فلاکت شامل تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ بیکاری، نابرابری درآمدی دارد. کشش شاخص فلاکت نیز در بلندمدت رابطه غیرمستقیمی با میزان سطح شاخص سلامت دارد و به ازای ۱ درصد تغییر در میزان شاخص فلاکت، شاخص سلامت به میزان ۰/۴۹ درصد کاهش می یابد. بنابر نظریه های اقتصادی، کاهش ارزش پول کشور و افزایش نرخ تورم از طریق افزایش قیمت اجناس برحسب پول خارجی موجب کاهش شاخص سرانه سلامت می گردد. کاهش تولید ناخالص داخلی و افزایش نرخ تورم، نرخ بیکاری و نابرابری درآمدی واقعی به عنوان مهم ترین عامل تأثیرگذار بر سرانه سلامت می باشد که حاکی از اهمیت فوق العاده نظام تولید و ارز و تورم در هر کشور در جهت رشد و برقراری ثبات اقتصادی و سلامت است.

جدول ۷: نتایج الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	ضریب T	P-Value
HPCI (-1)	-۰/۷۲۴	۰/۲۰۸	-۵/۳۹	۰/۰۰۰

بیکاری، نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی قدر مطلق آماره ADF محاسباتی از قدر مطلق ADF جدول در سطح ۵ درصد کوچک تر می باشد. در نتیجه متغیرهای یاد شده در سطح، با عرض

نتیجه گیری

نتایج نشان داد که در متغیرهای شاخص سرانه سلامت، شاخص فلاکت، تولید یا درآمد ناخالص داخلی سرانه، نرخ تورم، نرخ

مطالعات لموسوماکوش (۱۳۹۵) با عنوان تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر شاخص فلاکت ایران، مطالعات مسکرپور امیری و مهدی‌زاده (۱۳۹۸) با عنوان تحلیل روند متغیرهای اصلی اقتصاد کلان ایران و تأثیر آن بر شاخص‌های سلامت که بیان کردند درآمد سرانه، نابرابری درآمد، و نرخ بیکاری، تأثیر آماری معناداری بر شاخص‌های امید به زندگی و مرگ‌ومیر دارد و از بین متغیرهای کلان اقتصادی، تأثیر نابرابری درآمدی بیشتر و طولانی‌مدت‌تر از سایر متغیرها بود و بر همین اساس دولت می‌تواند با اتخاذ سیاست‌های باز توزیع درآمد، از طریق کاهش نابرابری درآمدی آثار سوء نوسانات اقتصادی را بر سطح سلامت جامعه کنترل کند. اتخاذ سیاست‌های مناسب جهت کاهش نرخ بیکاری و تورم، می‌تواند به ارتقای امید به زندگی در کشور کمک کند، همخوانی دارد و همچنین نتایج مطالعات وانگ^۱ و همکاران (۲۰۱۹) با عنوان ساختار مالی، نرخ فلاکت و رشد اقتصادی: تجربیات سری زمانی از پاکستان نیز با نتایج مطالعه حاضر همخوانی دارد.

در کل با توجه به نتایج به‌دست‌آمده و همچنین با توجه به ماهیت متغیرهای تحقیق قابل‌ذکر است که رشد اقتصادی بر شاخص سلامت، اثر مثبت و معنی‌داری دارد، در واقع با افزایش رشد اقتصادی، مشارکت نیروی کار در بخش‌های مختلف افزایش می‌یابد. با توجه به تخمین مدل به‌طور مشخص پیشنهاد می‌گردد دولت به‌عنوان بزرگ‌ترین نهاد اقتصادی فعال با جهت دادن به هزینه‌های بهداشتی که نوعی سرمایه‌گذاری بر روی منابع انسانی به شمار می‌رود، زمینه را برای افزایش مشارکت اقتصادی و تسریع فرایند رشد اقتصادی فراهم نماید. همچنین دولت می‌تواند با شفاف‌سازی محیط اقتصادی زمینه‌ی فعالیت بخش خصوصی در بخش بهداشت و سلامت را فراهم نماید. تسهیل فرایند سرمایه‌گذاری در بخش بهداشت، به رشد این بخش و پیرو آن افزایش رشد اقتصادی کمک مؤثری خواهد کرد. همچنین اینکه در ارتباط با بحث شاخص فلاکت نیز قابل‌ذکر است که افزایش در نقدینگی سبب افزایش در شاخص فلاکت می‌شود که دلیل آن چاپ پول بدون پشتوانه‌ات که به دلیل نبود زیرساخت‌های مناسب و ظرفیت تولیدی در کشور افزایش در شاخص فلاکت را به همراه دارد. همچنین مخارج دولت اثر مثبت و معنادار بر شاخص فلاکت دارد به این نحو که افزایش در مخارج دولت سبب افزایش در شاخص

از مبدأ و یا با عرض از مبدأ و روند غیرساکن هستند. اما شاخص فلاکت، تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری و نابرابری درآمدی در سطح و با عرض از مبدأ و روند ساکن می‌باشند. در ادامه مشاهده می‌شود، در تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند قدر مطلق آماره ADF محاسباتی از قدر مطلق ADF جدول در سطح ۵ درصد بزرگ‌تر است و در نتیجه فرضیه صفر یعنی وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند رد می‌شود و متغیرها در تفاضل مرتبه اول ساکن هستند. نتیجه نهایی آزمون ساکن پذیری نشان می‌دهد که متغیرهای شاخص فلاکت، تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری و نابرابری درآمدی در سطح ساکن بوده و سایر متغیرها تفاضل مرتبه اول ساکن دارند. در ادامه با توجه به اینکه معیار شوارتز-بیزین در وقفه ۲ (۶۸/۸۹۹) به‌دست‌آمده است که نسبت به معیار شوارتز-بیزین در وقفه یک (۶۳/۰۷) و وقفه سه (۶۴/۷۱) بیشتر می‌باشد، لذا حداکثر وقفه بهینه، دو در نظر گرفته شده است. در ارتباط با فرضیه با توجه به نتایج درمی‌یابیم که ضریب لگاریتم متغیر شاخص فلاکت (شاخص فلاکت با یک بار وقفه) $(MI(-1))$ دارای علامت منفی مورد نظر بوده و از لحاظ آماری نیز معنی‌داری باشد. یعنی شاخص فلاکت در سال‌های قبل بر سرانه فلاکت سال‌های بعد تأثیر منفی و معنی‌داری بجا می‌گذارد. ضریب لگاریتم متغیر شاخص فلاکت (شاخص فلاکت با دو بار وقفه) $(MI(-2))$ از لحاظ آماری معنی‌داری دارد و علامت مورد نظر می‌باشد و حاکی از آن است که شاخص فلاکت دو دوره قبل، تأثیر منفی بر سران سلامت بجا می‌گذارد. ضریب لگاریتم متغیر سرانه سلامت (HPCI) از لحاظ آماری معنی‌دار و نشان‌دهنده تأثیرپذیری شاخص سلامت می‌باشد.

نتایج به‌دست‌آمده با نتایج مطالعات مرادی و همکاران (۱۴۰۰) که به بررسی تأثیر شاخص فلاکت و کنترل فساد بر نابرابری درآمد با رویکرد کوانتایل پرداختند بیان کنند که متغیرهای کنترل فساد، شاخص آزادی و نرخ ارز مؤثر اثر مثبت بر نابرابری درآمد داشت در حالی که شاخص فلاکت در کوانتایل‌های ابتدایی اثر مثبت و در سایر کوانتایل‌ها اثر منفی بر نابرابری درآمد داشت. همچنین با استفاده از برآورد روش بوت‌استرپ، نتایج برآورد رگرسیون کوانتایل تأیید شده. همچنین نتایج

منابع

راغفر، حسین، زرگری، نیلوفر، سنگری مهذب، کبری (۱۳۹۲). اندازه گیری نابرابری در هزینه‌های سلامت در ایران. مجله پژوهشی حکیم، ۱۶(۲): ۹۷-۸۹.

فتاحی، مریم، عصارى، عباس، صادقی، حسین، اصغرپور، حسین (۱۳۹۲). تأثیر آلودگی هوا بر هزینه‌های عمومی سلامت: مقایسه تطبیقی کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته. فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، (۱۱): ۱۳۱-۱۱۱.

لمسوسماکوش، مهدیه (۱۳۹۸). تأثیر سیاست‌های ولی و مالی بر شاخص فلاکت در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا.

محمودی، بهزاد (۱۳۸۸). شاخص فلاکت در ایران، گروه پژوهشی اقتصاد، کمیته علمی شاخص‌سازی و آینده‌پژوهی، گزارش پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۵۳

مرادی، فاطمه، جعفری، محمد، فتاحی، شهرام. (۱۴۰۰). تأثیر شاخص فلاکت و کنترل فساد بر نابرابری درآمدی با رویکرد کوانتایل. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۰(۴۰): ۲۴۱-۲۷۹.

مسکریور امیری محمد، مهدی زاده پریسا، (۱۳۹۸). تحلیل روند متغیرهای اصلی اقتصاد کلان ایران و تأثیر آن بر شاخص های سلامت. بیمه سلامت ایران، ۲(۴): ۲۰۶-۲۱۵. والاس، پل (۱۳۹۳). بررسی تأمین مالی مراقبت‌های سلامت (ترجمه: حسن زاده، علی، فخریم عزیززاده، سعید). فصلنامه تأمین اجتماعی، ۱۶(۱۹): ۱۴۸-۱۱۱.

Abbas, F. & Hiemenz, U. (2018). Determinants of public health expenditures in Pakista. ZEF- Discussion Papers on Development Policy, 158: 30-48.

Beja, E. (2020). Measuring economic ill-being: Evidence for the Philippine misery index. Department of Economics, Ateneo de Manila University, Quezon City, Philippines 1108, Mpra Paper.

Bjork, Gordon J. (2019). The Way It Worked and Why It Won't: Structural Change and the Slowdown of U.S. Economic Growth. Westport, CT; London: Praeger. pp. 2, 67.

Chou, W. L. & Wang, Z. (2009). Regional inequality in china s health care expnditures. Health Economics, 18(2): 146-137.

فلاکت می‌شود که دلیل آن وابستگی دولت به درآمدهای نفتی است. همچنین برآورد مدل‌ها نشان داد که درآمد سرانه اثر منفی و معنادار بر شاخص فلاکت دارد به این نحو که افزایش در درآمد سرانه سبب کاهش در شاخص فلاکت می‌شود. افزایش شاخص جینی باعث افزایش شاخص فلاکت می‌شود. هرچه میزان ضریب جینی به صفر نزدیک‌تر شود میزان نابرابری کمتر می‌شود. در بررسی‌های انجام شده بیشترین اثر شاخص فلاکت را متغیر ضریب جینی داشته و بیشترین توضیح‌دهندگی خطای پیش‌بینی را بین می‌کند. همچنین دو متغیر دیگر درآمد سرانه و رشد اقتصادی نیز بر شاخص فلاکت مؤثر بوده و تأثیر تکانه‌های این متغیر را به مرور کم شده و تعدیل می‌گردد و نشان می‌دهد که مدل پایدار است.

اما به طور کلی قابل ذکر است که ساختاری در اقتصاد، به‌ویژه در ارتباط با سرمایه‌گذاری و تولید، از اهمیت خاصی برخوردار است. همچنین باید به ایجاد فضای مطلوب برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی توجه اکید داشت. توجه کافی به بازار سرمایه، اصلاح ساختار مالیاتی، رشد صادرات و رفع موانع توسعه آن، شفاف‌سازی قوانین و مقررات و ثبات آن‌ها، مقابله با ناکارآمدی‌های اداری، مقابله با انحصار و افزایش شرایط رقابت در اقتصاد از جمله پیش‌نیازهای ایجاد فضای مطلوب برای فعالیت بخش خصوصی هستند. موضوع قابل توجه دیگر در این زمینه استفاده بیشتر از عامل کار در مقایسه با عامل سرمایه فیزیکی است. در واقع با انتخاب فن‌آوری‌های مناسب کاربر در روستاها و شهرهای کوچک و تلاش در جهت بومی کردن و توسعه این فن‌آوری‌ها می‌توان فرصت‌های شغلی را در این مناطق افزایش داد.

- Wang, N., Haroon Shah, Muhammad. Kishwar, Ali., Shah, Abbas, Sami, Ullah, (2019), Financial Structure, Misery Index, and Economic Growth: Time Series Empirics from Pakistan, *Journal of Risk Financial Manag.* 2019, 12(2), 100
- Welsch, H. (2007). Macroeconomics and life satisfaction: Revisiting the Misery index. *Journal of Applied Economics*, 10(2): 237-251.
- Wu, P., Liu, Sh. & Pan, Sh. (2014). Does misery index matter for the persistence of health spending? Evidence from OECD countries. 118(2): 893-910.
- Di Tella, R., MacCulloch, R. J. & Oswald, A. (2001). Preferences over inflation and unemployment: Evidence from surveys of happiness. *American Economic Association*, 91(1): 335-341.
- Sen, B. & Rout, H. S. (2007). Determinants of household health expenditure: Case of urban Orissa. *Utkal Economic Paper*, 13(1): 17-23.
- Shiller, R. J. (2019). Why do people dislike inflation? In christana D. Romer & D. H. Romer, eds. *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*. Chicago: University of Chicago press: 1-15.



Technical Meta-Analysis of Poverty Rate and Economic Growth on Health Expenditure Per Capita in Low and Middle Income Groups in Iran

Arash Khomi¹, Fatemeh Zadi^{2*}, Mohammad Khazri³, Bijan Safavi⁴

1. Ph.D. Student of Islamic Economic Sciences, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
arashkhomi@gmail.com
2. Department of Economics, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
corresponding author: f_zandi@azad.ac.ir
3. Department of Economics, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran:
khezri380@gmail.com
4. Department of Economics, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran:
bnsfconsultant@gmail.com

Abstract

The purpose of this article is to analyze the technical meta-analysis of poverty rates Misery index and economic growth on per capita health expenditures in low- and middle-income groups in Iran. The research method is ARDL methodology, which simultaneously estimates the long-term and short-term relationships between explanatory variables of the model. The results of the estimation of the model using the autocorrelation method with distributed lag (ARDL) showed that there was a long-term cointegration relationship between the variables of the model and it was found that the coefficient of the logarithm of economic growth (EG) is statistically significant and indicates that economic growth It has a positive effect on the health index, but the coefficient of the logarithm of the misery index variable (MI (-1)) has the desired negative sign and is statistically significant. That is, the misery index in the previous years has a negative and significant effect on the per capita misery of the following years. Also, the coefficient of the logarithm of the misery index variable (misery index with two breaks) ((MI (-2)) is statistically significant but has the intended sign and indicates that the misery index of the previous two periods has a negative effect on the health leaders. Therefore, it can be concluded that there is a long-term equilibrium relationship between the variables of the observed pattern. In the long term, the variables of economic growth and misery index are statistically significant and have an impact on the health function per capita.

Keywords: Poverty Rate, Economic Growth, Health Index, Iran