

Uncertainty of Inflation Rate and Fluctuations of Different Parts of the Stock Market in Iran¹

Mohammad Javad Gorjipour², Ali Akbar Naji Meidani³,

Taghi Ebrahimi Salari⁴, Mehdi Behname⁵

Received: 2024/10/09

Accepted: 2025/03/11

Research Paper

Abstract

This study examines the relationship between the dynamic fluctuations of inflation rate uncertainty and the fluctuations of different parts of the stock market both in the time domain and in the frequency domain (short-term, medium-term and long-term) in Iran. Using time-frequency connectedness approach, the results showed that there is a high correlation between the uncertainty of macroeconomic variables and the fluctuations of different parts of the stock market in the short and medium term, and this correlation decreases in the long term. In time domain, the inflation rate overflow fluctuations are positive and this shows that the uncertainty about the inflation rate transmits the shock to different parts of the stock market. In the frequency domain, in more sub-periods, the inflation rate uncertainty is the risk taker and its value is negative. Also, the average correlation of the net fluctuation of inflation uncertainty in the long term is higher than in the medium and short term, which shows that the uncertainty of the inflation rate in the long term transmits more risk to different sectors of the stock market, and in the short term, the sectors cement, basic metals, chemicals, investment and food, in the medium term, the cement and computer sectors, and in the long term, the petroleum and computer sectors are more vulnerable to the uncertainty of the inflation rate.

Key Words: Frequency Domain, Industries, Spillover Effect, Stock Market.

JEL Classification: C41, L60, C82, G19.

1. doi: 10.22034/JSE.2024.12354.2224

2. Ph.D. Department of Economics, Faculty of Administrative & Economics Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. (javadgorjipour@mail.um.ac.ir).

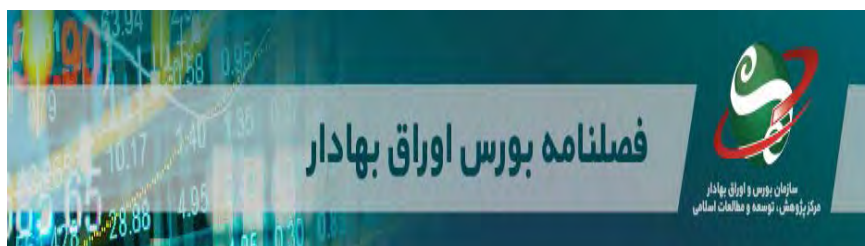
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative & Economics Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. (Corresponding Author). (naji@um.ac.ir).

4. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative & Economics Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. (ebrahimi@um.ac.ir).

5. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative & Economics Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. (m.behname@um.ac.ir).



Copyright © 2025 The Authors. Published by Securities and Exchange Organization. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال هجدهم، شماره ۶۹، بهار ۱۴۰۴، صص ۵۳-۷۸

نااطمینانی نرخ تورم و نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام در ایران^۱

محمد جواد گرجی‌پور^۲، علی اکبر ناجی میدانی^۳، تقی ابراهیمی سالاری^۴، مهدی بهنانه^۵

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۱۸

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۲۱

مقاله پژوهشی

چکیده

این مطالعه به بررسی ارتباط نوسانات پویای نااطمینانی نرخ تورم بر نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام هم در دامنه زمانی و هم در دامنه فرکانسی (کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت) در ایران می‌پردازد. با استفاده از رهیافت شاخص ارتباط زمان-فرکانس نتایج نشان داد که بین نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی و نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام در کوتاه مدت و میان مدت ارتباط بالایی وجود دارد و در بلندمدت این ارتباط کاهش می‌یابد. در دامنه زمانی بیشتر نوسانات سرریز نرخ تورم به صورت مثبت است و این نشان می‌دهد که نااطمینانی نسبت به نرخ تورم انتقال‌دهنده شوک به بخش‌های مختلف بازار سهام است. در دامنه فرکانسی در زیر دوره‌های بیشتری نااطمینانی نرخ تورم گیرنده ریسک است و مقدار آن منفی است. همچنین میانگین ارتباط سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ تورم در بلندمدت از میان مدت و کوتاه مدت پیش‌تر است که نشان می‌دهد نااطمینانی نرخ تورم در بلندمدت انتقال‌دهنده بیشتری از ریسک بر بخش‌های مختلف بازار سهام است همچنین در کوتاه مدت بخش‌های سیمانی، فلزات اساسی، شیمیایی، سرمایه‌گذاری و غذایی، در میان مدت بخش‌های سیمانی و رایانه و در بلندمدت بخش‌های فرآورده نفتی و رایانه نسبت به نااطمینانی نرخ تورم آسیب‌پذیرترند.

واژه‌های کلیدی: اثر سرریز، بازار سهام، دامنه فرکانسی، صنایع.

طبقه‌بندی موضوعی: L60، C41، G19، C82.

doi: 10.22034/JSE.2024.12354.2224

۲. دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. (javadgorji@um.ac.ir)

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. (naji@um.ac.ir)

۴. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. (ebrahimi@um.ac.ir)

۵. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. (m.behname@um.ac.ir)

حق انتشار این مستند متعلق به نویسندگان آن است. © ۱۴۰۴. ناشر این مقاله، سازمان بورس و اوراق بهادار است.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.



Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license
(<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

مقدمه

تأثیر نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی بر نوسانات بازار سهام یکی از موضوعات مهم در حوزه اقتصاد است که توجه بسیاری از پژوهشگران و سرمایه‌گذاران را به خود جلب کرده است. نااطمینانی در متغیرهای کلان اقتصادی می‌تواند تأثیر چشمگیری بر تصمیم‌گیری‌ها و عملکرد بازارهای مالی داشته باشد. این نااطمینانی می‌تواند از طریق اثر سرریز، بر نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام اثر بگذارد.

از آنجا که بازار سهام در مقایسه با بازارهای پول اثرات ضد تورمی دارد (آهنگری آهنگری، آرم، انواری و اسکندری، ۱۴۰۱) و تأثیر چشمگیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سرمایه (مشایخی، تحریری، گنجی و عسگری، ۱۳۸۹)، نااطمینانی در نرخ تورم می‌تواند به عنوان یک عامل مؤثر، تأثیرات قابل توجهی بر نوسانات بازار سهام داشته باشد. بنابراین بررسی این ارتباط و اثرات آن بر تصمیم‌گیری‌ها و عملکرد بازارها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از این رو موضوع ارتباط سرریز نااطمینانی نرخ تورم بر نوسانات بازار سهام از اهمیت بالایی برخوردار است و نیاز به مطالعات بیشتر و درک دقیق‌تر این ارتباط برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران اقتصادی احساس می‌شود.

در سال‌های اخیر، بازار سهام ایران به دلیل ویژگی‌های تامین مالی بنگاه‌های خصوصی و دولتی و نقش آن در رشد تولید، توجه ویژه‌ای از سوی سیاست‌گذاران به خود جلب کرده است. به گونه‌ای که در اواخر مرداد ماه سال ۱۳۹۹، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به عدد ۲،۰۷۸،۵۴۷ واحد رسید در حالی که در سال ۱۳۹۴، این شاخص در محدوده ۶۲،۸۸۵ واحد قرار داشت. با توجه به نوسانات بازار سهام، این شاخص در حال حاضر در محدوده ۲،۱۷۷،۴۱۰ واحد قرار دارد. از آنجایی که عواملی همچون ریسک‌های سیستماتیک و غیرسیستماتیک تأثیرگذار بر قیمت‌های سهام هستند و نااطمینانی نسبت به عوامل کلان اقتصادی مانند نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره‌بانکی و درآمد مالیاتی دولت جزو ریسک‌های سیستماتیک محسوب می‌شوند، سیاست‌گذاران برای توسعه بازار سهام و فراهم کردن رشد اقتصادی و همچنین برای اجرای سیاست‌های اقتصادی مؤثر در بازار سهام، به بینش و آگاهی از تأثیر این نااطمینانی‌ها بر بخش‌های مختلف بازار سهام نیازمندند. از سوی دیگر، سرمایه‌گذاران به منظور انتخاب بهینه پرتفو، نیازمندند تا تأثیر این نااطمینانی‌ها را در پرتفوی خود در نظر بگیرند. این مساله آنها را در معامله با بخش‌های مختلف بازار سهام با در نظر گرفتن این نااطمینانی‌ها و تأثیر آنها کمک

می‌کند. بنابراین این پژوهش به بررسی ارتباط سرریز نااطمینانی نرخ تورم بر نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام می‌پردازد.

مبانی نظری و توسعه فرضیه‌ها

نظریه اساسی فیشر^۱ یکی از تئوری‌هایی است که می‌توان به وسیله آن رابطه بین قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی را توضیح داد. این نظریه در سال ۱۹۳۰ توسط فیشر مطرح شد. معادله اساسی فیشر بیانگر این است که نرخ بهره حقیقی از تفاضل نرخ بهره اسمی و تورم بدست می‌آید. معادله (۱) به صورت زیر است:

$$R_t^r = R_t^n - inf_t \quad (1)$$

که در آن R_t^r نرخ بهره حقیقی، R_t^n نرخ بهره اسمی و inf_t نرخ تورم در نظر گرفته شد. در ادامه فیشر این معادله را برای بازدهی سهام در نظر گرفت. معادله (۲) بدین صورت که:

$$RS_t^r = RS_t^n - inf_t \quad (2)$$

که RS_t^r بازده حقیقی سهام، RS_t^n بازدهی اسمی سهام و inf_t نرخ تورم در نظر گرفته شده است. بازدهی اسمی از دیفرانسیل لگاریتم قیمت سهام بدست می‌آید که در رابطه (۳) PS_t قیمت سهام است:

$$RS_t^r = d \ln PS_t \quad (3)$$

در ادامه فیشر مدلی را مطرح می‌کند که نشان می‌دهد نرخ تورم بر بازدهی سهام اثرگذار است. این معادله به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$RS_t^r = \theta_0 + \theta_1 inf_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

بعد از مطرح شدن معادله اساسی فیشر، فاما^۲ در سال ۱۹۸۱ بیان می‌کند که در معادله اساسی فیشر برخی متغیرهای کلان پولی همچون حجم پول و نرخ بهره در نظر گرفته نشده است. به همین خاطر به بررسی بین ارتباط بازار پول و بازار سهام می‌پردازد. او برای تایید ادعای خود از تعادل بازار پول بهره برد. اگر تعادل در بازار پول را این چنین در نظر بگیریم در رابطه (۵) داریم:

1. Fisher
2. Fama

$$\frac{M_t}{P_t} = f(Y_t, R_t) \quad (5)$$

در این رابطه M_t حجم پول، P_t سطح عمومی قیمت‌ها، Y_t درآمد ملی و R_t نرخ بهره است. در ادامه فاما تقاضای پول را به صورت (۶) رابطه تعریف می‌کند:

$$\ln \frac{M_t}{P_t} = \beta_0 \ln Y_t - \beta_1 R_t \quad (6)$$

با توجه به اینکه $\beta_1, \beta_0 > 0$ با ساده‌سازی رابطه (۷) داریم:

$$\ln P_t = -\beta_0 \ln Y_t + \beta_1 R_t + \ln M_t \quad (7)$$

اگر ما از رابطه (۸) قبل دیفرانسیل بگیریم خواهیم داشت:

$$d \ln P_t = -\beta_0 d \ln Y_t + \beta_1 d R_t + d \ln M_t \quad (8)$$

با توجه به اینکه $d \ln P_t = \inf_t$ است رابطه (۹) را خواهیم داشت:

$$\inf_t = -\beta_0 d \ln Y_t + \beta_1 d R_t + d \ln M_t \quad (9)$$

اگر ما رابطه (۹) را در رابطه (۴) قرار دهیم رابطه (۱۰) خواهیم داشت:

$$RS_t^r = \theta_0 - \theta_1 \beta_0 d \ln Y_t + \theta_1 \beta_1 d R_t + \theta_1 d \ln M_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

اگر $\theta_0 = \mu_0$ ، $-\theta_1 \beta_0 = \mu_1$ ، $\theta_1 \beta_1 = \mu_2$ ، $\theta_1 = \mu_3$ ، رابطه (۱۱) خواهیم داشت:

$$RS_t^r = \mu_0 + \mu_1 d \ln Y_t + \mu_2 d R_t + \mu_3 d \ln M_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

با توجه به رابطه بین بازدهی اسمی و بازدهی حقیقی می‌توانیم به رابطه (۱۲) برسیم:

$$RS_t^n = \mu_0 + \mu_1 d \ln Y_t + \mu_2 d R_t + \mu_3 d \ln M_t + \mu_4 \inf_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

اگر رابطه (۱۲) را برای قیمت سهام بنویسیم رابطه (۱۳) خواهیم داشت:

$$\ln PS_t = \mu_0 + \mu_1 \ln Y_t + \mu_2 R_t + \mu_3 \ln M_t + \mu_4 P_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

با توجه به رابطه (۱۳) قیمت سهام به عواملی چون درآمد ملی، نرخ بهره، حجم پول و نرخ تورم بستگی داد. با توجه به توضیحات بالا و بررسی نظریه فیشر به بررسی متغیر نرخ تورم و ارتباط آن با قیمت سهام می‌پردازیم.

نرخ تورم و قیمت سهام

رابطه بازده سهام و تورم در کشورهای گوناگون بنا به دلایل مختلف (از قبیل نرخ‌های تورم متفاوت، ثبات یا بی‌ثباتی سیاسی، اقتصادی، ساختارهای اقتصادی مختلف و...) متفاوت است. فیشر در سال ۱۹۳۰ برای نخستین بار رابطه بین تورم انتظاری و نرخ بازده سهام را مورد بررسی قرار داد. او به این نتیجه رسید که بازده اسمی سهام با نرخ تورم انتظاری تغییر می‌کند و بازده واقعی، مستقل از تورم انتظاری است و با عوامل واقعی از قبیل کارآیی سرمایه و ترجیح‌های زمانی پس‌اندازکنندگان مشخص می‌شود. این بدین معنا است که بازار سهام سپر مناسبی در مقابل تورم بشمار می‌رود. او بر این عقیده بود که بخش‌های پولی و واقعی اقتصاد از هم مستقل‌اند، که آن را تحت عنوان «فرضیه فیشر^۱» می‌شناسند. از فرضیه فیشر برای طرح چارچوب مبانی نظری بین بازده سهام و متغیرهای کلان به خصوص تورم استفاده می‌شود. استدلال او اینگونه بود که با افزایش نرخ تورم، سرمایه‌گذاران انتظار تورم بیشتری در آینده خواهند داشت که این امر موجب رشد نرخ بازده اسمی در آینده می‌شود.

فاما (۱۹۸۱) ارتباط معکوس میان بازده سهام و تورم را به وسیله اثر زنجیره‌ای توضیح می‌دهد. او در مطالعه خود برخلاف فرضیه فیشر به این نتیجه رسید که بازده سهام و تورم رابطه منفی دارند. همچنین او استدلال کرد که تورم سبب کاهش میل به سرمایه‌گذاری می‌شود. به این معنی که در شرایط تورمی پس‌انداز کاهش می‌یابد، به این علت که در شرایط تورمی قدرت خرید مردم بشدت کم می‌شود و با افزایش هزینه‌های زندگی، امکان پس‌انداز وجود ندارد. بنابراین کاهش پس‌انداز سبب کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش قیمت سهام خواهد شد. افزایش تورم موجب بالا رفتن نرخ بهره و سپس، افزایش نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران می‌شود. افزایش نرخ بازده مورد انتظار سبب کاهش قیمت سهام و وضعیت رکودی در بازار بورس خواهد شد.

1. Fisher Phenomenon

مطالعات تجربی زیادی توسط سیاست‌گذاران و پژوهشگران برای تعیین ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و نوسانات بازار سهام انجام شده است و بیان کردند که متغیرهای اقتصاد کلان نقش حیاتی در تئوری‌های قیمت‌گذاری دارایی ایفا می‌کنند و تأثیر زیادی بر قیمت سهام دارند. که به ترتیب به بررسی برخی مطالعات خارجی و مطالعات داخلی در این زمینه می‌پردازیم.

دای اوغلو و آیدین^۱ (۲۰۱۹) رابطه بین شاخص بورس استانبول و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی را با استفاده از مدل‌های GARCH نامتقارن تحلیل کردند. در این مطالعه داده‌های ماهانه را در بازه زمانی ۲۰۰۶-۲۰۱۸ جمع‌آوری کرد. متغیرهای کلان اقتصادی در نظر گرفته شده عبارت بودند از تولید صنعتی، عرضه پول، نرخ تورم، نرخ ارز معادل دلار آمریکا و قیمت نفت. نتایج نشان داد که تولید صنعتی و نرخ ارز تأثیر چشمگیری بر نوسانات بازار سهام استانبول دارد.

مانل و نومن^۲ (۲۰۲۱) ارتباط پویا بین شاخص‌های سهام و اثر نااطمینانی سیاست اقتصادی (EPU) را در هشت کشوری که COVID-19 در آنها شیوع بیشتری داشت (چین، ایتالیا، فرانسه، آلمان، اسپانیا، روسیه، ایالات متحده و بریتانیا) با استفاده از مدل متغیر زمانی خودرگرسیون بردی^۳ برای داده‌های روزانه از سال ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰ بررسی کردند و دریافتند که اثر EPU بر ارتباط شبکه در طول شروع همه‌گیری تغییر کرده است و نشان می‌دهد که سرریز اطلاعات از یک بازار معین بسته به شرایط اقتصادی موجود، ممکن است خبرهای خوب یا بد را برای سایر بازارها نشان دهد.

خان و تنگ^۴ (۲۰۲۱) با بکارگیری مدل شبیه‌سازی پویای ARDL برای دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ به مطالعه واکنش بازار سهام به متغیرهای اقتصاد کلان پرداختند. نتایج تخمین نشان داد که قیمت‌های نفت و قیمت‌های طلا تأثیر مثبت بر بازدهی بازار سهام در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند درحالی‌که تأثیرات نرخ ارز بر بازدهی بازار سهام در کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی است.

1. Dayioglu & Aydin

2. Manel & Noomen.

3. Time-Varying VAR (TVP-VAR) model

4. Khan & Teng.

ماجید^۱ (۲۰۲۲) به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر عملکرد بازار بورس عراق پرداخت و از مدل ARDL برای تحلیل داده‌ها در بازه زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۲۱ استفاده کرد. نتایج این پژوهش نشان داد که نرخ ارز و عرضه پول تأثیر مثبت و معناداری بر عملکرد بازار سهام عراق دارند، در حالی که نرخ بهره تأثیر منفی و معناداری را بر این عملکرد به همراه دارد. همچنین، تأثیر نرخ تورم بر عملکرد بازار سهام منفی و غیرمعنادار گزارش شده است.

حسین و عمر^۲ (۲۰۲۳) در پژوهشی که بر اساس داده‌های ده کشور توسعه یافته در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ انجام دادند، به بررسی این موضوع پرداختند که آیا عوامل کلان اقتصادی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار هستند یا خیر. برای این منظور، آن‌ها از مدل خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL^۳) بهره گرفتند. نتایج پژوهش نشان داد که تولید ناخالص داخلی و توسعه بخش بانکداری تأثیر مثبت و معناداری بر توسعه بازار سهام دارند، در حالی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت اما غیرمعناداری را به همراه دارد. همچنین، نرخ تورم و نقدینگی تأثیر منفی و معناداری بر توسعه بازار سهام دارند.

مجرایما^۴ (۲۰۲۳) به مطالعه رابطه پویا بین متغیرهای کلان اقتصادی، بحران‌های اقتصادی و قیمت سهام در سریلانکا با بکارگیری روش حداقل معمولی (OLS)، طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۰ پرداخت. یافته‌های پژوهش نشان‌دهنده یک رابطه بلندمدت پایدار بین متغیرهای کلان اقتصادی، بحران‌های سیاسی (از قبیل، نرخ بهره، نرخ بهره کوتاه‌مدت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز، تولیدات صنعتی و بحران اقتصادی) و قیمت سهام است.

هشمی و چانگ^۵ (۲۰۲۳) در پژوهش خود به بررسی اثرات نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص‌های بورس کشورهای نوظهور پرداختند و از مدل‌های ARDL و ARDL چندگانه برای این منظور استفاده کردند. نتایج حاصل از مدل ARDL نشان داد که در بلندمدت، متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تراز تجاری و شاخص تولیدات صنعتی تأثیر چشمگیری بر شاخص‌های بورس نوظهور دارند. همچنین، تحلیل مدل ARDL چندگانه نشان داد که اثرات کوتاه‌مدت متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بهره و نرخ ارز در طول روندهای صعودی، افزایشی و نرمال بازارهای سهام

1. Majeed

2. Hussain & Omar.

3. Autoregressive Distributed Lag

4. Madurapperuma

5. Hashmi & Chang.

در حال ظهور متفاوت است. با این حال، اثرات بلندمدت برای تمامی متغیرهای کلان اقتصادی به جز شاخص تولید صنعتی یکسان بوده است.

یاوری، سحابی، عاقلی و شفيعی (۱۳۹۵) در پژوهش خود با عنوان نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی و آثار اقتصادی به بررسی نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی و آثار اقتصادی آن در دوره ۱۳۷۲-۱۳۹۰ با استفاده از مدل واریانس شرطی ناهمسان تعمیم یافته پرداختند، در این مطالعه نااطمینانی در سیاست‌های پولی بر نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ بیکاری مورد بررسی قرار گرفت و نتایج نشان داد که افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی افزایش نوسان‌ها در متغیرهای اقتصادی مورد نظر را به دنبال خواهد داشت.

عباسی‌نژاد، محمدی و ابراهیمی (۱۳۹۶)، به بررسی پویایی‌های رابطه متغیرهای کلان و شاخص بازار سهام با استفاده از الگوی اقتصادسنجی VARX-DCC-GARCH در دوره ماهانه ۱۳۸۱-۱۳۹۲ پرداختند، نتایج نشان داد متغیرهای نرخ ارز، تورم و قیمت نفت هر سه اثری مثبت در بلندمدت بر شاخص سهام دارد و نرخ ارز تأثیرگذاری بیش‌تری دارد. از طرفی شوک‌های کوتاه‌مدت قیمت نفت اثر بیش‌تری بر شاخص سهام دارد. نوسان‌پذیری قیمت نفت ارتباطی با نوسان‌پذیری شاخص سهام ندارد. نوسان‌پذیری نرخ ارز و تورم به ترتیب اثر مثبت و همبستگی مثبت ضعیف با نوسان‌پذیری شاخص سهام دارد.

افشاری، توکلیان و بیات (۱۳۹۷) به مطالعه تأثیرگذاری نوسانات بازار سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی برای دوره زمانی ۱۳۷۴-۱۳۹۳ با استفاده از روش $DSGE^1$ پرداختند و دریافته‌اند که شوک‌های وارده بر شاخص قیمت کل سهام اثرات جزئی بر متغیرهای تورم و تولید داشته است که این مسئله می‌تواند به دلیل کوچک بودن بازار سهام ایران باشد.

ابراهیمی (۱۳۹۸) با بکارگیری ده الگوریتم وزن‌دهی برای داده‌های ماهانه ۱۳۸۴-۱۳۹۶ به مطالعه تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان در بازار سهام ایران پرداخت. یافته‌های پژوهش نشان داد که بیشترین تأثیر بر بازار سهام مربوط به تولید ناخالص داخلی است و اینکه رابطه بین قیمت سهام و متغیرهای نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، تراز تجاری، حجم حقیقی پول و نرخ واقعی ارز مثبت است.

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium Modeling

در مطالعه گرجی پور، عثمانی و ابراهیمی سالاری (۱۴۰۰)، تأثیر عوامل کلان اقتصادی بر بازدهی سهام در طی شیوع همه‌گیری کووید-۱۹ در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش داده پانل طی دوره ۱۳۹۸-۱۴۰۰ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که تعداد مرگ و میر ناشی از کووید-۱۹ با بازده سهام صنایع منتخب رابطه‌ای معنادار و نامتقارن داشت. همچنین متغیرهای دیگری مانند نرخ ارز-دلار آمریکا و قیمت طلا نیز مورد بررسی قرار گرفتند و به ترتیب رابطه‌ای معنادار، مثبت و منفی با بازده سهام صنایع منتخب داشتند.

موسوی، نگه‌داری، اسدپور و کمالی (۱۴۰۱) با استفاده از رگرسیون چندکی طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۰ به مطالعه تأثیرات متغیرهای اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام در شرکت‌های اصلی طرف تجاری ایران پرداختند. نتایج آنها بیان‌کننده اثرات مثبت و معنی‌دار اثرات حجم نقدینگی، نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام است. حاتم‌راد، آدرنگی، اصغرپور و حقیقت (۱۴۰۲) به مطالعه اثرگذاری ۹ متغیر کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام بورس ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۶ با بکارگیری تکنیک‌های میانگین‌گیری بیزین و حداقل مربعات متوسط وزنی پرداختند و نشان دادند که اصلی‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر تخمین قیمت سهام متغیرهای شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز هستند.

بطور کلی در پژوهش‌های صورت گرفته بررسی‌های مختلفی در زمینه تأثیر عوامل اقتصادی بر بازار سهام مطرح شده است. این بررسی‌ها را می‌توان به چهار دسته تقسیم بندی کرد: ۱- بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی بر نوسانات بازار کلی سهام. ۲- بررسی تأثیر یک نااطمینانی سیاستی اقتصادی خاص بر بازار کلی سهام. ۳- بررسی تأثیر نااطمینانی متغیرهای اقتصادی بر بازار کلی سهام. ۴- بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های مختلف در یک بخش اقتصادی.

نبود مطالعه‌ای که به بررسی اثر سرریز نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی بر نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام هم در بعد زمانی و هم در بعد فرکانسی (کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت) در بین مطالعات صورت گرفته احساس می‌شود. به همین خاطر در این پژوهش به بررسی اثر سرریز نااطمینانی نرخ تورم بر بخش‌های مختلف بازار سهام در ایران در بعد زمانی و فرکانسی پرداخته شد.

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش، تأثیر نوسانات نااطمینانی متغیرهای نرخ ارز (قیمت دلار آمریکا در بازار آزاد)، نرخ بهره بین بانکی، درآمد مالیاتی دولت و نرخ تورم بر نوسانات سهام ۱۱ بخش مختلف بازار سهام مورد بررسی قرار گرفته است. داده‌های مورد استفاده از سامانه وزارت اقتصاد و دارایی، بانک مرکزی ایران، سامانه مدیریت اطلاعات پژوهشی مالیاتی و مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده‌اند. انتخاب این ۱۱ بخش به طور تجربی به دلیل داشتن ارزش بازاری بالاتر نسبت به بخش‌های دیگر بازار و همچنین توجه بیش‌تر سیاست‌گذار به این بخش‌ها در حمایت از بازار سهام در هنگام بروز شوک‌ها از طریق بازارگردانی و همچنین توجه بیش‌تر سهامداران خرد به این بخش‌ها برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام صورت گرفته است که شامل بخش‌های فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی، دارویی، خودرو، رایانه، سیمان، بانک‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها، غذایی، انبوه‌سازی و شیمیایی) هستند. این بخش‌ها متعلق به دو گروه شاخص صنعت و شاخص مالی هستند. شاخص صنعت به میانگین تغییرات قیمت سهام شرکت‌های فعال در بخش صنعت و شاخص مالی نیز به میانگین تغییرات قیمت سهام شرکت‌های فعال در بخش مالی اشاره دارد. تمامی داده‌های استفاده شده در این پژوهش به صورت سری زمانی ماهانه در بازه زمانی خرداد ۱۳۹۲ تا اردیبهشت ۱۴۰۲ مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

بررسی مانایی متغیرهای پژوهش

قبل از انجام تحلیل رگرسیون، برای جلوگیری از وجود رگرسیون کاذب، لازم است تمامی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد در سطوح احتمال ۱ درصد، ۵ درصد و یا ۱۰ درصد مورد بررسی قرار گیرند. در صورتی که متغیرها نامانا باشند، باید آن‌ها را به صورت مانا تبدیل کنیم. در صورتی که با یک بار تفاضل‌گیری مانا شوند، دنباله زمانی اصلی با $I(1)$ نشان داده می‌شود. در صورتی که با دو بار تفاضل‌گیری مانا شوند، دنباله زمانی اصلی با $I(2)$ نشان داده می‌شود. به عبارت دیگر، اگر سری زمانی پس از d بار تفاضل‌گیری مانا شود، مرتبه آن d خواهد بود (گجراتی، ۱۳۹۲). برای این کار از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته استفاده شده است. نتایج آزمون در جدول (۱) نشان می‌دهد که بیشتر متغیرها در سطح احتمال ۵ درصد با تفاضل مرتبه اول مانا شده‌اند و تنها متغیر نرخ تورم و نرخ بهره در سطح معنادار هستند.

جدول ۱. بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکسی فولر تعمیم یافته

متغیرها	مدل	در سطح	تفاضل مرتبه اول	نتیجه
شاخص فرآورده‌های نفتی (Oil)	با عرض از مبدا	-۲/۳۲۸۸۰۸ (۰/۱۶۴۷)	-۶/۱۶۳۶۸۱ (۰/۰۰۰۰)°	(1)I
شاخص فلزات اساسی (Metal)	با عرض از مبدا	۱/۵۶۱۸۰۷ (۰/۹۹۹۴)	-۵/۳۱۷۹۰۶ (۰/۰۰۰۰)°	(1)I
شاخص دارویی (Drug)	با عرض از مبدا	۰/۸۸۶۴۶۵ (۰/۹۹۵۱)	-۸/۰۸۲۹۴۷ (۰/۰۰۰۰)°	(1)I
شاخص خودرویی (Car)	با عرض از مبدا	-۰/۵۰۱۲۰۱ (۰/۸۸۶۰)	-۷/۹۹۵۱۷۰ (۰/۰۰۰۰)°	(1)I
شاخص رایانه (Computer)	با عرض از مبدا	-۰/۰۱۹۰۷۹ (۰/۹۵۴۳)	-۱۰/۴۷۲۱۱ (۰/۰۰۰۰)°	(1)I
شاخص سیمان (Cement)	با عرض از مبدا	۱/۴۵۶۹۲۷ (۰/۹۹۹۱)	-۸/۳۳۵۹۸۷ (۰/۰۰۰۰)°	(1)I
شاخص بانک (Bank)	با عرض از مبدا	۰/۰۵۷۲۹۷ (۰/۹۶۱۰)	-۷/۷۹۱۷۹۸ (۰/۰۰۰۰)°	(1)I
شاخص سرمایه‌گذاری (Investment)	با عرض از مبدا	-۰/۹۷۹۸۰۰ (۰/۷۵۸۹)	-۷/۸۶۳۷۹۳ (۰/۰۰۰۰)°	(1)I
شاخص غذایی (Food)	با عرض از مبدا	۰/۲۵۱۸۸۶ (۰/۹۷۴۸)	-۸/۱۵۴۲۸۲ (۰/۰۰۰۰)°	(1)I
شاخص انبوه‌سازی (Building)	با عرض از مبدا	-۰/۲۶۲۷۰۲ (۰/۹۲۵۸)	-۸/۰۱۲۵۵۸ (۰/۰۰۰۰)°	(1)I
شاخص شیمیایی (Chemical)	با عرض از مبدا	۲/۹۳۸۸۸۹ (۱/۰۰۰۰)	-۵/۳۴۴۸۰۳ (۰/۰۰۰۰)°	(1)I
قیمت ارز (Exc)	با عرض از مبدا	۳/۱۰۵۳۲۰ (۱/۰۰۰۰)	-۶/۴۱۵۹۳۶ (۰/۰۰۰۰)°	(1)I
نرخ تورم (Inf)	با عرض از مبدا	-۵/۴۳۵۲۷۶ (۰/۰۰۰۰)°	-	)I(
نرخ بهره (Int)	با عرض از مبدا	-۳/۱۷۸۷۲۶ (۰/۰۲۳۷)°	-	)I(
مالیات (Tax)	با عرض از مبدا	۰/۰۰۹۶۰۳ (۰/۹۵۶۸)	-۱۷/۰۵۸۸۹ (۰/۰۰۰۰)°	(1)I

* معناداری در سطح ۵ درصد را نشان می‌دهد.

محاسبه نااطمینانی متغیرهای پژوهش

برای بدست آوردن نااطمینانی نسبت به نرخ تورم در ابتدا می‌بایست شاخصی برای آن در نظر بگیریم. برای اندازه‌گیری این شاخص از روش واریانس شرطی همسان تعمیم‌یافته GARCH استفاده می‌شود. قبل از تخمین نااطمینانی نرخ تورم ابتدا باید به بررسی این پردازیم که سری زمانی نرخ تورم از چه فرآیندی (خود همبسته، میانگین متحرک و ...) پیروی می‌کند. برای این کار از روش باکس-جنکینز^۱ استفاده می‌شود. پس از مشخص شدن فرآیند متغیر نرخ تورم با استفاده از روش واریانس شرطی همسان تعمیم‌یافته GARCH به تخمین متغیر پرداخته شد، با انجام آزمون‌های نکویی برازش شامل آزمون خود همبستگی بروش گادفری^۲ و آزمون LM برای تشخیص اثر ARCH^۳ مشخص شد که مناسب‌ترین مدل برای متغیر نرخ تورم GARCH(1,3) است. برای سایر متغیرها (نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ مالیات) نیز به همین شیوه عمل شد. برآوردها نشان داد که برای نرخ تورم GARCH(1,1)، برای نرخ بهره GARCH(2,1) و برای نرخ مالیات GARCH(1,2) مدل مناسب‌تری هستند. پس از تخمین این متغیرها، باقیمانده این سری‌های زمانی متغیر نااطمینانی ما محسوب می‌شوند.

محاسبه نوسانات

برای اندازه‌گیری نوسانات شاخص ۱۱ بخش بازار سهام و نااطمینانی متغیر نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره بین بانکی و نرخ مالیات از روش نوسانات تصادفی^۴ چان و گران (۲۰۱۶) استفاده شده است، با این فرض که واریانس متغیر در زمان یک فرایند تصادفی غیرقابل مشاهده را دنبال می‌کند و به طور کامل به مشاهده‌های گذشته بستگی ندارد. مدل نوسانات تصادفی صورت معادله (۱۴) و (۱۵) تعریف می‌شود:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t^y \cdot \varepsilon_t^y \square N(0, e^{h_t}) \quad (14)$$

$$y_t = \mu + \varepsilon_t^y \cdot \varepsilon_t^y \square N(0, e^{h_t}) \quad (15)$$

-
- 1 . Box-Jenkins methodology
 - 2 . Breusch-Godfrey test
 - 3 . Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
 4. Stochastic Volatility

در حالی که y_t بازدهی دارایی مالی است و لگاریتم نوسانات h_t پروسه مانایی $AR(1)$ با $|\phi_h| < 1$ و میانگین غیر شرطی μ_h دنبال می‌کند. خطای ε_t^y و ε_t^h برای هر وقفه و گروه مستقل از هم هستند. این فرآیند با $h_t \sim N(\mu_h, \omega_h^2 / (1 - \phi_h^2))$ که برای برآورد پارامتر از مدل بیزین استفاده می‌کند.

تحلیل تجربی

برای مدل VAR مورد بررسی، از معیار هنان کوین (HQ) برای تعیین ترتیب وقفه بهینه استفاده شده است. این ترتیب در کل دوره ۱ در نظر گرفته شده است تا بتوانیم نمونه‌های مناسب را در VAR در نظر بگیریم. همچنین، دوره پیش‌بینی ۲۴ ماه و اندازه پنجره غلتان ۳۵ ماه (حدود یک سوم کل مشاهدات) تعیین شده است. در تحلیل دامنه فرکانس، ارتباط به سه جزء فرکانس مختلف، یعنی مولفه کوتاه مدت (یک تا شش ماه)، مولفه میان‌مدت (شش تا دوازده ماه) و مولفه بلندمدت (بیش از دوازده ماه) تجزیه شده است.

اندازه‌گیری ارتباط در دامنه فرکانس زمانی

برای به دست آوردن دینامیک فرکانس (کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت) ارتباط، برنیک و کرلیک^۱ (۲۰۱۸) از تجزیه‌های طیفی واریانس بیشتر برای گسترش چارچوب دامنه زمانی و دیبولد و ایلماز (۲۰۰۹، ۲۰۱۲) برای یک چارچوب فرکانس زمانی از معادله (۱۶) استفاده کردند.

$$S_X(\omega) = \sum_{H=-\infty}^{\infty} E(X_t X_{t-H}') e^{-i\omega H} = \Psi(e^{-i\omega}) \Sigma \Psi'(e^{+i\omega}) \quad (16)$$

معادله $\Psi(e^{-i\omega}) = \sum e^{-i\omega h} \Psi_h$ یک تابع واکنش فرکانسی است که می‌تواند به عنوان تبدیل فوریه ضرایب Ψ_h با $i = \sqrt{-1}$ باشد. طیف توان $S_X(\omega)$ توزیع واریانس X_t روی اجزای فرکانس^{۱۰} توصیف می‌کند. طیف علل کلی VAR در فرکانس را می‌توان به صورت معادله (۱۷) بیان کرد:

1. Barunik & Krehlik

$$(\Theta(\omega))_{j,k} = \frac{\sigma_{kk}^{-1} \left| \left(\Psi(e^{-i\omega}) \Sigma \right)_{j,k} \right|^2}{\left(\Psi(e^{-i\omega}) \Sigma \Psi'(e^{+i\omega}) \right)_{j,j}} \quad (۱۷)$$

این عبارت سهم نوسانات متغیر z را در فرکانس معین ω به دلیل ضربه در متغیر k نشان می‌دهد. لازم به بیان است که ما بیشتر به سهم تغییرات در دامنه فرکانس خاص توجه داریم تا به یک فرکانس واحد. با توجه به یک باند فرکانسی دلخواه $d = (ab)$ ، $ab \in (-\pi, \pi)$ ، $a < b$ تجزیه واریانس عمومی باند d به معادله (۱۸) تعریف می‌شود:

$$(\Theta_d)_{j,k} = \frac{1}{2\pi} \int_d P_j(\omega) (\Theta(\omega))_{j,k} d\omega \quad (۱۸)$$

$$P_j(\omega) = \frac{\left(\left(\Psi(e^{-i\omega}) \Sigma \Psi'(e^{+i\omega}) \right)_{j,j} \right)}{\frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \left(\Psi(e^{-i\lambda}) \Sigma \Psi'(e^{+i\lambda}) \right)_{j,j} d\lambda} \quad \text{هنگامی که}$$

تجزیه طبیعی از تجزیه واریانس به فرکانس، ما می‌توانیم $\Theta(\omega)_{j,k}$ به وسیله $P_j(\omega)$ وزن دهیم، که سهم فرکانس واریانس متغیر z را بیان می‌کند. تجزیه واریانس کلی مقیاس شده در باند فرکانس در معادله (۱۹) عبارتند از:

$$(\tilde{\Theta}_d)_{j,k} = \frac{(\Theta_d)_{j,k}}{\sum_k (\Theta_\infty)_{j,k}} \quad (۱۹)$$

حال آن که $(\Theta_\infty)_{j,k} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} P_j(\omega) (\Theta(\omega))_{j,k} d\omega$ نشان‌دهنده توزیع در تمام فرکانس‌ها است. اتصال درون در باند فرکانس d در معادله (۲۰) تعریف می‌شود:

$$C_d^w = 100 \cdot \left(\frac{\Sigma \tilde{\Theta}_d - \text{Tr} \{ \tilde{\Theta}_d \}}{\Sigma \tilde{\Theta}_d} \right) = 100 \cdot \left(1 - \frac{\text{Tr} \{ \tilde{\Theta}_d \}}{\Sigma \tilde{\Theta}_d} \right) \quad (۲۰)$$

$\text{Tr} \{0\}$ عملگر ترانهاده است و $\Sigma \tilde{\Theta}_d$ نشان‌دهنده مجموع همه عناصر ماتریس $\tilde{\Theta}_d$ است. این مفهوم ارتباطی را که فقط در محدوده فرکانس رخ می‌دهد بیان می‌کند. اگر اهمیت

نسبی باند فرکانسی اندک باشد، حتی اگر اتصال داخلی در باند فرکانس قوی باشد، باز هم مجموع اتصال همچنان ضعیف خواهد بود. در معادله (۲۱) ارتباط فرکانسی در محدوده فرکانس d به صورت زیر تعریف می شود:

$$C_d^f = 100. \left(\frac{\sum \tilde{\Theta}_d - Tr \{ \tilde{\Theta}_d \}}{\sum \tilde{\Theta}_\infty} \right) = C_d^w. \left(\frac{\sum \tilde{\Theta}_d}{\sum \tilde{\Theta}_\infty} \right) \quad (21)$$

ارتباط فرکانسی ارتباط کلی اجزا را در محدوده فرکانس مختلف تجزیه می کند. با d_s فاصله روی خط واقعی از مجموعه ای فواصل D نشانه گذاری می شود که از پارتیشن فاصله $(-\pi, \pi)$ شکل می گیرد، بطوریکه $\bigcap_{d_s \in D} d_s = \emptyset$ ، و $\bigcup_{d_s \in D} d = (-\pi, \pi)$ بگذارید $L \rightarrow \infty$ ، و بارونیک و کرهلیک (۲۰۱۸) در معادله (۲۲) نشان داد که:

$$C = \sum_{d_s \in D} C_{d_s}^f \quad (22)$$

C ارتباط کلی در حوزه فرکانس است. ارتباط فرکانسی را می توان از دیگران به j و از j به دیگران به صورت معادله (۲۳) و (۲۴) گسترش داد:

$$(C_d^f)_{j \leftarrow} = \sum_{k=1, k \neq j} (\tilde{\Theta}_d)_{j,k} \frac{\sum \tilde{\Theta}_d}{\sum \tilde{\Theta}_\infty} \quad (23)$$

و

$$(C_d^f)_{j \rightarrow} = \sum_{k=1, k \neq j} (\tilde{\Theta}_d)_{k,j} \frac{\sum \tilde{\Theta}_d}{\sum \tilde{\Theta}_\infty} \quad (24)$$

ارتباط خالص در معادله (۲۵) به عنوان تفاوت بین دو شاخص جهت گیری بدست می آید:

$$(C_d^f)_j = (C_d^f)_{j \rightarrow} - (C_d^f)_{j \leftarrow} \quad (25)$$

این روش را می توان با فناوری پنجره ی غلتان ترکیب کرد تا اثر سرریز ناپایداری را در فرکانس های مختلف و روند کلی توسعه را مطالعه کرده، شاخص سرریز ناپایداری را بیشتر گسترش داده و قدرت بررسی اثر انتقال سرریز نوسان را افزایش داد.

یافته‌های پژوهش

جدول (۲) آمار توصیفی نوسانات نااطمینانی متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بهره بین بانکی، نرخ درآمد مالیاتی دولت و شاخص ۱۱ بخش بازار سهام را نشان می‌دهد. میانگین نوسانات نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی از میانگین نوسانات ۱۱ بخش بازار سهام در ایران بیش‌تر است که این امر بیانگر این است که ناپایداری نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی از شاخص قیمتی بخش‌های مختلف بازار سهام در ایران بیش‌تر است. همچنین آماره جاک برآ نشان می‌دهد که توزیع احتمالی نوسانات غیر نرمال بوده و دارای چولگی مثبت و کشیدگی کم و زیاد هستند.

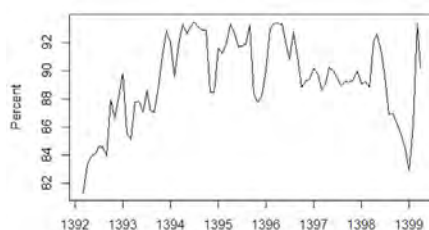
جدول ۲. آماره‌های توصیفی نوسانات متغیرها

آماره جاک برآ	کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	کمترین	بیشترین	میانه	میانگین
UNEXC	۳/۵۷۳	۱/۱۴۲	۰/۰۳۲	۰/۰۱۲	۰/۱۴۱	۰/۰۳۹	۰/۰۴۸
UNINF	۴/۳۷۲	۱/۳۴۰	۰/۵۷۳	۰/۴۱۶	۳/۰۲۲	۰/۸۶۷	۱/۰۷۰
UNINT	۱۴/۹۱۶	۳/۳۴۴	۰/۰۵۸	۰/۰۰۰	۰/۳۲۴	۰/۰۱۶	۰/۰۳۵
UNTAX	۲/۶۷۶	۰/۸۱۰	۰/۰۱۸	۰/۱۰۷	۰/۱۷۵	۰/۱۲۴	۰/۱۲۹
BANK	۶/۱۳۷	۱/۵۱۳	۰/۰۵۶	۰/۰۲۳	۰/۳۲۳	۰/۰۸۴	۰/۰۹۸
BUILDING	۳/۱۶۷	۰/۹۰۵	۰/۰۶۴	۰/۰۴۸	۰/۳۱۲	۰/۱۱۹	۰/۱۲۹
CAR	۶/۵۷۰	۱/۵۲۳	۰/۰۶۸	۰/۰۴۶	۰/۴۱۹	۰/۱۴۲	۰/۱۴۶
CEM	۲/۳۵۳	۰/۷۸۴	۰/۰۶۳	۰/۰۴۰	۰/۲۵۷	۰/۰۹۰	۰/۱۰۸
CHEMICAL	۴/۱۴۵	۱/۰۵۲	۰/۰۵۴	۰/۰۲۳	۰/۲۷۸	۰/۰۸۹	۰/۰۹۴
COM	۸/۴۶۳	۲/۱۹۷	۰/۰۵۳	۰/۰۳۴	۰/۳۲۷	۰/۰۷۳	۰/۰۸۹
DRUG	۲/۲۴۴	۰/۶۰۷	۰/۰۶۰	۰/۰۲۶	۰/۲۴۹	۰/۰۹۲	۰/۱۰۲
FOOD	۲/۳۵۱	۰/۵۸۱	۰/۰۶۱	۰/۰۳۶	۰/۲۶۹	۰/۱۰۶	۰/۱۱۲
INV	۴/۲۷۷	۱/۳۰۲	۰/۰۶۲	۰/۰۲۵	۰/۳۱۶	۰/۰۷۱	۰/۰۹۰
METAL	۷/۸۴۶	۲/۱۱۲	۰/۰۴۳	۰/۰۶۲	۰/۲۸۷	۰/۰۸۹	۰/۱۰۵
OIL	۲۹/۲۵۳	۴/۲۷۵	۰/۱۲۹	۰/۰۲۵	۱/۱۲۲	۰/۱۲۲	۰/۱۴۹

*نشان‌دهنده معناداری آماری در سطح ۵ درصد است.

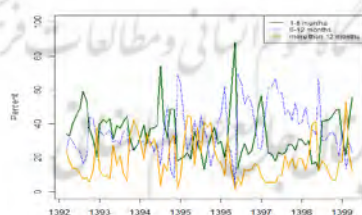
ارتباط سرریز کلی نوسانات

شکل (۱) ارتباط سرریز نوسانات کل در دامنه زمانی را نشان می‌دهد که با محاسبه تجزیه واریانس در دامنه زمانی از سال ۱۳۹۲ اندازه‌گیری شده است. پیوستگی کلی نوسانات بیش از ۸۰ درصد است که در دامنه ۸۲ تا ۹۵ درصد قرار دارد و دروه زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ روند با ثبات با میانگین ۹۰ درصدی را برخوردار است. این امر نشان می‌دهد که بین سرریز نوسانات نااطمینانی نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بهره بانکی و نرخ مالیات با سرریز نوسانات ۱۱ بخش بازار سهام ارتباط بالایی وجود دارد.



شکل ۱. ارتباط سرریز نوسانات کل در دامنه زمانی

شکل (۲) ارتباط سرریز نوسانات کل در دامنه فرکانسی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت را نشان می‌دهد، شواهد موجود در شکل بیان‌کننده این است که در کوتاه مدت و میان مدت ارتباط بین نوسانات نااطمینانی‌ها و نوسانات ۱۱ بخش بازار سهام بیشتر است و این ارتباط در بلندمدت کاهش می‌یابد. در نتیجه نتایج بیانگر این است که انتقال شوک‌ها از جانب نااطمینانی متغیرهای اقتصادی بر بخش‌های بازار سهام در کوتاه‌مدت و میان‌مدت اتفاق می‌افتد و انتقال شوک در بلندمدت کمتر است.

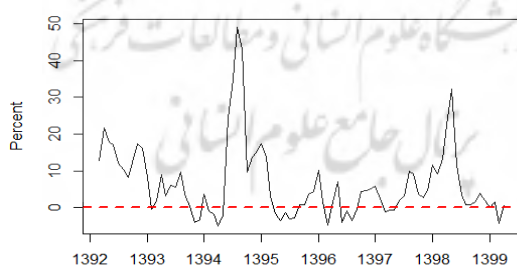


شکل ۲. ارتباط سرریز نوسانات کل در دامنه فرکانسی

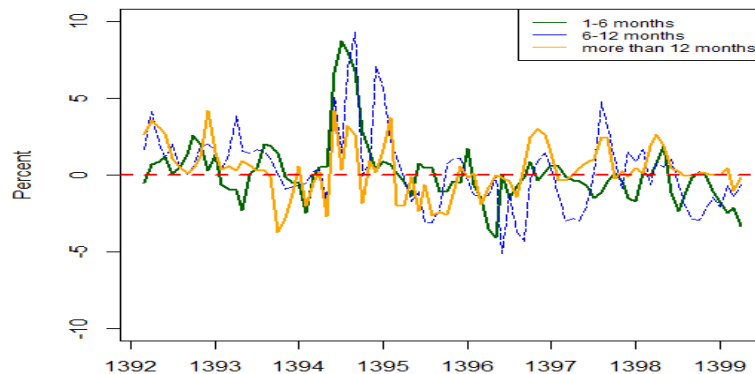
توضیحات: (شکل سبز رنگ برای دوره ۱ تا ۶ ماه (کوتاه مدت)، شکل آبی رنگ برای دوره ۶ تا ۱۲ ماه (میان‌مدت) و شکل نارنجی رنگ برای دوره بیش از ۱۲ ماه (بلندمدت) نشان می‌دهد.

ارتباط نوسانات خالص

شکل (۳) سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ تورم بر بخش‌های مختلف بازار سهام را در دامنه زمانی نشان می‌دهد. نتایج بیانگر این است که در دوره زمانی مورد نظر سرریز نوسانات به صورت مثبت و منفی اتفاق می‌افتد اما بیشتر نوسانات سرریز به صورت مثبت است و این نشان می‌دهد که نااطمینانی نسبت به نرخ تورم در دامنه زمانی انتقال‌دهنده شوک به بخش‌های مختلف بازار سهام است. سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ تورم بر بخش‌های بازار سهام در دو زیر دوره مرداد ۱۳۹۴ تا خرداد ۱۳۹۵ و آذر ۱۳۹۷ تا مهر ۱۳۹۸ بیشترین مقدار خود را دارد. همچنین در زیر دوره‌های آذر ۱۳۹۳ تا اسفند ۱۳۹۳، اردیبهشت ۱۳۹۴ تا مرداد ۱۳۹۴، خرداد ۱۳۹۵ تا آبان ۱۳۹۵، مرداد ۱۳۹۶ تا آذر ۱۳۹۶، خرداد ۱۳۹۷ تا مرداد ۱۳۹۷ و فروردین ۱۳۹۹ تا خرداد ۱۳۹۹ این مقدار منفی است که نشان‌دهنده این است که نااطمینانی نرخ تورم در سیستم ما گیرنده ریسک بوده است. البته مقادیر منفی سرریز خالص نااطمینانی نرخ تورم بر بخش‌های بازار سهام در این زیر دوره‌ها ناچیز است. شکل (۴) ارتباط سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ تورم در دامنه فرکانسی کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت را نشان می‌دهد. با توجه به این شکل میزان سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ تورم در دامنه فرکانسی نسبت به دامنه زمانی کم‌تر است و در دامنه فرکانسی در زیر دوره‌های بیش‌تری نااطمینانی نرخ تورم گیرنده ریسک می‌باشد و مقدار آن منفی است. همچنین میانگین ارتباط سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ تورم در بلندمدت از میان مدت و کوتاه مدت بیش‌تر است که نشان می‌دهد نااطمینانی نرخ تورم در بلندمدت انتقال‌دهنده بیش‌تری از ریسک بر بخش‌های مختلف بازار سهام است.



شکل ۳. ارتباط سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ تورم در دامنه زمانی

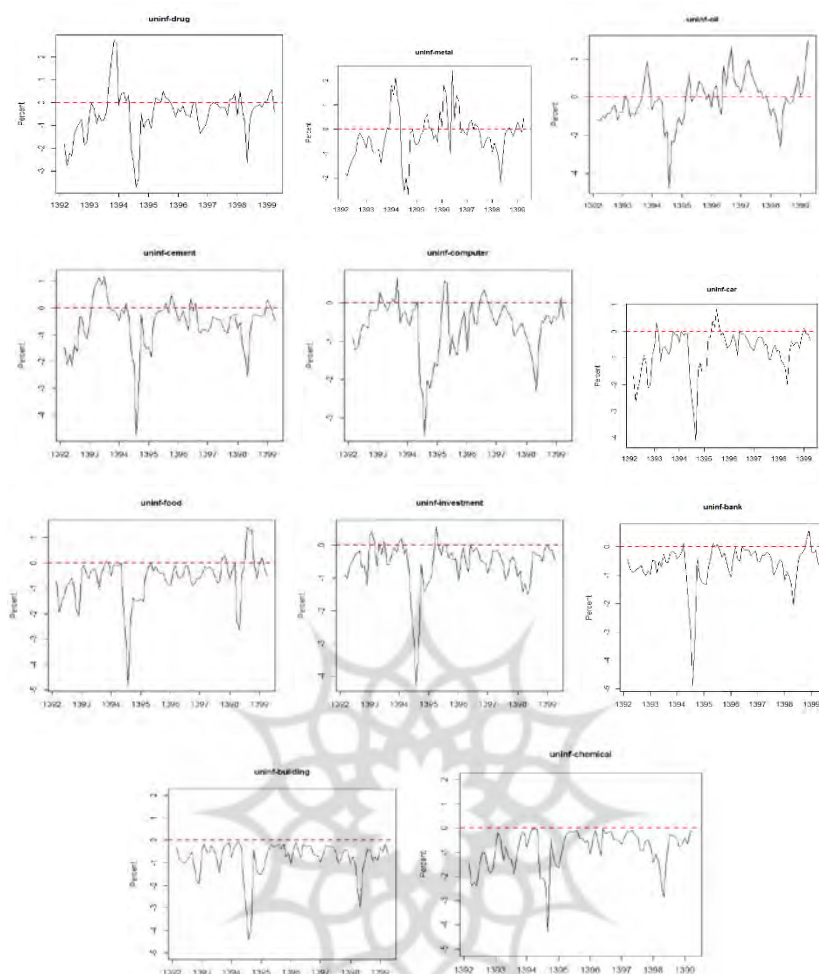


شکل ۴. ارتباط سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ تورم در دامنه فرکانسی

توضیحات: (شکل سبز رنگ برای دوره ۱ تا ۶ ماه (کوتاه مدت)، شکل آبی رنگ برای دوره ۶ تا ۱۲ ماه (میان مدت) و شکل نارنجی رنگ برای دوره بیش از ۱۲ ماه (بلند مدت) نشان می‌دهد).

ارتباط نوسانات خالص جفتی

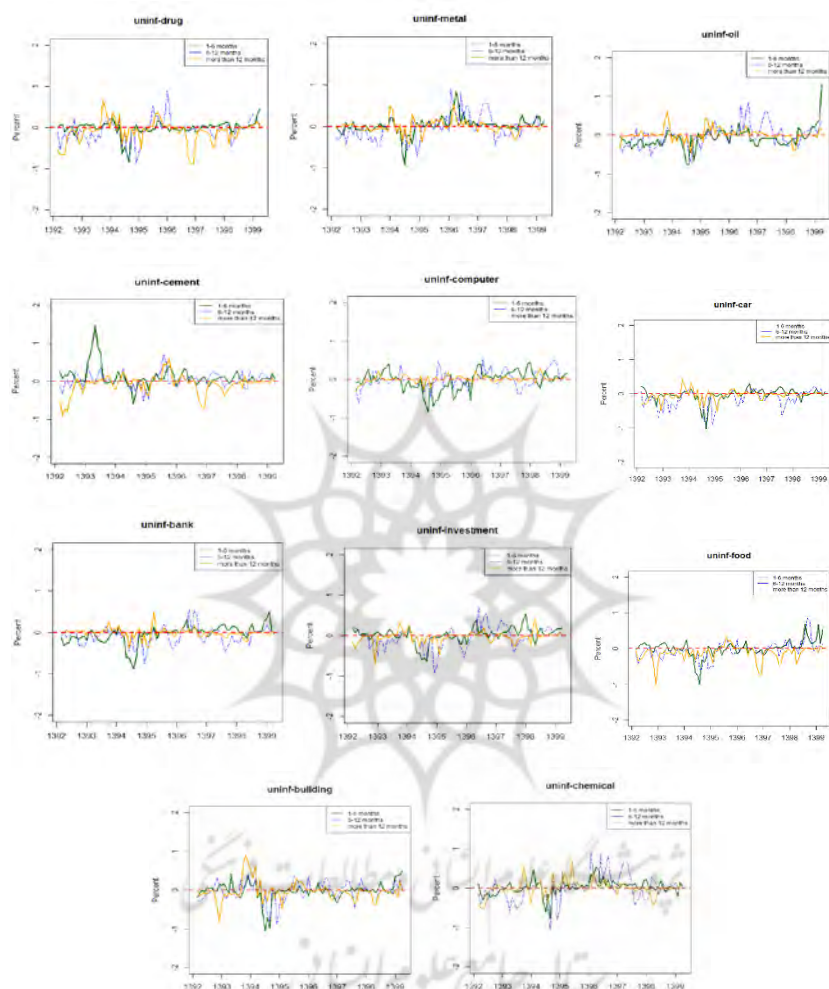
شکل (۵) ارتباط سرریز نوسانات جهت‌دار جفتی نااطمینانی نرخ تورم و ۱۱ بخش بازار سهام (فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی، دارویی، خودرویی، رایانه، سیمانی، بانکی، سرمایه‌گذاری، غذایی، انبوه‌سازی و شیمیایی) را در دامنه زمانی نشان می‌دهد. ارتباط سرریز جفتی نااطمینانی نرخ تورم در بیشتر بخش‌ها منفی است و نشان می‌دهد که در دامنه زمانی نااطمینانی نرخ تورم گیرنده ریسک بوده است. نااطمینانی نرخ تورم بیشترین سرریز را از بخش‌های انبوه‌سازی، شیمیایی، بانک‌ها، غذایی و خودرویی و رایانه دریافت می‌کند. همچنین سرریز مثبت نااطمینانی نرخ تورم در برخی زیردوره‌ها در بخش‌هایی چون فرآورده‌های نفتی و فلزات اساسی، بیش‌تر از سایر بخش‌های دیگر در دوره زمانی است. این امر بیانگر این است که اثر سرریز نااطمینانی نرخ تورم بر بخش‌های مختلف بازار سهام ناپایدار است. این امر می‌تواند بدلیل وجود ریسک‌های متفاوت باشد.



شکل ۵. ارتباط سرریز نوسانات جهت دار جفتی نااطمینانی نرخ تورم و ۱۱ بخش بازار سهام (فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی، دارویی، خودرویی، رایانه، سیمانی، بانکی، سرمایه‌گذاری، غذایی، انبوه‌سازی و شیمیایی) در دامنه زمانی

شکل (۶) ارتباط سرریز نوسانات جهت دار جفتی نااطمینانی نرخ تورم و ۱۱ بخش بازار سهام (فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی، دارویی، خودرویی، رایانه، سیمانی، بانکی، سرمایه‌گذاری، غذایی، انبوه‌سازی و شیمیایی) را در دامنه فرکانسی نشان می‌دهد. ارتباط سرریز نوسان جفتی در غالب بخش‌های بازار سهام به ترتیب در کوتاه‌مدت و میان‌مدت قوی‌تر است اما این ارتباط در بلندمدت در بخش‌های دارویی و غذایی قوی است. همچنین در کوتاه‌مدت بخش‌های

سیمانی، فلزات اساسی، شیمیایی، سرمایه گذاری و غذایی، در میان مدت بخش های سیمانی و رایانه و در بلندمدت بخش های فرآورده نفتی و رایانه نسبت به نااطمینانی نرخ تورم آسیب پذیرترند.



شکل ۶. ارتباط سرریز نوسانات جهت دار جفتی نااطمینانی نرخ تورم و ۱۱ بخش بازار سهام (فرآورده های نفتی، فلزات اساسی، دارویی، خودرویی، رایانه، سیمانی، بانکی، سرمایه گذاری، غذایی، انبوه سازی و شیمیایی) در دامنه زمانی فرکانسی (شکل سبز رنگ برای دوره ۱ تا ۶ ماه (کوئانه مدت)، شکل آبی رنگ برای دوره ۶ تا ۱۲ ماه (میان مدت) و شکل نارنجی رنگ برای دوره بیش از ۱۲ ماه (بلند مدت) نشان می دهد.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی ارتباط نوسانات پویای نااطمینانی نرخ تورم بر نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام هم در دامنه زمانی و هم در دامنه فرکانسی (کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت) در ایران با استفاده از رهیافت شاخص ارتباط زمان - فرکانس که توسط دیبولد و ایلماز (۲۰۰۹، ۲۰۱۲) و برنیک و کرلیک (۲۰۱۸) توسعه داده شده است، پرداخته شد، بررسی ارتباط سرریز کلی نوسانات در دامنه زمانی نشان می‌دهد که پیوستگی کلی نوسانات بیش از ۸۰ درصد است که در دامنه ۸۲ تا ۹۵ درصد قرار دارد و در دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ روند با ثبات با میانگین ۹۰ درصدی را برخوردار است. این امر نشان می‌دهد که بین سرریز نوسانات نااطمینانی نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره بانکی و نرخ مالیات با سرریز نوسانات ۱۱ بخش بازار سهام ارتباط بالایی وجود دارد. این نتیجه با مطالعات حسین و همکاران (۲۰۲۳)، مجراپرما (۲۰۲۳)، عباسی نژاد و همکاران (۱۳۹۶)، ابراهیمی (۱۳۹۸)، موسوی و همکاران (۱۴۰۱) و حاتم‌راد و همکاران (۱۴۰۲) هم راستاست. همچنین ارتباط سرریز کلی نوسانات در دامنه فرکانسی بیانگر این است که در کوتاه مدت و میان مدت ارتباط بین نوسانات نااطمینانی‌ها و نوسانات ۱۱ بخش بازار سهام بیشتر است و این ارتباط در بلندمدت کاهش می‌یابد. در نتیجه نتایج بیانگر این است که انتقال شوک‌ها از جانب نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی بر بخش‌های بازار سهام در کوتاه مدت و میان مدت اتفاق می‌افتد و انتقال شوک در بلندمدت کمتر است که این نتیجه با مطالعه هاشمی و همکاران (۲۰۲۳) همخوانی دارد. در ادامه به بررسی ارتباط سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ تورم پرداخته شد. نتایج نشانگر این است که در دوره زمانی مورد نظر سرریز نوسانات به صورت مثبت و منفی اتفاق می‌افتد اما بیشتر نوسانات سرریز به صورت مثبت است و این نشان می‌دهد که نااطمینانی نسبت به نرخ تورم در دامنه زمانی انتقال‌دهنده شوک به بخش‌های مختلف بازار سهام است. همچنین میزان سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ تورم در دامنه فرکانسی نسبت به دامنه زمانی کم‌تر است و در دامنه فرکانسی در زیر دوره‌های بیش‌تری نااطمینانی نرخ تورم گیرنده شوک می‌باشد و مقدار آن منفی است. همچنین میانگین ارتباط سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ تورم در بلندمدت از میان مدت و کوتاه مدت بیش‌تر است که نشان می‌دهد نااطمینانی نرخ تورم در بلندمدت انتقال‌دهنده بیش‌تری از شوک بر بخش‌های مختلف بازار سهام است که با مطالعه عباسی نژاد و همکاران (۱۳۹۶) سازگاری دارد. پس از بررسی ارتباط سرریز نوسانات خالص نرخ تورم در این مطالعه به تحلیل ارتباط نوسانات خالص جفتی نااطمینانی نرخ تورم بر بخش‌های بازار سهام پرداخته شد. نتایج نشان داد که ارتباط سرریز جفتی

نااطمینانی نرخ تورم بر غالب بخش‌ها منفی است و نشان می‌دهد که در دامنه زمانی نااطمینانی نرخ تورم گیرنده ریسک بوده است. نااطمینانی نرخ تورم بیشترین سرریز را از بخش‌های انبوه‌سازی، شیمیایی، بانک‌ها، غذایی و خودرویی و رایانه دریافت می‌کند. همچنین سرریز مثبت نااطمینانی نرخ تورم در برخی زیردوره‌ها در بخش‌هایی چون فرآورده‌های نفتی و فلزات اساسی، بیش‌تر از سایر بخش‌های دیگر در دوره زمانی است. این امر بیانگر این است که اثر سرریز نااطمینانی نرخ تورم بر بخش‌های مختلف بازار سهام ناپایدار است. این امر می‌تواند به دلیل وجود ریسک‌های متفاوت باشد.

همچنین با بررسی ارتباط سرریز جفتی نااطمینانی نرخ تورم و بخش‌های مختلف بازار سهام، نتایج نشان داد ارتباط سرریز نوسان جفتی در بیشتر بخش‌های بازار سهام به ترتیب در کوتاه‌مدت و میان‌مدت قوی‌تر است اما این ارتباط در بلندمدت در بخش‌های دارویی و غذایی قوی است. همچنین در کوتاه‌مدت بخش‌های سیمانی، فلزات اساسی، شیمیایی، سرمایه‌گذاری و غذایی، در میان‌مدت بخش‌های سیمانی و رایانه و در بلندمدت بخش‌های فرآورده نفتی و رایانه نسبت به نااطمینانی نرخ تورم آسیب‌پذیرترند.

با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان پیشنهادهای زیر را بیان کرد:

- با توجه به اینکه ارتباط نوسانات نااطمینانی نرخ تورم بر بخش‌های مختلف بازار سهام در بلندمدت بیش‌تر است، سیاست‌گذار در راستای تنظیم سیاست در زمینه کنترل نرخ تورم به دامنه فرکانسی بلندمدت توجه بیش‌تری داشته باشد.
- در راستای سیاست‌های حمایتی بر بخش‌های مختلف بازار سهام، بخش‌هایی که در شرایط وجود نااطمینانی نرخ تورم در دامنه متفاوت فرکانسی آسیب‌پذیرترند، مورد توجه بیش‌تر سیاست‌گذار قرار گیرد.
- سرمایه‌گذاران نیز در راستای ایجاد پرتفوی بهینه براساس ترجیحات کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت تصمیم‌گیری‌های خود را براساس بلندمدتی بودن تاثیر بیش‌تر نااطمینانی نسبت به نرخ تورم بر بخش‌های مختلف بازار سهام اتخاذ کنند.
- همچنین سرمایه‌گذاران در راستای کسب منفعت در بازار سهام، استراتژی‌های سرمایه‌گذاری و معاملاتی خود را با آگاهی به اینکه چه بخش‌هایی از بازار سهام نسبت به نااطمینانی نرخ تورم آسیب‌پذیرترند، اتخاذ کنند.
- در راستای تحلیل بیش‌تر موضوع نسبت به ارتباط سرریز نوسانات خالص و جفتی نااطمینانی‌هایی چون نرخ ارز، نرخ بهره بانکی و نرخ مالیات بر بخش‌های مختلف بازار سهام در دامنه زمانی و فرکانسی پیشنهاد نویسنده این است که مطالعات بعدی می‌تواند در این زمینه صورت گیرد.

References

- Abbasi Nejad, H; Mohammadi, S; Ebrahimi, S. (2017). Dynamics of the relationship between macroeconomic variables and stock market index. *Quarterly Journal of Financial Management and Asset Supply*, 5 (1), 82-61. (In Persian)
- Afshari, Z; Tavakolian, H; Bayat, M. (2018). Examining the impact of shocks in the overall stock price index on macroeconomic variables using the DSGE approach. *Economic Researches (Growth and Sustainable Development)*, 18 (2), 81-103. (In Persian)
- Ahangari, A.M; Arman, S.A; Anvari, E; & Eskandari, H. (2023). The effect of uncertainty in financial markets on real macroeconomic variables with emphasis on the overlapping generation model (DSGE approach). *Journal of Securities Exchange*, 15(60), 171-206. 10.22034/JSE.2022.11799.1863. (In Persian)
- Barunik, J; & Krehlik, T. (2018). Measuring the frequency dynamics of financial connectedness and systemic risk. *J. Financial Econ*, 16(2), 271–296. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2627599>.
- Chan, J.C; Grant, A.L. (2016). Modeling energy price dynamics: GARCH versus stochastic volatility. *Energy Econ*, 54, 182–189. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2015.12.003>
- Chowdhury, S; & Rahman, M. (2004). On the empirical relation between macroeconomic volatility and stock market volatility of Bangladesh. *Global Journal of Finance and Economics* 1(2), 209-225.
- Dayıoglu, T; & Aydın, Y. (2019). Relationship between the Volatility of Stock Returns and the Volatility of Macroeconomic Variables: A Case of Turkey. *American Journal of Theoretical and Applied Business*, 5(2), 40-46.
- Diebold, F.X; & Yilmaz, K. (2009). Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets. *Econ. J*, 119 (534), 158–171. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02208.x>.
- Diebold, F.X; & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *Int. J. Forecast*, 28 (1), 57–66. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006>.
- Dornbusch, R. Fischer, S. (1980). Exchange Rates and the Current Account. *The American Economic Review*, 70(5), 960–971.
- Ebrahimi, M. (2019). Investigating the impact of macroeconomic variables on the Iranian stock market using data mining algorithms. *Financial Economics*, 13 (49), 283-309. (In Persian)
- Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation and money. *American Economic Review*, 545-564.
- Gavin, M. (1989). The stock market and exchange rate dynamics. *Journal of International Money and Finance*, 8, 181–200.
- Gorjipour, M. J; Osmani, F; & Ebrahimi Salari, T. (2021). Investigating the Effect of Macroeconomic Factors on Stock Returns during the Outbreak of Covid-19 (Case Study of Selected Industries of Tehran Stock Exchange). *Quarterly*

- Journal of Industrial Economic Researches*, 5(17), 59-70. <https://doi.org/10.30473/indeco.2022.8369>. (In Persian)
- Gujarati's, D. (2013). The basics of econometrics, the second volume. (Translated with H. Abrishami), Tehran: Tehran University Publications. (In Persian)
- Hashmi, S. M; & Chang, B. H. (2023). Asymmetric effect of macroeconomic variables on the emerging stock indices: A quantile ARDL approach. *International Journal of Finance & Economics*, 28(1), 1006-1024.
- Hatamerad, S; Adrangi, B; Asgharpur, H. & Haghighat, J. (2023). Investigating the Impact of Macroeconomic Factors on the Iranian Stock Price Index by Using Averaging Methods. *Iranian Journal of Economic Research*, 28(95), 193-236. <https://doi.org/10.22054/ijer.2023.71810.1164>. (In Persian)
- Hussain, S; Omar, A. B; Abbas, M. S; & e Ali, M. S. (2023). Do the macroeconomic forces affect stock market development? An empirical investigation from G-10 economies. *Journal of Contemporary Macroeconomic Issues*, 4(1), 78-91.
- Jurado, K; Ludvigson, S. C; & Ng, S. (2015). Measuring Uncertainty. *American Economic Review*, 105, 1177-1216.
- Khan, M. K; Teng, J. Z; Khan, M. I; & Khan, M. F. (2021). Stock market reaction to macroeconomic variables: an assessment with dynamic autoregressive distributed lag simulations. *International Journal of Finance & Economics*, 28(3), 2436-2448.
- Knight, F. H. (1921). Risk, Uncertainty and Profit. Boston: Houghton Mifflin, Reprinted with Introduction by G. J. Stigler. Chicago: University of Chicago Press. 1971.
- Madurapperuma, W. (2023). The dynamic relationship between economic crisis, macroeconomic variables and stock prices in Sri Lanka. *Journal of Money and Business*, 3(1), 25-42.
- Majeed, B. N. (2022). The effect of macroeconomic variables on stock exchange market performance: Iraq stock exchange market as an example. *Journal of Kurdistan for Strategic Studies*, (3).
- Manel, Y; Khaled, M; & Noomen, A. A. (2021). Dynamic connectedness between stock markets in the presence of the COVID-19 pandemic: Does economic policy uncertainty matter? *Financial Innovation*, 7, 13.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Mashayekhi, B; Tahriri, A; Ganji, H, & Askari, M.R. (2011). The Impact of Macroeconomic Variables on the Relation between Fundamental Variables Derived from Financial Statements and Stock Returns. *Journal of Securities Exchange*, 3(12), 109-127. (In Persian)
- Musavi, S.R, Negahdari, E; Asadpoor, A.A; & Kamali, M. (2023). Investigating the asymmetric effects of major macroeconomic indicators on the stock market price index in the main trading partner countries of Iran: a quantile regression approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, Accepted manuscript available online from 08 July 2023, <https://doi.org/10.22055/jqe.2023.42705.2534>. (In Persian)
- Schwert, G.W. (1989). Why does stock market volatility change over time? *The Journal of Finance*, 44(5), 1115-1153.

- Sharp, W. F. (1963). A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, 9(2), 277-293.
- Yavari, K; Sahabi, B; Aghli, L; Shafiei, S. (2016). Uncertainty regarding monetary policies and its economic effects. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (Former Economic Reviews)*, 13 (1), 69-96. (In Persian)

