

Examining Factors Affecting on the Misery Index in Iran

Elham Vafaei*, Mohammad Rezvani**

Original Article	Receive Date: 2024 May 19	Accept Date: 2024 Jun 14	Page: 21-40
------------------	---------------------------	--------------------------	-------------

Abstract

The misery index is known as one of the measures of economic well-being, and misery increasing index in a country means the deterioration of the economic and social welfare of the people of that country. Therefore, the worsening of the misery index, in addition to the economic effects, can bring many cultural and social consequences, so the identification and evaluation of macroeconomic factors affecting this index should be considered by planners and policy makers. Therefore, the main goal of this research is to investigate the factors affecting the misery index during the period of spring 2011 to summer 2023. In the present study, the framework of Shrestha and Bhatta (2018) and Fomby (1998), which helps a lot in choosing appropriate methods, has been used to analyze time series data. The results show that some variables are stationary and others are Cointegration of the first order, and based on the framework of Shrestha and Bhatta (2018), the Autoregressive Distributed-Lag Model should be estimated. The model estimation results show the positive effect of the uncertainty index on the misery index in the long term. Also, the effect of the exchange rate variables in the free market and the participation rate on the poverty index is positive, and the labor productivity variable has a negative effect on the poverty index. The results of this study can be used in such a way that in addition to the necessity of controlling exchange rate fluctuations, attention to the correct announcement of applied policies and the timely release of economic information that leads to the reduction of economic policy uncertainty can help to reduce the misery index.

Keywords: Autoregressive Distributed-Lag Model, Misery Index, Uncertainty Index, Exchange Rate

JEL Classification: C32, E24, E31, F31.

* Assistant Professor, The Center for Development Research and Foresight, Tehran, Iran (Corresponding Author)

** Ph.D. Student, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Agricultural Development, College of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran

مطالعه عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت در ایران

الهام وفائی*، محمد رضوانی**

نوع مقاله: پژوهشی	تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۳۰	تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۲۵	شماره صفحه: ۴۰-۲۱
-------------------	--------------------------	-------------------------	-------------------

چکیده

شاخص فلاکت به عنوان یکی از معیارهای رفاه اقتصادی شناخته شده و افزایش شاخص فلاکت در یک کشور به معنای بدتر شدن رفاه اقتصادی و اجتماعی مردم آن کشور است. از این رو، بدتر شدن شاخص فلاکت، علاوه بر تأثیرات اقتصادی می تواند پیامدهای فرهنگی و اجتماعی بسیاری را به همراه داشته باشد، لذا شناسایی و ارزیابی عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر این شاخص باید مدنظر برنامه ریزان و سیاست گذاران قرار گیرد. از این رو، هدف اصلی این پژوهش بررسی عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت طی دوره زمانی بهار ۱۳۹۱ تا تابستان ۱۴۰۲ است. در مطالعه حاضر از چارچوب شرستا و باتا (۲۰۱۸) و فمبای (۱۹۹۸) که کمک زیادی به انتخاب روش های مناسب می کند، برای تجزیه و تحلیل داده های سری زمانی استفاده شده است. نتایج نشان می دهد که برخی از متغیرهای ایستا و برخی دیگر هم انباشته از مرتبه اول هستند و بر اساس چارچوب شرستا و باتا (۲۰۱۸) باید الگو خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی برآورد شود. نتایج برآورد الگو نشان دهنده تأثیر مثبت شاخص عدم قطعیت بر شاخص فلاکت در بلندمدت است. همچنین اثر متغیرهای نرخ ارز در بازار آزاد و نرخ مشارکت بر شاخص فلاکت مثبت است و متغیر بهره وری نیروی کار هم اثر منفی بر شاخص فلاکت دارد. نتایج این مطالعه بدین گونه می تواند مورد استفاده قرار گیرد که علاوه بر ضرورت کنترل نوسانات نرخ ارز، اهتمام به اعلام صحیح سیاست های اعمالی و انتشار به هنگام اطلاعات اقتصادی که منجر به کاهش عدم قطعیت سیاست های اقتصادی گردد، می تواند به کاهش شاخص فلاکت کمک نماید.

واژه های کلیدی: الگوی خودرگرسیونی برداری با وقفه توزیعی، شاخص فلاکت، شاخص عدم قطعیت، نرخ ارز

طبقه بندی JEL: C32, E24, E31, F31.

* استادیار، مرکز پژوهش های توسعه و آینده نگری، تهران، ایران (نویسنده مسئول)

** دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، کرج، ایران

۱- مقدمه

با توجه به اهمیت نرخ بیکاری و تورم در نشان دادن وضعیت یک اقتصاد، شاخص فلاکت توسط اوکان^۱ (۱۹۷۰) معرفی و توسط بارو^۲ (۱۹۹۹) توسعه یافته است. روش محاسبه شاخص اوکان (۱۹۷۰) ساده و مبتنی بر حاصل جمع دو شاخص بیکاری و نرخ تورم است. امروزه معادله بارو (۱۹۹۹) که در آن تولید ناخالص داخلی و نرخ سود بانکی هم در کنار نرخ بیکاری و تورم در نظر گرفته شده‌اند به عنوان شاخص فلاکت استفاده می‌شود. شاخص فلاکت به طور گسترده‌ای برای اندازه‌گیری و ارزیابی عملکرد کلان اقتصادی کشورها و رضایت از زندگی افراد استفاده می‌شود (Yöyen, 2018: 174-175). به عبارت دیگر این شاخص به عنوان یکی از معیارهای رفاه اقتصادی شناخته می‌شود و افزایش شاخص فلاکت در یک کشور به معنای بدتر شدن رفاه اقتصادی و اجتماعی مردم آن کشور است. لذا شناسایی و ارزیابی عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر این شاخص باید مدنظر برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران قرار گیرد.

در این راستا، عوامل متعددی نظیر نرخ ارز در بازار آزاد، شاخص عدم قطعیت جهانی، نرخ مشارکت و بهره‌وری نیروی کار می‌توانند بر شاخص فلاکت مؤثر باشند. نرخ ارز در بازار آزاد می‌تواند از طریق افزایش تورم و کاهش نرخ بیکاری بر شاخص فلاکت مؤثر باشد. افزایش نرخ ارز سبب کاهش ارزش پول ملی و در نتیجه تورم می‌شود. همچنین، عدم قطعیت می‌تواند بر تصمیمات فعالان اقتصادی اعم از خانوار، بنگاه، نهادهای مالی یا دولت تأثیر بگذارد و موجب انحراف تصمیمات شود (Bilgili et al. 2022: 54)؛ بنابراین عدم قطعیت می‌تواند به عنوان یک متغیر برای ارزیابی چشم‌انداز کلی اقتصاد تعریف شود. در چند دهه گذشته، عدم قطعیت‌های مانند بحران مالی جهانی، درگیری‌های تجاری و همه‌گیری کووید-۱۹ جهان را تحت تأثیر قرار داده است. علاوه بر عدم قطعیت‌های مذکور، اقتصاد ایران تحت تأثیر مسائلی از جمله تحریم‌های چندجانبه و بحران‌های سیاسی و نظامی در منطقه خاورمیانه، قرار دارد که تمام موارد مذکور می‌توانند متغیرهای کلان اقتصادی از جمله شاخص فلاکت را تحت تأثیر قرار دهند. نرخ مشارکت و بهره‌وری نیروی کار نیز می‌توانند از طریق افزایش تولید و کاهش نرخ بیکاری بر روی شاخص فلاکت اثرگذار باشند.

در حالت کلی با انعکاس اطلاعات در مورد سلامت عمومی یک اقتصاد، نرخ بیکاری، تورم و رشد تولید ناخالص داخلی همواره به عنوان یک موضوع مهم توسط فعالان بازار، سیاست‌گذاران و محققان مورد توجه قرار گرفته است؛ بنابراین با توجه به اهمیت موضوع، هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت طی دوره زمانی بهار ۱۳۹۱ تا تابستان ۱۴۰۲ با استفاده از چارچوب شرستا و باتا (۲۰۱۸) و فمبای (۱۹۹۸) است.

به منظور دستیابی به این هدف، سازمان‌دهی پژوهش حاضر به شرح زیر است:

ابتدا ادبیات پژوهش بیان و سازوکار تأثیر متغیرهای اقتصادی بر شاخص فلاکت تبیین و تشریح شده است. همچنین، پیشینه پژوهش‌های تجربی مرور و جنبه نوآوری آن بیان شده است. پس از آن، مدل پژوهش معرفی و توضیح‌های لازم

1. Okun
2. Barro

پیرامون روش برآورد مدل ارائه شده است. سپس، مدل پژوهش برآورد و نتایج برآوردی تفسیر شده است. درنهایت پیشنهادهای سیاستی ارائه شده است.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱- مبانی نظری تحقیق

تغییرات نرخ رشد، نرخ بیکاری و تورم از شاخص‌های کلان اقتصادی برای سنجش عملکرد اقتصادی کشورها مورد استفاده قرار گرفته و با رویکردها و شاخص‌های مختلفی تحلیل و تفسیر می‌شوند. شاخص فلاکت که برای اولین بار توسط اوکان ارائه شد یکی از این شاخص‌ها است (Ergin Ünal, 2020: 46) و از مجموع نرخ بیکاری و نرخ تورم به دست می‌آید. به طور کلی، این شاخص به طور گسترده‌ای برای کمی کردن رفاه مالی یک جمعیت استفاده می‌شود و فرض بر این است که نرخ بیکاری و تورم بالاتر، هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی را برای یک کشور ایجاد می‌کنند (Wu et al, 2014: 894). شاخص فلاکت پایین نشان دهنده عملکرد اقتصادی بهتر است، درحالی‌که شاخص بالاتر نشان دهنده عملکرد اقتصادی ضعیف است (Al and Baday Yildiz, 2019: 304; Yilmaz and Özmen Yilmaz, 2018: 72) و هر چه مقدار شاخص بالاتر باشد، بدبختی بیشتری توسط شهروندان احساس می‌شود. شاخص فلاکت اوکان با انتقاداتی مواجه شده که بیشتر انتقادات به دلیل سادگی آن است، زیرا این شاخص برای مشکلات اجتماعی- اقتصادی مؤثر بر جامعه، بیش از حد ساده سازی شده است (López, 2022: 2) و تنها دو جنبه از عملکرد اقتصادی یک کشور را در نظر می‌گیرد و وزن یکسانی را به نرخ بیکاری و تورم می‌دهد (Cohen, 2014: 3). برخی معتقدند که شاخص کافی برای عملکرد اقتصادی نیست، زیرا شامل داده‌های رشد اقتصادی نمی‌شود. بارو (۱۹۹۹) با اضافه کردن نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره به شاخص اوکان شاخص فلاکت خود را معرفی کرد.

$$(۱) \text{ رشد اقتصادی حقیقی} + \text{نرخ بهره اسمی} + \text{نرخ بیکاری} + \text{نرخ تورم} = \text{شاخص فلاکت بارو}$$

برای بررسی عوامل کلان اقتصادی منتخب بر شاخص فلاکت ضروری است که متغیرهای مؤثر بر سمت تقاضا و عرضه کل اقتصاد مورد بررسی قرار می‌گیرد. متغیرهای سمت تقاضا به متغیرهایی گفته می‌شود که تقاضا برای کالاها و خدمات را تعیین می‌کنند و به تبع آن، تأثیر بسیاری بر اقتصاد و شاخص فلاکت دارند. متغیرهای سمت عرضه کل اقتصاد تأثیر بسزایی در رشد و توسعه اقتصادی کشورها دارند. برای بررسی عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت، نه تنها متغیرهای سمت تقاضا بلکه متغیرهای سمت عرضه را نیز باید بررسی کرد تا اگر عواملی که رشد و توسعه اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند، به درستی مدیریت نشوند، می‌تواند منجر به کاهش روند رشد اقتصادی، افزایش بیکاری و کاهش درآمد شود که همگی بر شاخص فلاکت تأثیر می‌گذارند. بر این اساس، متغیرهای مورد بررسی، با افزایش یا کاهش تقاضا برای کالا و خدمات و یا با افزایش یا کاهش تعداد کالا و خدمات موجود در بازار، باعث تغییر سطح قیمت‌ها و سطح تولید در اقتصاد خواهند شد.

در این راستا، یکی از متغیرهای اثرگذار بر شاخص فلاکت، نرخ ارز بازار آزاد است. افزایش نرخ ارز منجر به کاهش ارزش پول ملی و در نتیجه ارزان شدن کالاهای داخلی برای خریداران خارجی شده و موجب افزایش صادرات، تقاضای کل و سطح قیمت‌ها می‌شود. با توجه به ثابت ماندن دستمزدهای اسمی در کوتاه‌مدت، دستمزد حقیقی در کوتاه‌مدت کاهش، و تولید افزایش می‌یابد. افزایش تولید و کاهش دستمزد حقیقی منجر به افزایش تقاضا برای نیروی کار می‌شود (شعبان‌زاده خوشودی و همکاران، ۱۴۰۱: ۱۳۴). با گذشت زمان که دستمزدها تعدیل شوند و به سطح اولیه خود برسند با افزایش هزینه تولید، سطح قیمت‌ها افزایش و در نتیجه تولید کاهش می‌یابد؛ بنابراین کاهش ارزش پول ملی، موجب افزایش دائمی در سطح قیمت‌ها و افزایش موقتی در تولید می‌شود (Mun Heng, 1999: 100-105).

از دیگر متغیرهای اثرگذار بر شاخص فلاکت، شاخص عدم قطعیت است. در این زمینه، روسی و همکاران^۱ (۲۰۱۶) بیان می‌کنند که دو نوع عدم قطعیت در ادبیات وجود دارد که یکی از آن‌ها به ریسک اشاره می‌کند که در آن می‌توان نتیجه رویداد یا اقدام را با یک احتمال عددی مشخص کرد. در نوع دوم عدم قطعیت نمی‌توان ضریب احتمال برای یک پیشنهاد در نظر گرفت.

عدم قطعیت در واقع، عدم توانایی ما در تشخیص پیامدهای اقتصادی، سیاسی و اجتماعی یا تعیین احتمال پیامدهای یک رخداد را نشان می‌دهد. عدم قطعیت ممکن است فعالیت‌های اقتصادی و اشتغال را تحت تأثیر قرار دهد. برنانکی^۲ (۱۹۸۳) اولین کسی بود که موقعیتی را به تصویر کشید که در آن بنگاه‌ها هر نوع تصمیم‌گیری برگشت‌ناپذیر - از جمله استخدام و اخراج نیروی کار - را به تعویق می‌اندازند. در چنین شرایطی، مدیران سازوکار انتظار و دید^۳ را فعال می‌کنند (Bachman and Bayer, 2013: 704)، سعی می‌کنند هر نوع اطلاعات اضافی را جمع‌آوری کنند که ممکن است عدم قطعیت را کاهش دهد. عدم قطعیت با اثرگذاری بر تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری، بر تورم اثر خواهد گذاشت. به عبارت دیگر، عدم قطعیت اقتصادی از یک طرف به واکنش تولیدکنندگان و سرمایه‌گذاران منجر می‌شود و از طرف دیگر مصرف مورد انتظار را تحت تأثیر قرار می‌دهد که در نهایت بر تورم اثرگذار خواهد بود البته نوع اثرگذاری عدم قطعیت بر تورم در اقتصادهای مختلف متفاوت است (لعل خضری و آشنا، ۱۴۰۲: ۱۵۳).

در این راستا، نرخ مشارکت و بهره‌وری نیروی کار نیز می‌تواند از کانال‌های افزایش تولید و کاهش نرخ بیکاری شاخص فلاکت را تحت تأثیر قرار دهد. با افزایش بهره‌وری نیروی کار و افزایش سود تولیدکنندگان، سرمایه‌گذاری بیشتری در زمینه گسترش تولید به شیوه کاربری صورت می‌گیرد و این امر موجب تولید و رشد سرمایه‌گذاری از یک سو و رشد تقاضا برای استخدام نیروی کار می‌شود که در نهایت منجر به کاهش نرخ بیکاری می‌شود.

۲-۲- پیشینه تحقیق

در خصوص شناسایی و ارزیابی عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت، مطالعات اندکی صورت گرفته است که در ادامه به برخی از مطالعات اشاره شده است.

-
1. Rossi et al.
 2. Bernanke
 3. Wait and See Mechanism

۲-۲-۱- مطالعات خارجی

آودی و علی^۱ (۲۰۲۳) به بررسی نقش سیاست عمومی در تعیین سطح فلاکت اقتصادی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه در بازه زمانی ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۹ پرداختند. نتایج نشان می دهد که در کشورهای در حال توسعه سطح سرمایه گذاری داخلی و درآمدهای دولت، منجر به کاهش سطح شاخص فلاکت می شود، در صورتی که در کشورهای توسعه یافته سطح جمعیت، بدهی های خارجی و توسعه اقتصادی، شاخص فلاکت را کاهش می دهند؛ بنابراین، نتیجه گیری می شود که سیاست عمومی نقش مهمی در تعیین فلاکت اقتصادی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه دارد.

چیوما چیدینما^۲ (۲۰۲۳) به بررسی تأثیر سیاست پولی بر شاخص فلاکت در نیجریه برای دوره زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۹ و با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی پرداخته است. نتایج نشان داد که نرخ سیاست پولی و نرخ ارز با شاخص فلاکت در نیجریه در طول دوره مورد مطالعه رابطه معناداری دارند. با این حال، بین عرضه گسترده پول و شاخص فلاکت در نیجریه در طول دوره مطالعه رابطه معناداری وجود ندارد.

در مطالعه ای دیگر، لوپز^۳ (۲۰۲۲) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری به تحلیل رابطه بین خروج گردشگران از مکزیک و شاخص فلاکت پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که افزایش شاخص فلاکت بر تعداد گردشگران خروجی تأثیر منفی دارد ولی اثر معنی داری از خروج گردشگران بر شاخص فلاکت وجود ندارد. نتایج همچنین نشان می دهد که کاهش ارزش پول ملی تأثیر مثبتی بر شاخص فلاکت دارد.

از آنجاکه در خصوص شناسایی و ارزیابی عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت مطالعات جامعی انجام نشده، از این رو، به برخی مطالعات مختلف صورت گرفته در حوزه بررسی عوامل مؤثر بر بیکاری، تورم و رشد اقتصادی به عنوان عوامل مهم شاخص فلاکت اشاره می شود.

در خصوص ارزیابی عوامل مؤثر بر تورم می توان به پژوهش های دریت ساکی^۴ (۲۰۱۶) و بلیجیلی و همکاران^۵ (۲۰۲۲)، در زمینه ارزیابی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی می توان به پژوهش های کنگ و همکاران^۶ (۲۰۲۰) و لیو و گائو^۷ (۲۰۲۲) و در زمینه ارزیابی عوامل مؤثر بر بیکاری می توان به پژوهش کایانو و همکاران^۸ (۲۰۱۴) اشاره کرد.

۲-۲-۲- مطالعات داخلی

اشرف گنجوی و ایران منش (۱۴۰۲) اثر تحریم های اقتصادی سازمان ملل و آمریکا بر شاخص فلاکت ۴۱ کشور تحریم شده طی سال های ۱۹۹۱-۲۰۲۰ را با استفاده از داده های ترکیبی نامتوازن و با استفاده از روش حداقل مربعات

1. Audi and Ali
2. Chioma Chidinma
3. López
4. Dritsaki
5. Biligili et al.
6. Kang et al.
7. Lio & Gao
8. Caggiano et al.

تعمیم یافته^۱ بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که تحریم‌ها بر شاخص فلاکت تأثیر قابل توجهی دارند. بررسی پیشینه‌ی تحقیق نشان می‌دهد که در هیچ یک از مطالعات صورت گرفته، نحوه اثرگذاری شاخص عدم قطعیت بر شاخص فلاکت مورد بررسی قرار نگرفته است.

در مطالعه‌ای دیگر، قربانی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت در استان‌های مختلف کشور به روش پانل گشتاورهای تعمیم یافته و در بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۷ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای تراز تجاری، تولید ناخالص داخلی و تحریم‌های اقتصادی تأثیر مثبت و متغیر مالیات تأثیر منفی بر شاخص فلاکت دارند.

کریمی و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته و داده‌های ترکیبی نامتوازن اثر تحریم‌های سازمان ملل و ایالات متحده آمریکا بر شاخص فلاکت ۴۱ کشور تحریم شده طی سال‌های ۱۹۹۱-۲۰۱۸ را بررسی کردند. نتایج حاصل از این تحقیق حاکی از آن است که تحریم‌های سازمان ملل و ایالات متحده آمریکا تأثیر قابل توجهی بر شاخص فلاکت دارند.

شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۹) با رویکرد داده‌های تابلویی و روش گشتاورهای تعمیم یافته^۲ به بررسی تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش بنیان بر شاخص فلاکت در دو گروه از کشورهای منتخب واقع در سطح توسعه ماقبل نوآور محوری و نوآور محور در دوره ۲۰۰۸-۲۰۱۸ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد کلیه مؤلفه‌های اقتصاد دانش بنیان شامل مشوق‌های اقتصادی و رژیم نهادی، سیستم ابداع و نوآوری، آموزش و توسعه منابع انسانی و زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات با ضرایب متفاوت و در سطح اطمینان مختلف بر فلاکت اقتصادی در هر دو گروه از کشورهای منتخب اثر منفی و معناداری دارند.

در مطالعه‌ای دیگر، غفاری فرد و همکاران (۱۳۹۹) به تبیین رابطه بلندمدت بین شاخص فلاکت و رشد اقتصادی استان‌های ایران در بازه زمانی ۱۳۹-۱۳۹۷ با استفاده از روش خودرگرسیون پانلی، آزمون علیت گرنجر و روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده پانلی پرداختند. نتایج تبیین کننده تأثیر منفی و معنی دار بلندمدت شاخص فلاکت بر رشد اقتصادی است.

همچنین در خصوص ارزیابی عوامل مؤثر بر تورم، بیکاری و رشد اقتصادی در ایران می‌توان به پژوهش‌های جهانگرد و دانشمند (۱۳۹۸)، لعل خضری و همکاران (۱۴۰۱) و حسن نژاد کشکی و همکاران (۱۴۰۲) اشاره کرد.

در بین مطالعات صورت گرفته در خصوص شناسایی و ارزیابی عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت، مطالعه جامعی که تأثیر عدم قطعیت، بهره‌وری نیروی کار و نرخ ارز بر شاخص فلاکت را مورد بررسی قرار دهد، صورت نگرفته است. اگرچه در برخی از مطالعات تأثیر این متغیرها بر تورم، بیکاری و رشد اقتصادی از عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت، مورد بررسی قرار گرفته است؛ بنابراین در پژوهش حاضر، عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت با تأکید بر عدم قطعیت جهانی مورد مطالعه قرار گرفته، تا شواهدی دال بر اثر شاخص عدم قطعیت بر شاخص فلاکت فراهم آید.

1. Generalized Least Squares

2. Generalized of Method of Moments

۳- روش‌شناسی تحقیق

با توجه به اینکه مطالعه جامعی در خصوص ارزیابی عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت صورت نگرفته و بر اساس مطالعاتی نظیر بیلجیلی و همکاران (۲۰۲۲)، کنگ و همکاران (۲۰۲۰) دریت ساکی و همکاران (۲۰۱۶) و کاگیانو و همکاران (۲۰۱۵) که به بررسی عوامل مؤثر بر تورم، بیکاری و رشد اقتصادی به عنوان شاخص‌های اصلی محاسبه شاخص فلاکت پرداخته‌اند، نرخ ارز در بازار آزاد، شاخص عدم قطعیت جهانی برای ایران، بهره‌وری و نرخ مشارکت نیروی کار به عنوان متغیرهای مؤثر بر شاخص فلاکت انتخاب شدند. از این رو، الگوهای تجربی برای شاخص فلاکت به صورت رابطه (۲) تصریح شده است:

$$mi_t = \alpha_1 + \beta_1 exc_t + \beta_2 wui_t + \beta_3 eff_t + \beta_4 lpr_t + \epsilon_t \quad (2)$$

که در رابطه (۱)، mi شاخص فلاکت، exc نرخ ارز در بازار آزاد، wui شاخص عدم قطعیت جهانی برای ایران، eff بهره‌وری نیروی کار و lpr نرخ مشارکت نیروی کار است. در این مطالعه برای محاسبه شاخص فلاکت، داده‌های نرخ تورم، نرخ بیکاری و رشد اقتصادی از وبسایت مرکز آمار ایران و نرخ سود بانکی (نرخ بهره) از وبسایت بانک مرکزی و برای محاسبه بهره‌وری نیروی کار داده‌های ارزش افزوده و جمعیت شاغل از وبسایت مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. همچنین آمار مربوط به نرخ ارز در بازار آزاد از وبسایت دفتر آینده‌پژوهی، مدل‌سازی و مدیریت اطلاعات اقتصادی^۱ معاونت امور اقتصادی، نرخ مشارکت از وبسایت مرکز آمار ایران و شاخص عدم قطعیت جهانی^۲ برای ایران (wui) از وبسایت عدم قطعیت جهانی^۳ طی دوره زمانی بهار ۱۳۹۱ تا تابستان ۱۴۰۲ (۲۰۱۲:۲ - ۲۰۲۳:۳) جمع‌آوری شدند. بر اساس مبانی نظری تئوریک و مطالعات تجربی انتظار بر این است که شاخص عدم قطعیت و نرخ ارز تأثیر مثبت و بهره‌وری نیروی کار اثر منفی بر شاخص فلاکت داشته باشد. نرخ مشارکت نیروی کار نیز از کانال تولید می‌تواند اثر منفی بر شاخص فلاکت داشته باشد ولی از کانال افزایش مصرف و در نتیجه تورم، تأثیر مثبت بر شاخص فلاکت داشته باشد.

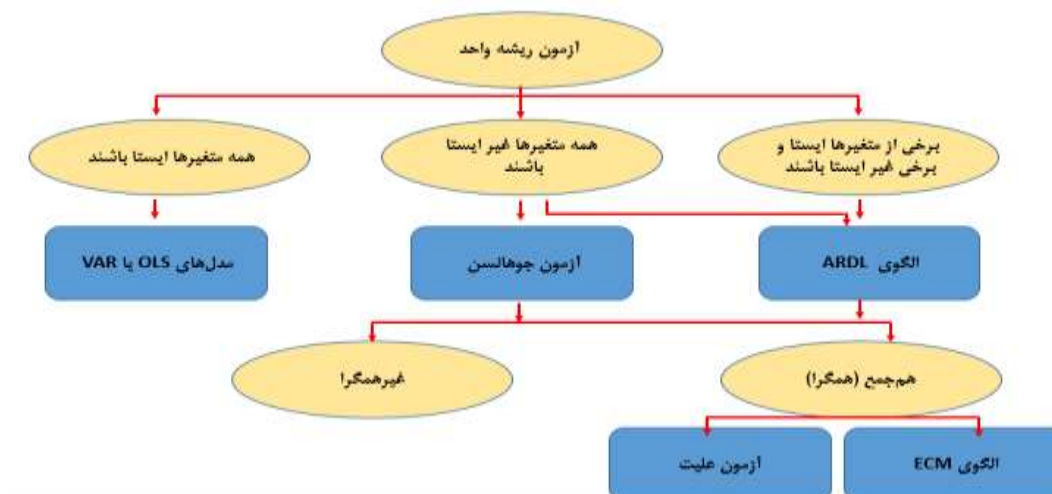
اقتصاددانان هنگام کار با داده‌های سری زمانی با مشکل انتخاب روش مواجه می‌شوند. در مطالعه حاضر از چارچوب شرستا و باتا (۲۰۱۸) که کمک زیادی به انتخاب روش‌های مناسب می‌کند، برای تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود. استفاده از روش‌شناسی مناسب برای داده‌های سری زمانی مهم‌ترین بخش تحلیل سری‌های زمانی است، زیرا استفاده از روش اشتباه تخمین‌های غیرقابل اعتمادی را ارائه می‌دهد. در ادامه یک چارچوب روش‌شناسی کلی برای تحلیل سری‌های زمانی مطابق شکل (۱) ارائه می‌شود.

1. <https://databank.mefa.ir/>

۲. شاخص عدم قطعیت جهانی^۲ در سال ۲۰۱۸ توسط آهیر^۲، بلوم^۲ و فورچری^۲ در پژوهشی با حمایت صندوق بین‌المللی پول ارائه شده است. این سه تن شاخص عدم قطعیت جهانی را که یک شاخص کلان اقتصادی سیاسی است برای ۱۴۳ کشور از سال ۱۹۹۶ به بعد و برای ۳۴ کشور با اقتصاد پیشرفته یا دارای بازار بزرگ در حال ظهور از سال ۱۹۵۵ به بعد محاسبه کردند. روش آنها نیز شمارش تعداد کلمات Uncertainty یا واژه‌های مشابه و هم‌خانواده با آن در گزارش‌های سه ماهه واحد اطلاع‌رسانی اکونومیست بود (روشن، ۱۳۹۹: ۲۷). شاخص عدم قطعیت جهانی هر سه ماه یک بار به روزرسانی می‌شود. این شاخص، عددی بین صفر و یک بوده و عدد بزرگتر به معنای عدم قطعیت بیشتر و عدد کوچکتر به معنای عدم قطعیت کمتر است.

3. <https://worlduncertaintyindex.com>

اولین گام برای شروع تجزیه و تحلیل سری های زمانی، انجام آزمون ریشه واحد^۱ است. اگر نتایج آزمون ریشه واحد نشان دهد که همه متغیرهای مورد تجزیه و تحلیل ایستا هستند، می توان از روش حداقل مربعات معمولی^۲ برای تعیین رابطه بین متغیرهای داده شده استفاده کرد. متغیرهای غیرایستا را می توان با گرفتن تفاضل اول^۳ ایستا کرد. به طور مشابه، داده های غیر ایستا با روند بلندمدت پایدار را می توان با قرار دادن متغیر زمان در رگرسیون یا با استخراج روندها و چرخه ها از سری زمانی با استفاده از تکنیک های فیلتر مانند هودریک پرسکات ایستا کرد. تفاضل گیری از سری های زمانی غیر ایستا و استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پس از ایستا کردن همه متغیرها ممکن است راهی آسان برای تحلیل رابطه به نظر برسد. با این حال، تفاضل نشان دهنده تغییر کوتاه مدت در سری زمانی است، اما اطلاعات بلندمدت را از دست می دهد. از این رو این روش برای تحلیل متغیرهای غیر ایستا پیشنهاد نمی شود (Shrestha & Bhatta, 2018).



شکل ۱. انتخاب الگوی مناسب برای داده های سری زمانی

منبع: شرستا و باتا (۲۰۱۸)

مدل خودرگرسیونی برداری^۴ امکان بازخورد یا علیت معکوس را در میان متغیرهای وابسته و مستقل با استفاده از مقادیر گذشته خود را فراهم می کند. الگوی VAR، به متغیر برون زان نیاز ندارد زیرا همه متغیرها را درون زان فرض می کند. الگوی VAR ساده برای دو متغیر X و Y با یک وقفه در زیر آورده شده است (Ibid):

$$Y_t = \delta_1 + \theta_{11}Y_{t-1} + \theta_{12}X_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

1. Unit Root Test
2. Ordinary Least Square
3. First Difference
4. Vector Autoregressive

$$X_t = \delta_2 + \theta_{21}Y_{t-1} + \theta_{22}X_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

که در روابط بالا ε_{1t} و ε_{2t} جملات اخلال هستند. انتخاب طول وقفه مناسب در الگوسازی VAR مهم است. تعداد بهینه وقفه‌ها را می‌توان با استفاده از معیارهای اطلاعات آکایک^۱، بیزین شوارتز^۲ و هنان کوین^۳ انتخاب کرد. استفاده از روش حداقل مربعات معمولی یا سایر روش‌های مشابه برای سری‌های زمانی غیر ایستا ممکن است نتایج ساختگی ایجاد کند. به عبارت دیگر، نتایج آزمون رگرسیون ممکن است نشان دهد که بین دو متغیر داده شده که در واقع همبستگی ندارند، رابطه معناداری وجود دارد. این نوع رگرسیون را «رگرسیون کاذب» می‌نامند که عمدتاً به دلیل ایستا نبودن سری‌های زمانی مورد استفاده در مدل رگرسیون رخ می‌دهد. از سوی دیگر، دو یا چند متغیر ممکن است رابطه تعادلی بلندمدت ایجاد کنند، حتی اگر در کوتاه مدت از تعادل منحرف شوند. با توجه به این مسائل، انگل و گرنجر^۴ (۱۹۸۷) روش آزمون هم‌انباشتگی^۵ را برای تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرهای غیر ایستا توسعه دادند. اگر دو یا چند متغیر برای ایجاد یک رابطه تعادلی در بلندمدت به هم مرتبط شوند، گفته می‌شود که این متغیرها همگرا (هم‌انباشته) می‌شوند. در واقع یک متغیر، متغیر دیگر را در طول دوره می‌کشد و از این رو، هردوی آن‌ها حرکت یکسانی دارند. جوهانسون^۶ (۱۹۸۸) و جوهانسون و جوسلیوس^۷ (۱۹۹۰) با پرداختن به نقاط ضعف در روش شناسی انگل و گرنجر (۱۹۸۷)، مدل‌های آزمون‌های همگرایی را توسعه دادند. در روش جوهانسون و جوسلیوس (۱۹۹۰) تعیین و برآورد بردارهای همگرایی بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خودرگرسیونی برداری بین آن متغیرها صورت می‌گیرد. اساس این روش بر پایه رابطه بین مرتبه یک ماتریس و ریشه مشخصه آن نباشده و در این روش از دو آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته استفاده می‌شود (Johansen & Juselius, 1990).

آزمون اثر:

$$\lambda_{trace} = -T \sum \ln(1 - \hat{\lambda}_1) \quad (5)$$

آزمون حداکثر مقدار ویژه:

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \widehat{\lambda}_{r+1}) \quad (6)$$

که در روابط بالا $\hat{\lambda}_i$ نشان‌دهنده ارزش تخمین زده شده از ریشه‌های مشخصه، T تعداد مشاهدات قابل استفاده و r تعداد بردار هم‌انباشته کننده متمایز است. در آزمون اثر، فرض صفر این است که حداکثر r بردار هم‌انباشته کننده وجود دارد. به همین ترتیب در آزمون حداکثر مقدار ویژه، فرض صفر ($r=0$) علیه فرض دیگر ($r=1$) آزمون می‌شود و به همین ترتیب،

1. Akaike Information Criterion
2. Schwartz Bayesian Criterion
3. Hannan Quinn Criterion
4. Engle and Granger
5. Cointegration Test
6. Johansen
7. Johansen and Juselius

می‌توان به صورت $(H_0: r=1)$ علیه $(H_1: r=2)$ و الی آخر این روند را ادامه داد تا تعداد بردار هم انباشته در صورت وجود تأیید شود. مقادیر بحرانی برای هردوی این آزمون‌ها توسط جوهانسن و جوسلیوس (۱۹۹۰) جدول بندی شده است. توزیع آماری بستگی به تعداد اجزای نا ایستا تحت فرضیه صفر و اینکه بردار هم انباشته کننده شامل مقدار ثابت است یا نه دارد. اگر متغیرها با یک بار تفاضل گیری ایستا شوند و رابطه همگرا وجود داشته باشد، می‌توان الگوی تصحیح خطا^۱ را برآورد کرد. الگوی تصحیح خطا برای متغیر Y_t و X_t به صورت زیر است (Shrestha & Bhatta, 2018):

$$\Delta Y_t = \mu_Y + \alpha_Y \varepsilon_{t-1} + \sum_{h=1}^l a_{1h} \Delta Y_{t-h} + \sum_{h=1}^l b_{1h} \Delta X_{t-h} + u_{Yt} \quad (7)$$

$$\Delta X_t = \mu_X + \alpha_X \varepsilon_{t-1} + \sum_{h=1}^l a_{2h} \Delta Y_{t-h} + \sum_{h=1}^l b_{2h} \Delta X_{t-h} + u_{Xt} \quad (8)$$

که u_{Xt} و u_{Yt} فرآیندهای نوفه سفید ایستا برای تعداد وقفه‌های l هستند الگوی تصحیح خطا بیان می‌کند که تغییرات متغیر وابسته تابعی از انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. پارامترهای α_X و α_Y در معادلات (۵) و (۶) سرعت تعدیل X_t و Y_t را به تعادل بلندمدت نشان می‌دهد.

اگر برخی از متغیرهای مورد نظر ایستا و برخی دیگر با یک مرتبه تفاضل گیری ایستا شوند، نمی‌توان آزمون هم انباشتگی جوهانسن را مستقیماً اعمال کرد، زیرا این روش مستلزم این است که همه متغیرها هم انباشته از مرتبه اول باشند. الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی یک مدل مبتنی بر حداقل مربعات معمولی است که برای سری‌های زمانی غیر ایستا و همچنین برای سری‌های زمانی با ترکیبی از متغیرهای ایستا و هم انباشته از مرتبه اول قابل استفاده است. مدل تصحیح خطا، پویایی کوتاه‌مدت را با تعادل بلندمدت بدون از دست دادن اطلاعات بلندمدت ادغام می‌کند و از مشکلاتی مانند رگرسیون کاذب ناشی از داده‌های سری زمانی غیر ایستا جلوگیری می‌کند. شکل عمومی آن برای حالت دومتغیره به صورت زیر است (Abdulkadr et al. 2024):

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{t-j} + \sum_{i=0}^q \beta_i x_{t-i} + v_t \quad (9)$$

در معادله (۸)، متغیر وابسته y_t تابعی از مقادیر سطح و با وقفه متغیر توضیحی و مقادیر با وقفه خودش است. الگوی تصحیح خطای در الگوی خودرگرسیونی برداری با وقفه توزیعی به صورت زیر است (Shrestha & Bhatta, 2018):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^q \beta_i x_{t-i} + \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 x_{t-1} + u_t \quad (10)$$

بخش اول معادله α_i و β_i نشان‌دهنده پویایی کوتاه‌مدت مدل است. بخش دوم با λ_1 و λ_2 نشان‌دهنده رابطه بلندمدت است.

همچنین بر اساس نظر فمبای^۱ (۱۹۹۸) شناسایی الگوی مناسب باید بر اساس ویژگی‌های سری‌های زمانی و نحوه ارتباط بین آن‌ها صورت گیرد. به این منظور، در مرحله نخست باید با بهره‌گیری از نظریه‌های اقتصادی و مطالعات تجربی متغیرهایی که بر یکدیگر مؤثرند، شناسایی شوند. در مرحله دوم باید ایستایی متغیرهای انتخاب شده مورد بررسی قرار گیرد. به این منظور وجود ریشه واحد در داده‌های فصلی با استفاده از آزمون هگی مورد بررسی قرار می‌گیرد تا مرتبه انباشتگی آن‌ها مشخص شود. اگر در نتیجه این آزمون حداقل دو سری از سری‌های مربوط به متغیرهای الگو، انباشته از مرتبه یک باشند، احتمال وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرها (همگرایی متغیرها) باید مورد آزمون قرار گیرد. اگر وجود رابطه بلندمدت تأیید شود، الگوی تصحیح خطای برداری^۲ الگوی مناسب است و چنانچه وجود رابطه بلندمدت تأیید نشود، آزمون علیت باید انجام گیرد تا وجود یا عدم وجود یک رابطه علت و معلولی بین متغیرها مشخص شود. همچنین اگر در نتیجه آزمون ایستایی حداقل $n-1$ سری، انباشته از مرتبه صفر (ایستا در سطح) باشند، بازهم باید نوع رابطه علی بین متغیرهای الگو مشخص شود و بر اساس آن، الگوی مناسب انتخاب شود. چنانچه نتیجه این آزمون مبنی بر وجود یک رابطه علی دوطرفه بین متغیرهای مورد بررسی باشد، بدان معنا است که تمامی متغیرها نسبت به هم درون‌زا هستند و بنابراین الگوی خود توضیح برداری برای برآورد مناسب خواهد بود؛ اما اگر نتیجه آزمون وجود یک رابطه علی یک‌طرفه بین متغیرها را تأیید کرد، الگوهای انتقالی برای برآورد مناسب‌تر هستند. در نهایت، اگر عدم وجود رابطه علی بین متغیرها تأیید شد، الگوهای سری زمانی تک متغیره برآورد مناسبی را نتیجه خواهند داد.

۴- نتایج و تحلیل یافته‌های تحقیق

در راستای چارچوب روش‌شناسی، اولین گام برای شروع تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی، انجام آزمون ریشه واحد است. از آنجا که داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، داده‌های فصلی هستند، ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد فصلی هگی^۳ مورد بررسی قرار گرفته تا مرتبه انباشتگی آن‌ها مشخص شود. آزمون هگی دارای سه فرضیه مستقل است که دو فرضیه اول از آماره t و فرضیه سوم از آماره F برخوردار است. در صورت تأیید وجود ریشه واحد فصلی، برای رفع نایستایی علاوه بر تفاضل‌گیری معمولی در سری زمانی، تفاضل‌گیری فصلی نیز لازم است. آماره‌های $t_{\pi 1}$ ، $t_{\pi 2}$ و $F_{\pi 3, \pi 4}$ به ترتیب بیانگر وجود ریشه واحد غیر فصلی (و ریشه واحد در فرکانس صفر)، وجود ریشه واحد فصلی در فرکانس شش‌ماهه و وجود ریشه واحد فصلی در فرکانس‌های سالانه می‌باشند. نتایج آزمون ایستایی هگی در جدول (۱) نشان داده شده است:

1. Fomby

2. Vector Error Correction Model

3. Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (1990) Seasonal Unit Root Test (HEGY)

جدول ۱. آزمون ریشه واحد هگی

نام متغیر	آماره $t_{\pi 1}$	آماره $t_{\pi 2}$	آماره $F_{\pi 3, \pi 4}$
شاخص فلاکت	-۲/۸۳***	-۰/۶۴	۲/۲۲
نرخ ارز در بازار آزاد	۰/۷۶	-۵/۴۸***	۸/۷۵***
شاخص عدم قطعیت جهانی	-۲/۱۶**	-۲/۸۹***	۸/۹۹***
نرخ مشارکت	-۲/۷۲**	-۴/۲۱**	۱۹/۳۴***
بهره‌وری نیروی کار	-۲/۴۳**	-۱/۷۴**	۱/۸۷

منبع: یافته‌های پژوهش (* معنی‌داری در سطح ده درصد، ** معنی‌داری در سطح پنج درصد، *** معنی‌داری در سطح یک درصد)

با توجه به مقادیر محاسباتی آماره و مقایسه آن با مقادیر بحرانی، فرض وجود ریشه واحد غیر فصلی برای متغیر نرخ ارز رد نمی‌شود، بنابراین متغیر نرخ ارز دارای ریشه واحد غیر فصلی است. این در حالی است که با توجه به مقادیر محاسباتی آماره‌های $t_{\pi 2}$ و $F_{\pi 3, \pi 4}$ و مقایسه آن با مقادیر بحرانی، فرض وجود ریشه واحد فصلی در فرکانس‌های شش ماهه و یک ساله برای متغیرهای نرخ مشارکت، نرخ ارز در بازار آزاد و شاخص عدم قطعیت جهانی برای ایران رد شده است و این متغیرها فاقد ریشه واحد فصلی در سطح یک و پنج درصد هستند. همچنین وجود ریشه واحد فصلی در فرکانس‌های شش ماهه و یک ساله برای متغیرهای شاخص فلاکت و وجود ریشه واحد فصلی در فرکانس یک ساله برای متغیر بهره‌وری نیروی کار رد شده و این متغیرها دارای ریشه واحد فصلی در سطح یک و پنج درصد هستند.

با توجه به تئوری فمبای (۱۹۹۸) با توجه به اینکه برخی از متغیرها ایستا و برخی دیگر هم انباشته از مرتبه اول هستند، باید بر اساس آزمون جوهانسون و جوسلیوس رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو (همگرایی متغیرها) مورد بررسی قرار گیرد. پیش از تعیین درجه هم‌انباشتگی و برای برآورد مدل بایستی تعداد وقفه بهینه تعیین شود. انتخاب وقفه بهینه معمولاً با استفاده از یکی از روش‌های نسبت راست نمایی، آکائیک، شوارتز-بیزین انجام می‌شود. همان‌طور که ارقام جدول (۲) نشان می‌دهد، بر اساس آماره نسبت راست نمایی تعداد وقفه بهینه معادل پنج وقفه است. بر اساس آماره‌ی شوارتز وقفه بهینه معادل یک و بر اساس آماره آکائیک وقفه بهینه معادل شش وقفه است. فروض کلاسیک نیز برای الگو بررسی شده و صحت هر یک از این فروض در وقفه پنجم مورد تأیید قرار گرفته است. ریشه‌های مشخصه در درون دایره واحد قرار می‌گیرند. از این گذشته، نرمال بودن توزیع اجزای اخلاص و نبود خودهمبستگی سریالی تأیید شد. به علت حساس بودن نتایج به ورود متغیرهای برون‌زا، چنین متغیرهایی در صورتی در الگوی نهایی باقی می‌مانند که اولاً ثبات الگو را برهم نزنند؛ ثانیاً اثر معنادار داشته باشند؛ و ثالثاً توسط سایر متغیرها به نوع دیگری بازگو نشده باشد. در این مطالعه متغیر موهومی فصلی (فصل پاییز یک و فصل بهار تابستان و زمستان صفر) و روند به عنوان متغیرهای برون‌زا در الگوی نهایی باقی ماندند.

جدول ۲. نتایج آزمون تعیین وقفه‌ی بهینه الگوی خودرگرسیون برداری

تعداد وقفه‌ها	آماره شوارتز (SC)	آماره آکاییک (AIC)	آماره (LR)
۰	۱۶/۹۳	۱۶/۴۲	-
۱	۱۴/۸*	۱۳/۹۱	۹۷/۵۷
۲	۱۴/۹۱	۱۳/۶۵	۲۱/۵۶
۳	۱۵/۰۷	۱۳/۴۳	۱۸/۰۷
۴	۱۵/۶۱	۱۳/۵۸	۷/۱۱
۵	۱۵/۰۱	۱۲/۶۰	۲۹/۹۹*
۶	۱۵/۲۴	۱۲/۴۵*	۱۰/۸۱

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون تعیین تعداد بردار همگرایی در جدول (۳) گزارش شده است. نتایج این آزمون‌ها وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را در الگوی موردبررسی تأیید می‌کند. بر این اساس الگوی تصحیح خطای برداری برآورد خواهد شد.

جدول ۳. نتایج آزمون تعیین تعداد رابطه‌های بلندمدت بر اساس آماره حداکثر مقدار و آماره اثر

فرض صفر H_0	H_1	مقدار آماره حداکثر مقدار ویژه	مقدار آماره اثر	در سطح ۵ درصد λ_{max}	در سطح ۵ درصد (Trace)
$R = 0$	$R \geq 1$	۳۰/۱۶*	۵۱/۱۲*	۲۱/۱۳	۲۹/۸۰
$R \leq 1$	$R = 2$	۱۷/۲۰*	۲۰/۹۶*	۱۴/۲۶	۱۵/۵۰
$R \leq 2$	$R = 3$	۳/۷۶	۳/۷۶	۳/۸۴	۳/۸۴

منبع: یافته‌های پژوهش (*پذیرش فرض صفر در سطح ۰/۰۵)

بر اساس چارچوب شرستا و باتا (۲۰۱۸) با توجه به اینکه برخی از متغیرها ایستا و برخی دیگر هم انباشته از مرتبه اول هستند باید الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی برآورد و هم‌جمعی بررسی شود. پس از تعیین وضعیت ایستایی متغیرها، اقدام به برآورد الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی برای بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای تحقیق شده است. در ادامه، نتایج آزمون F باند برای بررسی رابطه هم انباشتگی در جدول (۴) آمده است.

جدول ۴. نتایج آزمون F باند هم انباشتگی متغیرها

مقدار بحرانی ۱ درصد	کرانه پایین	کرانه بالا	مقدار آماره F
۳/۲۹	۴/۳۷		
۲/۵۶	۳/۴۹		۴/۴۹
۲/۲	۳/۰۹		

منبع: یافته‌های پژوهش

همان طور که از جدول (۴) مشاهده می شود مقادیر F محاسبه شده برابر با ۴/۴۹ است بنابراین چون آماره F محاسبه شده در سطوح اطمینان ۹۹ درصد، ۹۵ درصد و ۹۰ درصد بیشتر از حد بالایی مقدار بحرانی است، بنابراین فرض عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها رد می شود و لذا رابطه بلندمدت وجود دارد. جدول (۵)، نشان دهنده ضرایب بلندمدت برآورد شده با روش خود توضیح با وقفه های توزیعی است.

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت

متغیر	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t	ارزش احتمال P-Value
شاخص عدم قطعیت (WUI_t)	۴/۲۰*	۱/۷۸	۰/۰۹۲
بهره‌وری نیروی کار (EFF_t)	-۱/۴۵**	-۲/۳۷	۰/۰۳۷
نرخ مشارکت نیروی کار	۷/۵۰**	۲/۷۰	۰/۰۲۱
نرخ ارز در بازار آزاد	۰/۴۰***	۳/۳۲	۰/۰۰۷
عرض از مبدأ	-۱۶۰/۵۷	-۱/۶۲	۰/۱۳۴

منبع: یافته‌های پژوهش (***، ** و * به ترتیب معنی داری در سطح یک، پنج و ده درصد)

بر اساس نتایج جدول (۵)، ضریب متغیر عدم قطعیت در سطح ده درصد مثبت و معنی دار است که نشان دهنده تأثیر مثبت این متغیر بر شاخص فلاکت در بلندمدت است. دلیل اثر مثبت عدم قطعیت می تواند این باشد که افزایش عدم قطعیت بر تصمیمات مصرفی و سرمایه‌گذاری اثر گذاشته و منجر به افزایش تورم می شود. همچنین با افزایش عدم قطعیت بنگاه‌ها تصمیمات خود را به تعویق انداخته می تواند بر نرخ بیکاری اثرگذار باشد. ضرایب متغیرهای نرخ ارز در بازار آزاد و نرخ مشارکت مثبت و متغیر بهره‌وری نیروی کار منفی است. اثر مثبت نرخ ارز را می توان به این دلیل دانست که افزایش نرخ ارز در بازار آزاد و به عبارتی کاهش ارزش پول ملی منجر به افزایش دائمی سطح قیمت‌ها شده ولی افزایش در تولید به صورت موقتی بوده است و در نتیجه افزایش نرخ ارز منجر به افزایش شاخص فلاکت شده است. همچنین مطابق انتظار با افزایش بهره‌وری نیروی کار و افزایش سود تولیدکنندگان، تولید و سرمایه‌گذاری افزایش یافته و تقاضا برای استخدام نیروی کار افزایش یافته و در نهایت نرخ بیکاری و شاخص فلاکت کاهش یافته است.

مطابق نظریه چرخه زندگی، جمعیت شاغل درآمد و در نتیجه پس انداز بیش تری دارند اما با توجه به اینکه در اقتصاد ایران به دلیل ناکافی بودن حقوق بازنشستگی، افراد عمدتاً پس از بازنشستگی نیز در بازار کار مشارکت دارند که همین امر به افزایش عایدی دوران بازنشستگی به میزان حتی بیشتر از دوران خدمت منجر می شود و همچنین به دلیل دولتی بودن اکثر شغل‌ها، درآمدهای آتی با نا اطمینانی کمتری مواجه هستند، با افزایش نرخ مشارکت مصرف افزایش می یابد؛ بنابراین عامل تأثیر مثبت نرخ مشارکت بر شاخص فلاکت، نرخ مشارکت از کانال مصرف است که منجر به افزایش تورم می شود.

در ادامه جهت بررسی ضرایب کوتاه مدت و سرعت تعدیل به مقدار تعادلی بلندمدت، اقدام به برآورد مدل تصحیح خطا (ECM) شده که نتایج آن در جدول (۶)، آورده شده است. همان طور که در جدول (۶) مشاهده می شود، ضریب برآورد شده $ECM(-1)$ برابر با ۰/۴۴- است که بیانگر وجود میل به حصول رابطه تعادلی بلندمدت دارد. ضریب جمله تصحیح خطا

نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته به سمت رابطه بلندمدت تعدیل می‌شود. در الگوی تصحیح خطای برآورد شده، این ضریب بیان می‌کند که در هر دوره (سال) ۴۴ درصد از عدم تعادل و نوسانات کوتاه‌مدت در متغیر شاخص فلاکت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. با توجه به اینکه ضریب (-1) ECM از لحاظ آماری معنادار است، بنابراین وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل نیز پذیرفته می‌شود. در حقیقت اگر شوکی (عدم قطعیت در سیاست اقتصادی) اتفاق بیفتد، شاخص فلاکت خود را به میزان $-0/44$ تعدیل نموده تا دوباره به تعادل برسد سرعت تعدیل نیز برابر با $\frac{1}{0.44} = 2/27$ است. در حقیقت، حدود دو سال و سه ماه طول می‌کشد تا عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت روند بلندمدت تعدیل شود.

جدول ۶. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا (ECM)

متغیر	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t	ارزش احتمال P-Value
$D(MI(-1))_t$	$0/90^{***}$	$9/44$	$0/000$
$D(MI(-2))_t$	$-0/19$	$1/46$	$0/173$
$D(WUI)_t$	$0/15$	$0/74$	$0/476$
$D(WUI(-1))_t$	$-0/20^{***}$	$-6/48$	$0/000$
$D(WUI(-2))_t$	$-1/98^{***}$	$-6/20$	$0/000$
$D(WUI(-3))_t$	$-1/28^{**}$	$-3/04$	$0/005$
$D(WUI(-4))_t$	$-0/34$	$-1/23$	$0/245$
$D(EFF)_t$	$-0/48^{***}$	$-3/24$	$0/008$
$D(EFF(-1))_t$	$0/56^{**}$	$3/08$	$0/010$
$D(EFF(-2))_t$	$0/54^{***}$	$3/14$	$0/009$
$D(EFF(-3))_t$	$0/70^{***}$	$3/79$	$0/003$
$D(EFF(-4))_t$	$0/46^{**}$	$2/9$	$0/013$
$D(CO)_t$	$-0/19$	$-0/32$	$0/753$
$D(CO(-1))_t$	$-2/85^{***}$	$-4/79$	$0/001$
$D(CO(-2))_t$	$-3/34^{***}$	$-5/07$	$0/004$
$D(CO(-3))_t$	$-2/50^{***}$	$-4/36$	$0/001$
$D(CO(-4))_t$	$-2/66^{***}$	$0/06$	$0/000$
$D(EFF(-4))_t$	$0/46^{**}$	$2/9$	$0/013$
$D(EXC)_t$	$0/15^{***}$	$6/01$	$0/000$
$D(EXC(-1))_t$	$-0/24^{***}$	$-6/60$	$0/000$
$D(EXC(-2))_t$	$-3/34^{***}$	$-4/03$	$0/002$
$D(EXC(-3))_t$	$-2/63^{**}$	$-2/05$	$0/065$
$D(EXC(-4))_t$	$-0/16^{***}$	$-4/27$	$0/002$
DUM	$-3/56$	$-1/79$	$0/101$
ecm(-1)	$-0/44^{***}$	$-5/98$	$0/000$

$R^2 = 0/93$

منبع: یافته‌های پژوهش (***)، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح یک، پنج و ده درصد)

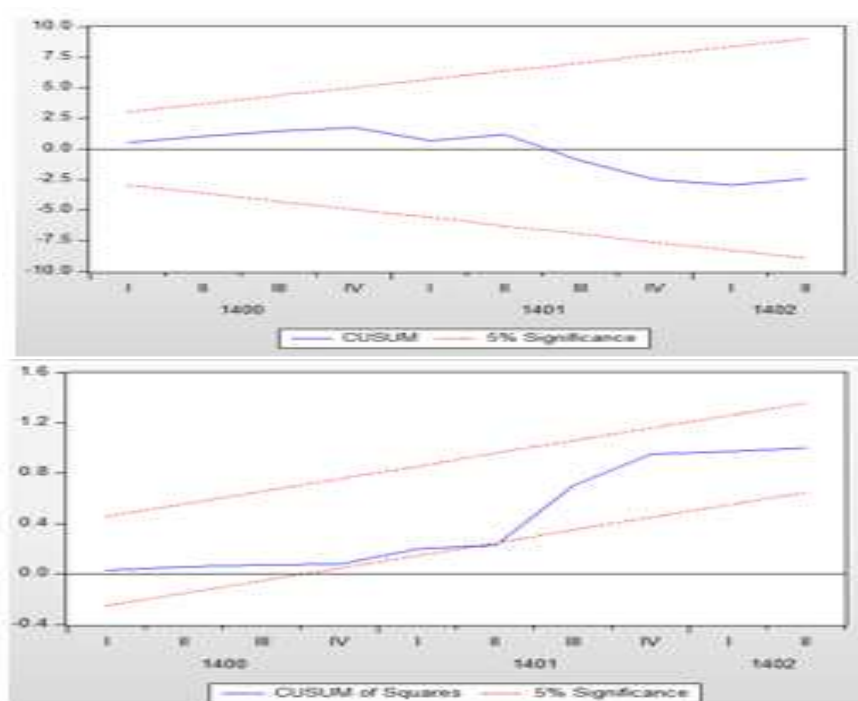
آزمون‌های مربوط به فروض استاندارد کلاسیک نیز برای اطمینان از کارایی برآورد در جدول (۷) ارائه شده است. این نتایج نشان‌دهنده این هستند که الگوی شاخص فلاکت مشکلی از لحاظ فروض کلاسیک ندارد؛ یعنی فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و خودهمبستگی سریالی بین اجزا اخلاص و مشکل ناهمسانی واریانس وجود ندارد، فرم تابع به درستی برازش شده و توزیع اجزاء اخلاص نرمال است.

جدول ۷. آزمون‌های تشخیص برای الگوی شاخص فلاکت

فرضیه صفر	مقدار آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه آزمون
عدم خودهمبستگی اجزاء اخلاص	۲/۵۲	۰/۴۰	قبول فرضیه صفر
نرمال بودن اجزاء اخلاص (J.B)	۳/۶۶	۰/۱۶	قبول فرضیه صفر
همسانی واریانس اجزاء اخلاص	۰/۴۴	۰/۷۷	قبول فرضیه صفر
فرم تابعی صحیح مدل	۰/۷۳	۰/۴۱	قبول فرضیه صفر

منبع: یافته‌های پژوهش

می‌توان برای آزمون ثبات ساختاری آماره پسماند تجمعی (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی (CUSUMQ) را محاسبه کرد. نتایج برای الگوی شاخص فلاکت، در نمودار (۲) قابل مشاهده است. نمودار مجذور پسماند تجمعی نشان‌دهنده ثبات ساختاری است. این نتایج به این معنی است که تغییرات سامانمند در ضرایب رگرسیون اتفاق افتاده است، ولی انحراف از پایداری ضرایب وجود ندارد.



نمودار ۲. آزمون‌های پایداری ضرایب (CUSUM) و (CUSUMQ)

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد‌های سیاستی

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی اثر عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت طی دوره زمانی بهار ۱۳۹۱ تا تابستان ۱۴۰۲ است. در مطالعه حاضر از چارچوب شرستا و باتا (۲۰۱۸) و فمبای (۱۹۹۸) برای تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی و انتخاب روش‌های مناسب استفاده شده است.

نتایج نشان می‌دهد که برخی از متغیرها ایستا و برخی دیگر هم انباشته از مرتبه اول هستند؛ بنابراین بر اساس تئوری فمبای (۱۹۹۸) رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو (همگرایی متغیرها) با استفاده از آزمون جوهانسون و جوسلیوس مورد بررسی قرار گرفت که نتایج وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را در الگوی مورد بررسی تأیید می‌کند. بر این اساس الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شد. همچنین بر اساس چارچوب شرستا و باتا (۲۰۱۸) الگوی خودرگرسیونی برداری با وقفه توزیعی برآورد و هم‌جمعی بررسی شد. نتایج آزمون F باند برای بررسی رابطه هم‌انباشستگی نشان می‌دهد که فرض عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها رد می‌شود و لذا رابطه بلندمدت وجود دارد؛ بنابراین وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با استفاده از چارچوب شرستا و باتا (۲۰۱۸) و فمبای (۱۹۹۸) تأیید می‌شود. ضرایب بلندمدت برآورد شده با روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی بیانگر اثر مثبت شاخص عدم قطعیت، نرخ ارز در بازار آزاد و نرخ مشارکت و اثر منفی بهره‌وری نیروی کار بر شاخص فلاکت در بلندمدت است.

بنابراین با توجه به اثر مثبت نرخ ارز در بازار آزاد بر شاخص فلاکت، سیاست‌گذاران باید در اولین اقدام، نوسانات شدید نرخ ارز را کنترل کنند که از جمله سیاست‌های پیشنهادی در این راستا، سیاست تقویت و حمایت از تولید داخلی و کاهش وابستگی به واردات محصولات، توسعه و حمایت از صادرات غیرنفتی به عنوان منبع درآمدی برای کشور است. همچنین با توجه به اثر مثبت عدم قطعیت بر شاخص فلاکت، برای جلوگیری از افزایش شاخص فلاکت به عنوان معیاری از رفاه اقتصادی و اجتماعی مردم، باید عدم قطعیت به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر این شاخص در نظر گرفته شود و سیاست‌گذاران با پیش‌بینی عدم قطعیت‌ها بتوانند سیاست‌هایی را اتخاذ کنند که اثرات آن‌ها را کاهش دهد. اهتمام به اعلام صحیح سیاست‌های اعمالی و انتشار به هنگام اطلاعات اقتصادی که منجر به کاهش عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی گردد، می‌تواند به کاهش شاخص فلاکت کمک نماید. همچنین دولت می‌تواند با دادن آموزش و مهارت‌های لازم به نیروی کار توانایی نیروی کار را با پیشرفت تکنولوژی هماهنگ سازد تا بهره‌وری نیروی کار افزایش یابد و منجر به کاهش شاخص فلاکت گردد.

منابع

منابع داخلی

اشرف گنجویی، رضا و ایران منش، سعید (۱۴۰۲). تأثیر تحریم‌های اقتصادی سازمان ملل و ایالات متحده آمریکا بر شاخص فلاکت کشورهای هدف. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۸(۹۴)، ۲۸۱-۳۲۳.

جهانگرد، اسفندیار و دانشمند آرین (۱۳۹۸). مشارکت اقتصادی جوانان و شاخص‌های کلان اقتصادی. معاونت توسعه کارآفرینی و اشتغال (دفتر سیاست‌گذاری و توسعه اشتغال)، ۹۴-۱.

حسن‌نژاد، اکرم، مرادی، مهدی و اسکندری سبزی، سیما (۱۴۰۲). تأثیر دستمزد و تورم بر بهره‌وری نیروی کار در کشورهای منتخب درحال توسعه. اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، ۳۰ (۲۵)، ۱۸۰-۲۱۴.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و حیدرخانی، فاطمه (۱۳۹۹). تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش بنیان بر شاخص فلاکت در کشورهای منتخب. برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۵ (۳)، ۹۵-۱۱۶.

شعبان‌زاده خوش رودی، مهدی، گیلان پور، امید، جاودان، ابراهیم و رفعتی، محسن (۱۴۰۱). تأثیر سیاست ارز ترجیحی بر مصرف مواد غذایی در مناطق شهری ایران. پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۲۲ (۳)، ۱۲۹-۱۵۵.

غفاری فرد، محمد، ملکی نصر، هاشم، شجاعی، محمدرضا (۱۳۹۹). سنجش شاخص فلاکت اقتصادی در استان‌های مختلف ایران و آثار اقتصادی بلندمدت آن. مجله‌ی بررسی‌های آمار رسمی ایران، ۳۱ (۲)، ۵۴۹-۵۷۹.

قربانی، حسین، تقوایی، الهام، سرلک، احمد و نوری عباس (۱۴۰۰). تحریم، متغیرهای عمده‌ی اقتصاد کلان و شاخص فلاکت: رویکرد پنل گشتاورهای تعمیم‌یافته (مطالعه‌ی موردی استان‌های منتخب کشور). سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۹ (۳۶)، ۱۸۱-۲۱۵.

کریمی، ادریس، فتوره‌چی، زهرا و حسن‌زاده، محمد (۱۴۰۰). تأثیر تحریم‌های اقتصادی سازمان ملل و ایالات متحده آمریکا بر شاخص فلاکت کشورهای هدف. پژوهشنامه اقتصادی، ۲۱ (۸۱)، ۱۹۷-۲۲۹.

لعل خضری، حمید و آشنا، ملیحه (۱۴۰۲). بررسی رابطه پویای عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی با تورم و نا اطمینانی تورم در ایران. اقتصاد و تجارت نوین، ۱۸ (۱)، ۱۴۹-۱۷۱.

منابع خارجی

- Abdulkadr, A.A. Asnakew, Y.W. Sendkie, F.B. Workineh, E.B. and Asfaw, D.M. (2024). *Analyzing the dynamics of monetary policy and economic growth in Ethiopia: an autoregressive distributed lag (ARDL) approach*. Discov Sustain 5, 90.
- Al, İ. and Baday Yıldız, E. (2019). *Macroeconomic Performance of Turkey in the 2006-2017 Period: The Magic Squares Approach*, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 33(1), s. 303-320.
- Audi, M. and Ali, A. (2023). Public Policy and Economic Misery Nexus: A Comparative Analysis of Developed and Developing World. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2023, 13(3), 56-73.
- Bachmann, R. Bayer, C. (2013). "Wait-and-see" business cycles? *J Monet Econ*, 60 (6), 704-719. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2013.05.005>
- Barro, R.J. (1999). *Reagan Vs. Clinton: Who's the economic champ*. *Business Week*, 22(5).
- Bernanke, B. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *Quart J Econ*, 98(1), 85-106. <https://doi.org/10.2307/1885568>
- Bilgili, F. Ünlü, F. Gençoglu, P. and Kuskaya, S. (2022). Modeling the Exchange Rate Pass-Through in Turkey with Uncertainty and Geopolitical Risk: A Markov Regime-Switching Approach. *Applied Economic Analysis* Vol. 30 No. 88, pp. 52-70. DOI 10.1108/AEA-08-2020-0105
- Caggiano, G. Castelnuovo, E. Groshenny, N. (2014). Uncertainty shocks and unemployment dynamics in US recessions. *J Monet Econ*, 67, 78-92. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.07.006>
- Chioma Chidinma, G.A. (2023). Monetary Policy and Misery Index in Nigeria. *European Journal of Economic and Financial Research*. 7(2). 85-102.
- Cohen, I. K. Ferretti, F. and McIntosh, B. (2014). *Decomposing the Misery Index: A Dynamic Approach*, *Cogent Economics and Finance*, 2(1), 1-8.
- Dritsaki, Ch. (2016). *Real wages, inflation, and labor productivity: Evidences from Bulgaria and Romania*. *Journal of Economic and Financial Studies*, 5, 24-36.

- Engle, R.F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Ergin Ünal, A. (2020). Ergin Ünal, A. (2020). The Impact of Foreign Direct Investment on the Barro Misery Index: The Svar Analysis for Turkey. *Journal of Academic Researches and Studies Year*, 12(22), 45-55
- Fomby, B.T. (1998). *How to Model Multivariate Time Series Data*, Department of Economics, Southern Methodist University, Dallas.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12 (2-3), 231-254.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistic*. 52(2) 169-210.
- Kang, W. Ratti, R.A. and Vespignani, J. (2020). Impact of Global Uncertainty on the Global Economy and Large Developed and Developing Economies. *Applied Economics*, 52(22), 2392 -2407.
- Liu, N. and Gao, F. (2022). *The World Uncertainty Index and GDP Growth Rate*, *Finance Research Letters*, Volume 49, October 2022, 103137.
- López, F. S. (2022). *Measuring the Effect of the Misery Index on International Tourist Departures: Empirical Evidence from Mexico*, *Economies*, 10, 81, 1-16.
- Mun Heng, T. (1999). Exchange rates and domestics prices in Singapore. *The Singapore economic review*, 44(1), 99-115.
- Okun, A.M. (1970). *The Political Economy of Prosperity*. The Brookings Institution Washington D.C.
- Rossi, B. Sekhposyany, T. and Souprez, M. (2016). “*Understanding the Sources of Macroeconomic Uncertainty*”, available at: www.ecb.europa.eu/pub/conferences/ (accessed 9 July 2020).
- Shrestha M. B. and Bhatta, G.R (2018), Selecting Appropriate Methodological Framework for Time Series Data Analysis, *The Journal of Finance and Data Science*, Volume 4, Issue 2, June 2018, Pages 71-89.
- Wu, P. C. Liu, S. Y. and Pan, S. C. (2014). Does Misery Index Matter for the Persistence of Health Spending? Evidence from OECD Countries, *Social Indicators Research*, 118(2), s. 893-910. DOI: 10.1007/s11205-013-0450-4.
- Yılmaz, K. R. and Özmen Yılmaz, D. (2018). Türkiye’de “Bölgesel Ekonomik Hoşnutsuzluk Endeksi” ve Yerel Seçimler: Politik Makroiktisat Bağlamında Bir Analiz, *Emek Araştırma Dergisi*, 9(14), s. 65-86.
- Yöyen, H. T. (2018), Türkiye’de Barro Hoşnutsuzluk Endeksi (2009-2018), *5th SCF International Conference on “Economic and Social Impacts of Globalization and Future of European Union”*, Podgorica/Montenegro, 5-7 September 2018, s. 174-180.