Summer (2023) 7(24): 83-102
DOI: 10.30473/JIER.2024.69665.1422
Received: 10 Nov 2023 Accepted: 16 Feb 2024

Industrial Economics Researches Open Access

ORIGINAL ARTICLE

Investigating the Spillover Effect of Exchange Rate Uncertainty on fluctuations of various industries in the stock market in Iran

Mohammad Javad Gorjipor[1], Ali Akbar Naji Meidani[2*], Taghi Ebrahimi Salari[3], Mehdi Behname[4]

[1] PhD. Student in Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.

[2] Associate Professor, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.

[3] Associate Professor, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.

[4] Associate Professor, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.

Correspondence
Ali Akbar Naji Meidani
Email: naji@um.ac.ir

How to cite
Gorjipor, M.J., Naji Meidani, A.A., Ebrahimi Salari, T. & Behname, M. (2023). Investigating the Spillover Effect of Exchange Rate Uncertainty on fluctuations of various industries in the stock market in Iran. Industrial Economics Researches, 7(23), 83-102.

ABSTRACT

This study investigates the connectedness between the dynamic fluctuations of the exchange rate uncertainty and the fluctuations of various industries in the stock market in the time and frequency range (short-term, medium-term and long-term) during the monthly period of 2013-06-2023:05 in Iran. Using the time-frequency connectedness approach developed by Diebold and Yilmaz (2009, 2012) and Barunik and Krehlik (2018), the results show a significant connectedness between macroeconomic variables uncertainty fluctuations and fluctuations of various industries in the stock market in the short and medium term, while this connectedness decreases in long term. In the time domain, exchange rate uncertainty acts as a transmitter of shocks to different sectors of stock market. In the frequency domain, fluctuations of the net uncertainty spillover of the exchange rate in the medium term are more than in the short term and long term. This shows that exchange rate uncertainty in the medium term transmits more shocks to sectors of different industries of the stock market. Also, in the short term, the chemical, cement, basic metals, investment, and pharmaceutical sectors, in the medium term the petroleum products sector, and in the long term, the petroleum and chemical products sectors are more vulnerable and more affected by the exchange rate uncertainty spillover. It is recommended that the policy maker adopt macro policies and the investor to gain profit in the stock market should pay more attention to the sectors that are more vulnerable in the conditions of the exchange rate uncertainty in a different range of frequency

KEYWORDS

Frequency domain, Industries, Spillover effect, Stock market.
JEL Classification: C41, L60, C82, G19.

© 2023, by the author(s). Published by Payame Noor University, Tehran, Iran.
This is an open access article under the CC BY 4.0 license (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

سال هفتم، شماره بیست‌وچهارم، تابستان ۱۴۰۲ (۱۰۲-۸۳)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۲۷

DOI: 10.30473/JIER.2024.69665.1422

نشریه علمی

پژوهش‌های اقتصاد صنعتی

«مقاله پژوهشی»

بررسی اثر سرریز نااطمینانی نرخ ارز بر نوسانات بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام در ایران

محمدجواد گرجی‌پور[۱]، علی‌اکبر ناجی میدانی[۲*]، تقی ابراهیمی سالاری[۳]، مهدی بهنامه[۴]

[۱] دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

[۲] دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

[۳] دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

[۴] دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

نویسنده مسئول:
علی‌اکبر ناجی میدانی
رایانامه: naji@um.ac.ir

چکیده

این مطالعه به بررسی ارتباط نوسانات پویای نااطمینانی نرخ ارز بر نوسانات بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام در دامنه زمانی و فرکانسی (کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت) طی دوره ماهانه ۱۳۹۲:۰۳-۱۴۰۲:۰۲ در ایران می‌پردازد. با استفاده از رهیافت شاخص ارتباط زمان-فرکانس دیبولد و ایلماز (۲۰۰۹، ۲۰۱۲) و برنیک و کرلیک (۲۰۱۸) نتایج نشان داد که بین نوسانات نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی و نوسانات بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام در کوتاه‌مدت و میان‌مدت ارتباط معنی‌داری وجود دارد و در بلندمدت این ارتباط کاهش می‌یابد. در دامنه زمانی نااطمینانی نسبت به نرخ ارز انتقال‌دهنده شوک به بخش‌های مختلف بازار سهام می‌باشد. در دامنه فرکانسی سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ ارز در میان‌مدت از کوتاه مدت و بلندمدت بیشتر است. این امر نشان می‌دهد که نااطمینانی نرخ ارز در میان-مدت شوک بیشتری را به بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام انتقال می‌دهد. همچنین در کوتاه‌مدت، بخش‌های شیمیایی، سیمانی، فلزات اساسی، سرمایه‌گذاری و دارویی، در میان‌مدت بخش فرآورده‌های نفتی، و در بلندمدت بخش‌های فرآورده‌های نفتی و شیمیایی آسیب‌پذیرتر و تحت‌تأثیر بیشتری از سرریز نااطمینانی نرخ ارز قرار دارند. توصیه می‌شود سیاست‌گذار در راستای اتخاذ سیاست‌های کلان و سرمایه‌گذار در راستای کسب منفعت در بازار سهام، به بخش‌هایی که در شرایط وجود نااطمینانی نرخ ارز در دامنه متفاوت فرکانسی آسیب‌پذترند، توجه بیشتری داشته باشند.

واژه‌های کلیدی

اثر سرریز، بازار سهام، دامنه فرکانسی، صنایع.

طبقه‌بندی JEL: C41, L60, C82, G19 .

استناد به این مقاله:

گرجی‌پور، محمدجواد، ناجی میدانی، علی اکبر، ابراهیمی سالاری، تقی، بهنامه، مهدی (۱۴۰۲). بررسی اثر سرریز نااطمینانی نرخ ارز بر نوسانات بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام در ایران ، فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد صنعتی، ۷(۲۴)، ۱۰۲-۸۳.

۱- مقدمه

یکی از مفاهیم مرتبط با موضوع عدم ثبات و نوسانات اقتصادی، مفهوم نااطمینانی است. کار اولیه و اساسی روی نااطمینانی اقتصاد کلان در اوایل دهه ۱۹۲۰ توسط نایت[1] (۱۹۲۱) انتشار یافت. فرانک نایت اقتصاددان دانشگاه شیکاگو، در کتاب خود با عنوان ریسک، نااطمینانی و سود، تعریفی برای نااطمینانی ارائه داد. نایت در ابتدا مفهوم ریسک را تعریف کرد. از نظر وی ریسک توزیع احتمال شناخته شده پیرامون مجموعه‌ای از حوادث را توصیف می‌کند؛ ریسک مشابه با وضعیتی است که احتمال وقوع اتفاقی قابل تشخیص و اندازه‌گیری و یا عینی باشد. اما نااطمینانی برخلاف این وضعیت است. وی نااطمینانی را به صورت ناتوانی افراد در پیش‌بینی احتمال وقوع حوادث تعریف کرد (نایت، ۱۹۲۱).

پژوهشگران و کارشناسان تلاش کردند برای اندازه‌گیری نااطمینانی اقتصادی معیارهای مختلفی را ارائه دهند. یورادو[2] و همکاران (۲۰۱۵) این موضوع را مورد توجه قرار داده‌اند. چالشی که از دیدگاه آنها در بررسی تجربی رفتار نااطمینانی و ارتباط آن با فعالیت‌های حقیقی اقتصادی به وجود آمده این است که هیچ معیار عینی از نااطمینانی وجود ندارد. آنها در مطالعه خود بیان نمودند که اکثر مطالعات تجربی در زمینه نااطمینانی بر روی پروکسی‌ها و نماگرها تکیه داشته‌اند. اگرچه این معیارها مزیت این را دارند که قابل مشاهده هستند، اما کفایت و کارایی آنها به این بستگی دارد که تا چه اندازه فرآیند تصادفی موجود در هر رخداد را به‌عنوان معیاری برای نااطمینانی توضیح دهند. (یورادو و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۲۱۶/۱۱۷۷).

در سال‌های اخیر بازار سهام در ایران به‌دلیل نقش آن در تأمین مالی بنگاه‌های خصوصی و دولتی و اینکه زمینه‌ساز رشد تولید است مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گرفته است، به‌طوری‌که در اواخر مرداد سال ۱۳۹۹ شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به رقم ۲،۰۷۸،۵۴۷ واحد رسید. درحالی‌که در سال ۱۳۹۴ این شاخص در محدوده ۶۲،۸۸۵ واحد قرار داشت. به‌دلیل وجود نوسانات بازار سهام این شاخص در تاریخ ۴ بهمن ۱۴۰۲ در محدوده ۲،۱۲۴،۴۳۱ قرار دارد. ازآنجایی‌که عواملی چون ریسک سیستماتیک و غیرسیتماتیک بر قیمت سهام تأثیرگذار است و از طرفی نااطمینانی نسبت به متغیرهای کلان اقتصادی همچون (نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره بانکی و درآمد مالیاتی دولت) جزو ریسک‌های سیستماتیک درنظر گرفته می‌شوند؛ به همین خاطر سیاست‌گذار در راستای توسعه بازار سهام و تسهیل رشد اقتصادی و همچنین اخذ سیاست‌های اقتصادی کارا در بازار سهام نیازمند بینش و آگاهی از سرریز این نااطمینانی‌ها بر بخش‌های مختلف بازار سهام می‌باشد. از طرفی سرمایه‌گذاران در راستای انتخاب پرتفوی بهینه نیازمند این هستند تا اثر سرریز این نااطمینانی‌ها را در پرتفوی خود لحاظ کنند. این امر به آنها کمک می‌کنند تا بتوانند سهام بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام را با در نظر گرفتن نااطمینانی‌ها و اثر سرریز آنها معامله کنند. لذا در این پژوهش به بررسی اثر سرریز نااطمینانی نرخ ارز بر نوسانات بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام می‌پردازیم. به همین منظور در بخش بعدی به مبانی نظری، در بخش سوم به بررسی داده‌ها و روش تحقیق، بخش چهارم به تخمین و تحلیل مدل و درنهایت در بخش پنجم به بحث و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار، اولین و مهم‌ترین عاملی که فراروی سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد، شاخص قیمت سهام است (کریم‌زاده، ۱۳۸۵: ۴۸). از این‌رو، آگاهی از عوامل مؤثر بر قیمت سهام بااهمیت است. شارپ[3] (۱۹۶۳) عوامل مؤثر بر قیمت سهام به‌طور کلی به‌صورت زیر طبقه‌بندی می‌کند:

– عوامل داخلی؛ به عواملی که روی قیمت سهام تأثیرگذار و به عملیات و تصمیمات شرکت مرتبط است. مانند سود تقسیمی هر سهم (DPS)[4]، نسبت قیمت به سود (P/E)[5]، افزایش سرمایه و سایر عوامل دیگری که درون شرکت اتفاق می‌افتد. ۲- عوامل بیرونی؛ عواملی که در حوزه کنترل مدیریت شرکت نیست و به نوعی فعالیت شرکت را تحت‌تأثیر خود قرار می‌دهند. این عوامل حوادث و تصمیماتی است که در خارج از شرکت اتفاق می‌افتد و می‌توان آن را به دو دسته طبقه‌بندی کرد:

الف) عوامل سیاسی؛ عواملی همچون شروع جنگ، ایجاد صلح بین‌کشورها و قطع رابطه اقتصادی و سیاسی بین آنها، تحول و تغییر در ارکان سیاسی، به کار گماشته شدن احزاب سیاسی رقیب و غیره. همه موارد ذکر شده روی قیمت سهام تأثیرگذارند. ب) عوامل اقتصادی؛ رونق و رکود اقتصادی بازار بورس سهام را

1. Knight
2. Jurado
3. Sharpe
4. Dividend Per Share
5. Price-to-Earnings Ratio

تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، در شرایط رونق اقتصادی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های بورسی دارای پتانسیل رشد، افزایش می‌یابد. به همین خاطر قیمت سهام آنها رشد می‌کند اما در شرایط رکود قیمت سهام شرکت‌های بورسی روند کاهشی خواهد داشت. به این علت که در شرایط رکود اقتصادی سرمایه‌گذاری در دارایی مالی با درآمد ثابت نسبت به سرمایه‌گذاری در سهام عادی در اولویت قرار می‌گیرد. به‌طور کلی عوامل اقتصادی که بر قیمت سهام تأثیرگذارند را می‌توان به دو دسته تقسیم‌بندی کرد: ۱- متغیّرهای حقیقی (تولید ناخالص داخلی، نرخ مالیات، پس‌انداز، و غیره) ۲- متغیّرهای پولی (نرخ ارز، نرخ سود بانکی، نرخ تورم و حجم نقدینگی) (شارپ[1]، ۱۹۶۳: ۲۹۳/۲۷۷).

از نظریه پرتفولیو[2] و نظریه اساسی فیشر[3] می‌توان برای بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص قیمت سهام بهره برد. تئوری پوتفولیو بیان می‌کند برای انتخاب سبد دارایی کارا با توجه به عوامل مؤثر برآن چگونه عمل کنیم. انواع دارایی‌ها مانند، اوراق سهام، ارز، دارای بازدهی نامطمئن و همراه با ریسک و سپرده‌های بانکی دارای بازدهی ثابت و مطمئن و بدون ریسک هستند. با توجه به اینکه افراد در سبد دارایی‌های مالی خود ترکیب مختلفی از سهام، سپرده بانکی، پول نقد، ارز، طلا و اوراق قرضه را نگه‌داری می‌کنند، تغییرات نرخ سود بانکی، حجم پول، نرخ ارز و نرخ تورم تقاضای افراد برای نگه‌داری هریک از این اجزاء از جمله، تقاضا برای خرید سهام را تحت‌تأثیر قرار خواهد داد که به نوبه خود می‌تواند روی قیمت سهام تأثیرگذار باشد. (کریم‌زاده، ۱۳۸۵: ۴۸).

شورت[4] (۱۹۸۹) دریافت که متغیرهای کلان اقتصادی نقش مهمی در پیش‌بینی نوسانات بازار سهام دارند و تأثیر آنها در دوره رکود بیشتر است. دیدگاه نظری، مدل تنزیل سود سهام و تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ چارچوب نظری را فراهم می‌کند که از طریق آن می‌توان رفتار مبانی اقتصاد کلان را با نوسانات بازار سهام مرتبط کرد (چان[5] و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۸۹/۱۸۲).

این مدل‌ها تأکید می‌کنند که هرگونه ورود انتظاری یا غیرمنتظره اطلاعات جدید و تصمیم‌گیری‌های سیاستی در رابطه با متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی، عرضه پول، تورم، نرخ بهره، نرخ ارز و سرمایه‌گذاری‌های نهادی خارجی قیمت سهام را تغییر خواهد داد و بیشتر نوسانات سهام از طریق تغییر در جریان‌های نقدی آتی و سود سهام مورد انتظار حاصل می‌گردد.

به‌طور شهودی، ماهیت ارتباط نظری بین مبانی اقتصاد کلان و نوسانات بازار سهام این است که هرگونه تغییر یا شوک در متغیرهای کلان اقتصادی، صرف‌نظر از اینکه پرتفوی چقدر متنوع است، منبع ریسک سیستماتیک و خاص پرتفوی بازار را افزایش می‌دهد (چادوری و رحمان[6]، ۲۰۰۴: ۲۲۵/۲۰۹).

نظریه پرتفولیو که در سال ۱۹۵۲ توسط مارکویتز[7] مطرح شد نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران دارایی‌های متفاوتی را در سبد دارایی خود لحاظ می‌کنند. این دارایی‌ها می‌تواند، پول نقد، سپرده بانکی، سهام، اوراق قرضه، طلا و ارز خارجی باشد. با استفاده از این نظریه سرمایه‌گذار در حین اینکه بازدهی کلی سبد دارایی خود را حداکثر می‌کند، می‌تواند ریسک‌ها را از طریق متنوع‌سازی به حداقل رساند. در این نظریه دو نوع دارایی به سرمایه‌گذاران ارائه می‌شود: ۱- دارایی کم‌ریسک و کم‌بازده، ۲- دارایی پرریسک و پربازده. همچنین ریسک‌ها به دو دسته تقسیم می‌شوند که شامل ریسک سیستماتیک و ریسک غیرسیتماتیک است. ازآنجایی‌که سرمایه‌گذاران ترکیبات مختلفی از دارایی را نگه‌داری می‌کنند، لذا با تغییر نرخ تورم، نرخ سود بانکی، نرخ ارز، حجم پول، تقاضای افراد برای نگه‌داری هریک از این دارایی‌ها تغییر می‌کند که این امر سبب تغییر تقاضای سهام توسط سرمایه‌گذار شده که به نوبه خود منجر به تغییر قیمت سهام می‌شود (مارکویتز، ۱۹۵۲: ۹۱/۷۷).

فرض کنید N دارایی داریم. r_{it} بازده انتظاری در زمان t برای هر دلار سرمایه‌گذاری در دارایی i باشد. d_{it} نرخ بازدهی روی i^{th} دارایی است که به زمان حال تنزیل شده است. x_i مقدار سرمایه‌گذاری در دارایی i است. ما فروش کوتاه‌مدت را حذف می‌کنیم[8]، پس $X_i \geq 0$ برای همه iها است. بنابراین بازده مورد انتظار تنزیل شده برای هر دارایی به صورت زیر است.

$$R = \sum_{t=1}^{\infty}\sum_{i=1}^{N} d_{it} r_{it} X = \sum_{i=1}^{N} X_i \left(\sum_{t=1}^{\infty} d_{it} r_{it}\right) \quad (۱)$$

$R_i = \sum_{t=1}^{\infty} d_{it} r_{it}$ بازدهی تنزیل شده دارایی i^{th} است. $R = \sum X_i R_i$ در جایی که R_i مستقل از X_i است. ازآنجایی‌که

1. Sharpe
2. Portfolio theorem
3. Fisher's fundamental theorem
4. Schwert
5. Chan
6. Chowdhury & Rahman
7. Markowitz
۸. اگر فروش کوتاه‌مدت مجاز بود، مقدار نامحدودی پول در دارایی با بالاترین r قرار می‌گرفت.

برای همه iها $X_i \geq 0$ و $\sum X_i = 1$، R میانگین وزنی R_i با X_i به‌عنوان وزن‌های غیر منفی است. برای حداکثر کردن R ، $X_i = 1$ برای i با حداکثر R_i درنظر می‌گیریم. اگر چندین R_{a_a} که $a = 1. \ldots . K$ داریم و حداکثر هستند، پس هر تخصیصی با $\sum_{a=1}^{k} X_{a_a} = 1$، R را حداکثر می‌کند. در هر صورت سبد دارایی متنوع به سبد دارایی غیر متنوع ترجیح داده می‌شود. در این حالت، درنظر گرفتن یک مدل ایستا راحت خواهد بود. به جای صحبت از بازدهی‌های سری زمانی i^{th} دارایی $(r_{i1}. r_{i2}. \ldots . r_{it}. \ldots)$ ما از جریان بازدهی‌های (r_i) از دارایی i^{th} صحبت خواهیم کرد. جریان بازدهی‌ها از سبد دارایی به‌طور کلی برابر $R = \sum X_i r_i$ است. در حالت پویا اگر سرمایه‌گذار بخواهد بازدهی پیش‌بینی شده از سبد دارایی را به حداکثر برساند، می‌بایست تمام وجوه خود را در دارایی با حداکثر بازده مورد انتظار قرار دهد. با توجه به توضیحات فوق و بررسی نظربه پرتفولیو به بررسی متغیر نرخ ارز و ارتباط آن با قیمت سهام می‌پردازیم.

نرخ ارز و قیمت سهام

درونبوش و فیشر[1](۱۹۸۰)، با طرح الگوی جریان‌گرا[2] فرض کردند که تراز و حساب جاری کشور دو عامل مهم در تعیین نرخ ارز به‌شمار می‌روند. تغییر نرخ ارز روی رقابت بین‌الملل، تراز تجاری و در نتیجه، روی متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند تولید و درآمد حقیقی، جریان نقدینگی جاری و آتی شرکت‌ها و در نهایت قیمت سهام آنها اثرگذار است. طبق این الگو، افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) توان رقابتی شرکت‌های داخلی را نسبت به رقبای خارجی افزایش داده و صادرات آنها را در مقایسه با آنها ارزان‌تر می‌کند. افزایش مزیت کالای تولید داخل، سبب افزایش صادرات و درآمد شرکت‌های داخلی می‌شود که این امر به نوبه خود موجب افزایش قیمت سهام این شرکت‌ها می‌گردد. لذا، طبق این الگو، قیمت سهام و نرخ ارز رابطه مثبتی با هم دارند. از طرفی، طبق الگوهای سهام‌گرا[3] فرض بر این است که حساب سرمایه، عامل کلیدی در تعیین نرخ ارز است. این الگو شامل الگوی پولی و توازن پرتفولیو است (درنبوش و فیشر[4]، ۱۹۸۰: ۹۶۰/۹۷۱).

برنسون (۱۹۸۳)، توضیح می‌دهد که چگونه حرکات قیمت‌های سهام می‌تواند بر حرکات نرخ ارز تأثیر بگذارد یا از آن تحت‌تأثیر قرار گیرد. به‌عنوان مثال، اگر ارزش پول محلی (ریال) نسبت به پول خارجی (دلار) کاهش پیدا کند، بازدهی پول خارجی افزایش می‌یابد. این نوع واقعه به سرمایه‌گذاران انگیزه می‌دهد تا سرمایه خود را از دارایی‌های محلی (مانند سهام) به سوی دارایی‌های دلاری منتقل کنند، که این اقدام باعث کاهش قیمت سهام و بازدهی آنها و افزایش نااطمینانی در بازار سهام می‌شود (برنسون[5]، ۱۹۸۳). اما طبق الگوی پولی گاوین (۱۹۸۹)، برعکس دو الگوی بیان‌شده، بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ای وجود ندارد. او با بررسی اثرات عوامل مختلف بر نرخ ارز و رابطه‌ی آن با بازار سهام به این نتیجه رسید که نرخ ارز بیشتر به تغییرات در عوامل اقتصادی کلان (مانند تورم، رشد اقتصادی و ...) وابسته است تا مستقیماً به نوسانات بازار سهام (گوین[6]، ۱۹۸۹: ۱۸۱/۲۰۰).

با توجه به نظرات متفاوت در زمینه ارتباط نرخ ارز و قیمت سهام در ادامه به بررسی مطالعات انجام شده در این زمینه می‌پردازیم.

پیشینه تحقیق

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

ابیمبولا و اولوسگون (۲۰۱۷) رابطه بین نوسانات نرخ ارز، حرکت قیمت سهام و تولید کل در نیجریه را با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی از سال ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۵ بررسی کردند. این مطالعه با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH انجام شد و به این نتیجه رسید که ارتباط نوسانات نرخ ارز و قیمت سهام مشهود است و مشخص می‌شود که آنها بر تولید کل تأثیر منفی می‌گذارند. این مطالعه همچنین به این نتیجه رسید که رابطه مثبت بالایی بین نرخ ارز، حرکت قیمت سهام و تولید کل وجود دارد (ابیمبولا و اولوسگون[7]، ۲۰۱۷: ۱۲/۱).

فرناندو (۲۰۱۸) با استفاده از مدل VECM و EGARCH، تأثیر نااطمینانی اقتصاد کلان بر نوسانات بازار سهام سریلانکا را برای

1. Dornbusch & Fisher.
2. Flow-oriented Models.
3. Stock-oriented Models.
4. Dornbusch & Fischer
5. Branson
6. Gavin
7. Abimbola & Olusegun

سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۶ بررسی کرد و یک رابطه بلندمدت بین نیروهای منتخب اقتصاد کلان و بازده سهام پیدا کرد. علاوه‌بر این، یافته‌های مطالعه وجود نوسان نامتقارن در بازده سهام را نشان می‌دهد. این مطالعه همچنین نشان داد که نوسانات نرخ بهره و نرخ ارز باعث افزایش نوسانات بازده سهام در سریلانکا می‌شود (فرناندو[1]، ۲۱۰۸: ۱۵/۱).

دای اوغلو و آیدین (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 درنظر 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 قابل توجهی بر نوسانات بازار سهام استانبول دارد (دای اوغلو و آیدین[2]، ۲۰۱۹: ۴۶/۴۰).

مانل و همکاران (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 بردای[3] برای داده‌های روزانه از سال ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰ بررسی کرد و دریافتند که جهت 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 (مانل[4] و همکاران، ۲۰۲۱: ۱۳).

دوراندیش و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی اثر سرریز نوسانات نرخ ارز بر شاخص صنایع کشاورزی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار با استفاده از روش GARCH طی فروردین ۱۳۸۵ تا دی ۱۳۹۲ به‌طور هفتگی پرداختند. نتایج نشان داد که نوسانات گذشته بازار ارز بر نوسانات جاری بازار سهام اثرگذار است و شوک‌های گذشته بازار ارز بر نوسانات دوره جاری بازار قند و شکر، خوراکی و آشامیدنی اثرگذار است. همچنین شوک‌های گذشته در بازار قند و شکر بر نوسانات شاخص این صنعت، بازار ارز و شاخص صنعت خوراکی وآشامیدنی می‌تواند اثرگذار باشد (دوراندیش و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۸۴/۱۷۷).

محسنی و بت‌شکن (۱۳۹۶) به بررسی سرریز نوسان و همبستگی پویای شرطی نرخ ارز بر شاخص سهام گروه بانکی با استفاده از مدل‌های GARCH طی دوره ۱۲ ساله ۱۳۸۴–۱۳۹۵ پرداختند. نتایج نشان داد همبستگی شرطی مثبت کوتاه‌مدت نرخ ارز دلار، نوسان‌های بلندمدت نرخ ارز یورو و وجود اثرات سرریزی نرخ ارز بر شاخص بانک‌ها و مؤسسات اعتباری وجود دارد (محسنی و بت‌شکن، ۱۳۹۶: ۲۸/۱).

باستان‌زاد و داودی (۱۳۹۶) به بررسی ساز و کار انتقال ریسک بین بازارهای ارز، مسکن و سهام اقتصاد ایران (با استفاده از رویکرد پارامتریک و ناپارامتریک ارزش در معرض خطر) طی دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۴ پرداختند. نتایج نشان داد بین نرخ ارز به بازار سهام و از بازار سهام به بازار مسکن رابطه علی وجود دارد و رابطه ریسک بازارهای دارایی با متغیرهای کلان بر رابطه معکوس رشد اقتصادی با ارزش‌های در معرض خطر ارز و مسکن دلالت دارد (باستان‌نژاد و داودی، ۱۳۹۶: ۵۰/۳۳).

امیری و بیرانوند (۱۳۹۷) به بررسی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازار سهام ایران با تکیه بر رویکرد تغییر رژیمی مارکوف پرداختند، در این پژوهش اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازده بازار سهام با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی (مارکف سوئیچینگ) طی دوره زمانی ۱۳۹۵–۱۳۶۰ بررسی شده است. در پژوهش فوق از متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ بیکاری، نرخ سود حقیقی، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و نرخ رشد نقدینگی به‌عنوان متغیرهای مستقل استفاده می‌شود. یافته‌های مقاله نشان می‌دهد که نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی موجب کاهش بازده بازار سهام می‌شود (امیری و بیرانوند، ۱۳۹۷).

ارباب و همکاران(۱۴۰۰) به بررسی تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در شرایط متفاوت بازار پرداختند. در این مطالعه عوامل ایجادکننده بی‌ثباتی اقتصادی که منجر به تغییر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در وضعیت‌های متفاوت بازار با توجه به سطوح مختلف سرمایه آنها می‌شود، مورد بررسی قرار گرفت. در این خصوص از داده‌های فصلی مخارج جاری دولت، درآمدهای عمومی دولت، حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز به‌عنوان متغیرهای سیاستی برای سال‌های ۱۳۸۴–۱۳۹۷ استفاده شده است، نتایج نشان می‌دهد هرگونه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در بازار نزولی اثر منفی بر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه کمتر می‌گذارد (ارباب و همکاران، ۱۴۰۰: ۲۲۱/۱۹۱).

گرجی‌پور و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی اثر عوامل کلان اقتصادی بر بازدهی سهام در طی شیوع همه‌گیری کووید–۱۹

1. Fernando
2. Dayıoglu & Aydın
3. Time-varying VAR (TVP-VAR) model
4. Manel

(مورد مطالعه صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران) با استفاده از روش داده پانل طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۸ پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که تعداد مرگ و میر ناشی از کووید-۱۹ با بازده سهام صنایع منتخب رابطه‌ای معنادار و نامتقارنی دارد. سایر متغیرها از جمله نرخ ارز- دلار آمریکا و قیمت طلای ۱۸ عیار نیز مورد بررسی قرار گرفتند و به‌ترتیب رابطه‌ای معنادار، مثبت و منفی با بازده سهام صنایع منتخب داشتند (گرجی‌پور و همکاران، ۱۴۰۰: ۷۰/۵۹).

محمودی و همکاران (۱۴۰۲) به مطالعه اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر نوسانات بازار سهام طی دوره زمانی ۱۳۹۸- ۱۳۶۵ با استفاده از روش SVAR پرداختند. نتایج تحقیق نشان‌دهنده تاثیر مثبت و معنی‌دار نرخ بهره و نوسانات نرخ ارز بر نوسانات بازار سهام است و اثرگذاری تولید ناخالص داخلی بر نوسانات بازده سهام معنی‌دار نیست (محمودی و همکاران، ۱۴۰۲: ۲۱۸/۱۹۹).

مطالعات انجام‌شده در این حوزه را می‌توان در چند دسته تقسیم‌بندی کرد که به بخشی از آن اشاره شد: ۱- بررسی اثر متغیر نرخ ارز بر بازدهی شاخص کل بازار سهام ۲- بررسی نااطمینانی سیاستی نرخ ارز بر شاخص کل بازار سهام ۳- بررسی سرریز متغیر نرخ ارز بر شاخص کل بازار سهام ۴- بررسی سرریز نرخ ارز بر بازدهی یک بخش اقتصادی خاص در بازار سهام.

به نظر می‌رسد فقدان مطالعه‌ای که به بررسی اثر سرریز نوسان نااطمینانی متغیر نرخ ارز بر نوسانات بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام هم در بعد زمانی و هم در بعد فرکانسی (کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت) در بین مطالعات انجام‌شده احساس می‌شود. به همین خاطر در این پژوهش به بررسی اثر سرریز نااطمینانی نرخ ارز بر بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام در ایران پرداخته شد.

۳- روش تحقیق

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[1] چان و گرانت (۲۰۱۶) استفاده شده است، با این فرض که واریانس متغیر در زمان یک فرایند تصادفی غیرقابل مشاهده را دنبال می‌کند و کاملاً به مشاهدات گذشته بستگی ندارد. مدل نوسانات تصادفی صورت معادله (۲) و (۳) تعریف می شود:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t^y . \varepsilon_t^y \backsim N(0.\ e^{h_t}) \quad (۲)$$

$$y_t = \mu + \varepsilon_t^y . \varepsilon_t^y \backsim N(0.\ e^{h_t}) \quad (۳)$$

جایی‌که y_t بازدهی دارایی مالی است، و لگاریتم نوسانات h_t پروسه مانایی $AR(1)$ با $|\phi_h| <$ ۱ و میانگین غیرشرطی μ_h دنبال می‌کند. خطای ε_t^y و ε_t^h برای هر وقفه و گروه مستقل از هم هستند. این فرآیند با $h_t \backsim N(\mu_h .\ \omega_h^2/1-\phi_h^2))$ که برای برآورد پارامتر از مدل بیزین استفاده می‌کند.

روش‌شناسی

برای بررسی ارتباط نوسانات دینامیکی بین نااطمینانی متغیرها کلان اقتصادی و نوسات بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام در هر دو حوزه زمان و فرکانس، ما از یک روش شاخص ارتباط فرکانس- زمان استفاده می‌کنیم که توسط دیبولد و ایلماز[2] (۲۰۰۹، ۲۰۱۲) و برنیک و کرلیک[3] (۲۰۱۸) توسعه داده شده است. ما ابتدا به‌طور خلاصه چندین معیار ارتباطی را در حوزه زمانی که توسط دیبولد و ایلماز(۲۰۰۹، ۲۰۱۲) توسعه داده شده است، معرفی می‌کنیم. این معیارهای ارتباط از ماتریس تجزیه واریانس مدل تقریب بردار خود رگسیون تعمیم‌یافته (VAR) به صورت معادله(۴) ساخته شده اند:

$$X_t = \emptyset_1 X_{t-1} + \emptyset_2 X_{t-2} + \cdots + \emptyset_p X_{t-p} + u_t . \quad (۴)$$

جایی که $X_t = (X_{1t}. X_{2t}. \ldots X_{nt})'$ در $t = 1. \ldots . T$ یک بردار n بعدی است و u_t یک نوف سفید با ماتریس کواریانس $\sum$ است. P وقفه و $\emptyset_1. \ldots . \emptyset_p$ ضرایب ماتریسی است که شامل اطلاعات کامل درباره‌ی ارتباط بین متغیرها می‌شود. مدل VAR اطلاعات مفیدی را در مورد میزان تااطمینانی آینده متغیر j به دلیل شوک در متغیر k ارائه می دهد. با استفاده از تجمع تجزیه واریانس اطلاعات برای بسیاری از متغیرها، می‌توان نحوه ارتباط سیستم را اندازه‌گیری کرد. یک VAR مانا و وارون قابل تبدیل است به MA (∞) به صورت معادله (۵):

$$X_t = \Psi(\mathrm{L})\mathrm{u}_t . \quad (۵)$$

ازآنجاکه $\Psi(L)$ حاوی تعداد نامتناهی وقفه است، باید با ضرایب میانگین متحرک Ψ_h تخمین زده شود. ما می‌توانیم با تبدیل Ψ_h تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی کلی را مانند معادله (۶) به‌دست آوریم:

1. Stochestic Volatility

2. Diebold & Yilmaz
3. Barunik & Krehlik

$$(\Theta_H)_{j.k} = \frac{\sigma_{kk}^{-1} \sum_{h=0}^{H} ((\Psi_h \sum)_{j.k})^2}{\sum_{h=0}^{H} (\Psi_h \sum \Psi_h')_{j.j}}. \quad (۶)$$

جایی که $\sigma_{kk} = (\Sigma)_{k.k}$ انحراف معیار اصطلاح خطای معادله k امین VAR است و H افق پیش‌بینی است. معادله (۶) سهم متغیر k امین را در واریانس خطای پیش‌بینی عنصر j در افق h نشان می‌دهد. مشارکت‌ها معمولاً با مجموع سطر به صورت معادله (۷) نرمال‌سازی می‌شوند:

$$(\widetilde{\Theta}_H)_{j.k} = \frac{(\Theta_H)_{j.k}}{\sum_{k=1}^{N} (\Theta_H)_{j.k}}. \quad (۷)$$

با $\sum_{j.k=1}^{N} (\widetilde{\Theta}_H)_{j.k} = N$ و $\sum_{j=1}^{N} (\widetilde{\Theta}_H)_{j.k} = 1$. دایبولد و ایلماز (۲۰۱۲) ارتباط کلی را در معادله (۸) به‌عنوان سهم واریانس در پیش‌بینی‌های ناشی از خطاهای غیر از خطاهای خود تعریف کرد.

$$C^H = 100. \frac{\sum_{j \neq k} (\widetilde{\Theta}_H)_{j.k}}{\sum \widetilde{\Theta}_H} = 100. \left(1 - \frac{Tr\{\widetilde{\Theta}_H\}}{\sum \widetilde{\Theta}_H}\right). \quad (۸)$$

جایی که $Tr\{0\}$ اپراتور ترانهاده است و $\sum \tilde{\Theta}_H$ نشان‌دهنده مجموع همه عناصر از ماتریس $\tilde{\Theta}_H$ است. ارتباط کلی سهم نسبی سایر متغیرهای سیستم در واریانس‌های پیش‌بینی است. می‌توان آن را از دیگران به j و از j به دیگران در معادله (۹) و (۱۰) گسترش داد.

$$C_{j\leftarrow}^H = 100. \frac{\sum_{k=1. j \neq k} (\widetilde{\Theta}_H)_{j.k}}{\sum \tilde{\Theta}_H}. \quad (۹)$$

و

$$C_{j\rightarrow}^H = 100. \frac{\sum_{k=1.\ j \neq k} (\widetilde{\Theta}_H)_{k.j}}{\sum \tilde{\Theta}_H}. \quad (۱۰)$$

ارتباط خالص در معادله (۱۱) به صورت زیر بدست می‌آید:

$$C^H = C_{j\rightarrow}^H - C_{j\leftarrow}^H. \quad (۱۱)$$

نشان‌دهنده سرریز نوسانات خالص از متغیر j به همه متغیرهای دیگر است. به طور مشابه، ارتباط زوجی خالص را به صورت معادله (۱۲) تعریف می‌شود:

$$C_{jk}^H = 100 * \frac{(\widetilde{\Theta}_H)_{k.j} - (\widetilde{\Theta}_H)_{j.k}}{\sum \tilde{\Theta}_H}. \quad (۱۲)$$

ارتباط زوجی خالص بین متغیرهای j و k تفاوت بین شوک‌های نوسانات ناخالص منتقل شده از متغیر j به متغیر k و آنهایی است که از k به j منتقل می‌شود.

سرانجام، دیبولد و ایلماز (۲۰۰۹، ۲۰۱۲) یک رویکرد ساده و محبوب پنجره غلطان، همراه با چارچوب VAR عمومی را برای ایجاد ارتباط زمانی متغیر انتخاب کردند، برای رویکرد پنجره غلطان نیاز به انتخاب اندازه پنجره است. ما بر روی یک مدل تقریبی VAR با برآورد پنجره غلطان یک طرفه w =35 ماه تمرکز می‌کنیم.

اندازه‌گیری ارتباط در دامنه فرکانس زمانی

برای به دست آوردن دینامیک فرکانس (کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت) ارتباط، برنیک و کرلیک (۲۰۱۸) از تجزیه‌های طیفی واریانس بیشتر برای گسترش چارچوب دامنه زمانی دیبولد و ایلماز (۲۰۰۹، ۲۰۱۲) برای یک چارچوب فرکانس زمانی از معادله (۱۳) استفاده کردند.

$$S_X(\omega) = \sum_{H=-\infty}^{\infty} E(X_t X_{t-h}') e^{-i\omega h} = \Psi(e^{-i\omega}) \sum \Psi'(e^{+i\omega}). \quad (۱۳)$$

جایی‌که $\Psi(e^{-i\omega}) = \sum e^{-i\omega h} \Psi_h$ یک تابع واکنش فرکانسی است، که می‌تواند به‌عنوان تبدیل فوریه ضرایب Ψ_h، با $i = \sqrt{-1}$ باشد. طیف توان $S_X(\omega)$ توزیع واریانس X_t روی اجزای فرکانس ω توصیف می‌کند. طیف علل کلی VAR در فرکانس را می‌توان به صورت معادله (۱۴) بیان کرد:

$$(\Theta(\omega))_{j.k} = \frac{\sigma_{kk}^{-1} |(\Psi(e^{-i\omega})\Sigma)_{j.k}|^2}{(\Psi(e^{-i\omega})\Sigma\Psi'(e^{+i\omega}))_{j.j}}. \quad (۱۴)$$

این عبارت سهم نوسانات متغیر j را در فرکانس معین ω به‌دلیل ضربه در متغیر k نشان می‌دهد. لازم به ذکر 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 $d = (a.b)$، $a.b \in (-\pi.\pi)$، $a < b$ تجزیه واریانس عمومی باند d با معادله (۱۵) تعریف می‌شود:

$$(\Theta_d)_{j.k} = \frac{1}{2\pi} \int_d P_j(\omega) (\Theta(\omega))_{j.k} d\omega. \quad (۱۵)$$

جایی‌که $P_j(\omega) = \frac{((\Psi(e^{-i\omega})\Sigma\Psi'(e^{+i\omega}))_{j.j}}{\frac{1}{2\pi}\int_{-\pi}^{\pi} (\Psi(e^{-i\lambda})\Sigma\Psi'(e^{+i\lambda}))_{j.j} d\lambda}$ است. برای تعیین تجزیه طبیعی از تجزیه واریانس به فرکانس، ما می‌توانیم $\Theta(\omega)_{j.k}$ به‌وسیله $P_j(\omega)$ وزن دهیم، که سهم فرکانس واریانس متغیر j را بیان می‌کند. تجزیه واریانس کلی در باند فرکانسی در معادله (۱۶) عبارتند از:

$$(\widetilde{\Theta}_d)_{j.k} = \frac{(\Theta_d)_{j.k}}{\sum_k (\Theta_\infty)_{j.k}}, \quad (۱۶)$$

جایی‌که $(\Theta_\infty)_{j.k} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} P_j(\omega) (\Theta(\omega))_{j.k} d\omega$ نشان‌دهنده توزیع در تمام فرکانس‌ها است. اتصال درونی در باند

فرکانسی d در معادله (۱۷) تعریف می‌شود:

$$C_d^W = 100.\left(\frac{\Sigma\widetilde{\Theta}_d - Tr\{\widetilde{\Theta}_d\}}{\Sigma\widetilde{\Theta}_d}\right) = 100.\left(1 - \frac{Tr\{\widetilde{\Theta}_d\}}{\Sigma\widetilde{\Theta}_d}\right). \quad (۱۷)$$

جایی‌که $Tr\{0\}$ عملگر ترانهاده است و $\Sigma\widetilde{\Theta}_d$ نشان‌دهنده مجموع همه عناصر ماتریس $\widetilde{\Theta}_d$ 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 (۱۸) ارتباط فرکانسی در محدوده فرکانس d به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_d^f = 100.\left(\frac{\Sigma\widetilde{\Theta}_d - Tr\{\widetilde{\Theta}_d\}}{\Sigma\widetilde{\Theta}_\infty}\right) = C_d^W.\left(\frac{\Sigma\widetilde{\Theta}_d}{\Sigma\widetilde{\Theta}_\infty}\right). \quad (۱۸)$$

ارتباط فرکانسی ارتباط کلی اجزا را در محدوده فرکانس مختلف تجزیه می‌کند. با d_s فاصله روی خط واقعی از مجموعه‌ای فواصل D نشانه‌گذاری می‌شود که از بخش‌های فاصله $(-\pi.\pi)$ شکل می‌گیرد، به‌طوری‌که $\cap_{d_s\epsilon D}\, d_s = \emptyset$ و $\cup_{d_s\epsilon D}\, d = (-\pi.\pi)$. اگر $L \to \infty$، و برنیک و کرلیک (۲۰۱۸) در معادله (۱۹) نشان داد که:

$$C = \sum_{d_s\epsilon D} C_{d_s}^f. \quad (۱۹)$$

جایی که C ارتباط کلی در حوزه فرکانس است. ارتباط فرکانسی را می‌توان از دیگران به j و از j به دیگران به صورت معادله (۲۰) و (۲۱) گسترش داد:

$$(C_d^f)_{j\leftarrow} = \sum_{k=1.k\neq j} (\widetilde{\Theta}_d)_{j.k}\frac{\Sigma\widetilde{\Theta}_d}{\Sigma\widetilde{\Theta}_\infty}. \quad (۲۰)$$

و

$$(C_d^f)_{j\rightarrow} = \sum_{k=1,k\neq j} (\widetilde{\Theta}_d)_{k.j}\frac{\Sigma\widetilde{\Theta}_d}{\Sigma\widetilde{\Theta}_\infty}. \quad (۲۱)$$

ارتباط خالص در معادله (۲۲) به عنوان تفاوت بین دو شاخص جهت‌گیری بدست می‌آید:

$$(C_d^f)_j = (C_d^f)_{j\rightarrow} - \left(C_d^f\right)_{j\leftarrow}. \quad (۲۲)$$

این روش را می‌توان با فناوری پنجره‌ی غلطان ترکیب کرد تا اثر سرریز ناپایداری را در فرکانس‌های مختلف و روند کلی مدل مطالعه کرد. شاخص سرریز ناپایداری را بیشتر گسترش داد و قدرت بررسی اثر انتقال سرریز نوسان را افزایش داد.

٤- تخمین و تحلیل مدل

در این پژوهش متغیرهای نرخ ارز (قیمت دلار آمریکا در بازار آزاد)، نرخ بهره بین بانکی، درآمد مالیاتی دولت و نرخ تورم از سایت وزارت اقتصاد و دارایی، بانک مرکزی ایران، سامانه مدیریت اطلاعات پژوهشی مالیاتی و مرکز آمار ایران، تهیه شد. شاخص ۱۱ بخش صنایع مختلف بازار سهام متعلق به دو گروه شاخص صنعت و شاخص مالی هستند که شامل فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی، دارویی، خودرو، رایانه، سیمان، بانک‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها، غذایی، انبوه‌سازی و شیمیایی) می‌باشند. انتخاب بخش‌های موردنظر به این علت بود که ارزش بازاری بالاتری نسبت به بخش‌های دیگر بازار سهام داشتند. شاخص صنعت[1] نشان‌دهنده میانگین تغییرات قیمت سهام شرکت‌های فعال در بخش صنعت و شاخص مالی[2] نیز میانگین تغییرات قیمت سهام شرکت‌های فعال در بخش مالی است. تمامی داده‌های استفاده شده در این پژوهش به‌صورت سری زمانی ماهانه در بازه زمانی خرداد ۱۳۹۲ تا اردیبهشت ۱۴۰۲ قرار دارند.

بررسی مانایی متغیرها

قبل از برآورد مدل برای جلوگیری از رگرسیون کاذب، لازم است تمامی متغیرها را با استفاده از آزمون ریشه واحد در سطوح احتمال، معیارهای ۱ درصد، ۵ درصد و یا ۱۰ درصد مورد بررسی قرار گیرد. در صورتی که متغیرها نامانا باشند، نیاز است متغیر موردنظر را به‌صورت مانا تبدیل کنیم. اگر متغیر با یک بار تفاضل‌گیری مانا شد، دنباله زمانی اصلی به صورت I(۱) نشان داده می‌شود. درصورتی‌که دو بار تفاضل‌گیری موردنظر را مانا کنیم، دنباله زمانی اصلی به‌صورت I(۲) نشان داده می‌شود. به‌عبارت دیگر، اگر سری زمانی بعد از d بار تفاضل‌گیری مانا شود، مرتبه آن "d" خواهد بود (گجراتی، ۱۳۹۲). برای اینکار از آزمون دیکی–فولر[3] تعمیم یافته استفاده شده است. نتایج آزمون در جدول شماره (۱) نشان می‌دهد که اکثر متغیرها در سطح احتمال ۵ درصد با تفاضل مرتبه اول مانا شده‌اند و فقط متغیر نرخ تورم و نرخ بهره در سطح معنادارند.

1. Industrial Index
2. Financial Index
3. Augmented Dickey-Fuller

جدول ۱. بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیرها	مدل	در سطح	تفاضل مرتبه اول	نتیجه
شاخص فرآورده‌های نفتی (Oil)	با عرض از مبدا	−۲/۳۲۸ (۰/۱۶۴)	−۶/۱۶۳ (۰/۰۰۰)*	I (1)
شاخص فلزات اساسی (Metal)	با عرض از مبدا	۱/۵۶۱ (۰/۹۹۹)	−۵/۳۱۷ (۰/۰۰۰)*	I (1)
شاخص دارویی(Drug)	با عرض از مبدا	۰/۸۸۶ (۰/۹۹۵)	−۸/۰۸۲ (۰/۰۰۰)*	I (1)
شاخص خودرویی (Car)	با عرض از مبدا	−۰/۵۰۱ (۰/۸۸۶)	−۷/۹۹۵ (۰/۰۰۰)*	I (1)
شاخص رایانه (Computer)	با عرض از مبدا	−۰/۰۱۹ (۰/۹۵۴)	−۱۰/۴۷۲ (۰/۰۰۰)*	I (1)
شاخص سیمان (Cement)	با عرض از مبدا	۱/۴۵۶ (۰/۹۹۹)	−۸/۳۳۵ (۰/۰۰۰)*	I (1)
شاخص بانک (Bank)	با عرض از مبدا	۰/۰۵۷ (۰/۹۶۱)	−۷/۷۹۱ (۰/۰۰۰)*	I (1)
شاخص سرمایه‌گذاری (Investment)	با عرض از مبدا	−۰/۹۷۹ (۰/۷۵۸)	−۷/۸۶۳ (۰/۰۰۰)*	I (1)
شاخص غذایی (Food)	با عرض از مبدا	۰/۲۵۱ (۰/۹۷۴)	−۸/۱۵۴ (۰/۰۰۰)*	I (1)
شاخص انبوه سازی (Building)	با عرض از مبدا	−۰/۲۶۲ (۰/۹۲۵)	−۸/۰۱۲ (۰/۰۰۰)*	I (1)
شاخص شیمیایی (Chemical)	با عرض از مبدا	۲/۹۳۸ (۱/۰۰۰)	−۵/۳۴۴ (۰/۰۰۰)*	I (1)
قیمت ارز (Exc)	با عرض از مبدا	۳/۱۰۵ (۱/۰۰۰)	−۶/۴۱۵ (۰/۰۰۰)*	I (1)
نرخ تورم (Inf)	با عرض از مبدا	−۵/۴۳۵ (۰/۰۰۰)*	-	I (0)
نرخ بهره (Int)	با عرض از مبدا	−۳/۱۷۸ (۰/۰۲۳)*	-	I (0)
مالیات (Tax)	با عرض از مبدا	۰/۰۰۹ (۰/۹۵۶)	−۱۷/۰۵۸ (۰/۰۰۰)*	I (1)

* معناداری در سطح ۵ دصد را نشان می‌دهد.

مأخذ: محاسبات تحقیق

محاسبه نااطمینانی متغیرها

برای به‌دست آوردن نااطمینانی نسبت به نرخ ارز در ابتدا می‌بایست شاخصی برای آن درنظر بگیریم. برای اندازه‌گیری این شاخص از روش واریانس شرطی همسان تعمیم یافته GARCH استفاده می‌شود. قبل از تخمین نااطمینانی نرخ ارز ابتدا باید به بررسی این بپردازیم که سری زمانی نرخ ارز از چه فرآیندی (خود همبسته، میانگین متحرک، و ...) پیروی می‌کند. برای این‌کار از روش باکس–جنکینز[1] استفاده می‌شود. پس از مشخص‌شدن فرآیند متغیر نرخ ارز با استفاده از روش واریانس شرطی همسان تعمیم یافته GARCH به تخمین متغیر پرداخته شد، با انجام آزمون‌های نکویی برازش شامل آزمون خود همبستگی بروش گادفری[2] و آزمون LM برای تشخیص اثر ARCH[3] مشخص شد که مناسب‌ترین مدل برای متغیر نرخ ارز GARCH(1,1) می‌باشد. برای سایر متغیرها

1. Box-Jenkins methodology
2. Breusch–Godfrey test
3. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

(نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ مالیات) نیز به همین شیوه عمل شد. برآوردها نشان داد که برای نرخ تورم GARCH(1,3)، برای نرخ بهره GARCH(2,1) و برای نرخ مالیات GARCH(1,2) مدل مناسب‌تری هستند که در پیوست نتایج آزمون‌ها آورده شده است. پس از تخمین این متغیرها، باقیمانده این سری‌های زمانی متغیر نااطمینانی ما محسوب می‌شوند.

جدول شماره (۲) آمار توصیفی نوسانات نااطمینانی متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره بین بانکی، نرخ مالیات و نوسانات 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 متغیرها کلان اقتصادی از شاخص قیمتی بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام در ایران بیشتر است. همچنین آماره جاکو برا نشان می‌دهد که توزیع احتمالی نوسانات غیر نرمال بوده و دارای چولگی مثبت و کشیدگی کم و زیاد هستند.

جدول ۲. آماره های توصیفی نوسانات متغیرها

	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جاکو برا
UNEXC	۰/۰۴۸	۰/۰۳۹	۰/۱۴۱	۰/۰۱۲	۰/۰۳۲	۱/۱۴۲	۳/۵۷۳	۲۷/۷۰*
UNINF	۱/۰۷۰	۰/۸۶۷	۳/۰۲۲	۰/۴۱۶	۰/۵۷۳	۱/۳۴۰	۴/۳۷۲	۴۵/۳۱*
UNINT	۰/۰۳۵	۰/۰۱۶	۰/۳۲۴	۰/۰۰۰	۰/۰۵۸	۳/۳۴۴	۱۴/۹۱۶	۹۳۳/۶۳*
UNTAX	۰/۱۲۹	۰/۱۲۴	۰/۱۷۵	۰/۱۰۷	۰/۰۱۸	۰/۸۱۰	۲/۹۷۶	۱۳/۶۴*
BANK	۰/۰۹۸	۰/۰۸۴	۰/۳۲۳	۰/۰۲۳	۰/۰۵۶	۱/۵۱۳	۶/۱۳۷	۹۴/۹۶*
BUILDING	۰/۱۲۹	۰/۱۱۹	۰/۳۱۲	۰/۰۴۸	۰/۰۶۴	۰/۹۰۵	۳/۱۶۷	۱۶/۵۰*
CAR	۰/۱۴۶	۰/۱۴۲	۰/۴۱۹	۰/۰۴۶	۰/۰۶۸	۱/۵۲۳	۶/۵۷۰	۱۱۰/۱۱*
CEM	۰/۱۰۸	۰/۰۹۰	۰/۲۵۷	۰/۰۴۰	۰/۰۶۳	۰/۷۸۴	۲/۳۵۳	۱۴/۳۹*
CHEMICAL	۰/۰۹۴	۰/۰۸۹	۰/۲۷۸	۰/۰۲۳	۰/۰۵۴	۱/۰۵۲	۴/۱۴۵	۲۸/۶۹*
COM	۰/۰۸۹	۰/۰۷۳	۰/۳۲۷	۰/۰۳۴	۰/۰۵۳	۲/۱۹۷	۸/۴۶۳	۲۴۵/۷۹*
DRUG	۰/۱۰۲	۰/۰۹۲	۰/۲۴۹	۰/۰۲۶	۰/۰۶۰	۰/۶۰۷	۲/۲۴۴	۱۰/۲۲*
FOOD	۰/۱۱۲	۰/۱۰۶	۰/۲۶۹	۰/۰۳۶	۰/۰۶۱	۰/۵۸۱	۲/۳۵۱	۸/۸۵*
INV	۰/۰۹۰	۰/۰۷۱	۰/۳۱۶	۰/۰۲۵	۰/۰۶۲	۱/۳۰۲	۴/۲۷۷	۴۲/۰۷*
METAL	۰/۱۰۵	۰/۰۸۹	۰/۲۸۷	۰/۰۶۲	۰/۰۴۳	۲/۱۱۲	۷/۸۴۶	۲۰۶/۶۲*
OIL	۰/۱۴۹	۰/۱۲۲	۱/۱۲۲	۰/۰۲۵	۰/۱۲۹	۴/۲۷۵	۲۹/۲۵۳	۳۸۱۱/۵۲*

* نشان‌دهنده معناداری آماری در سطح ۵ درصد است.

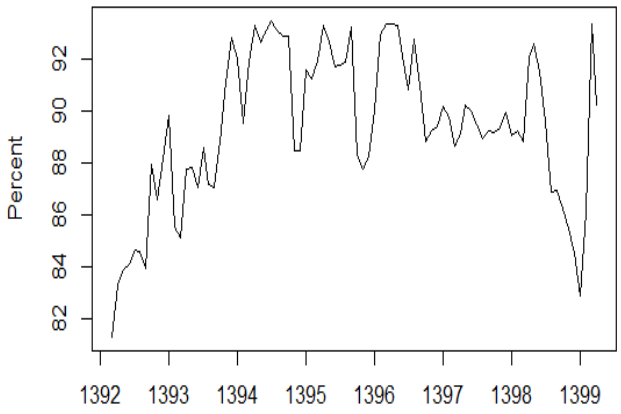
مأخذ: محاسبات تحقیق

تحلیل تجربی

با توجه به مشخصات مدل VAR، ترتیب وقفه بهینه براساس معیار هنان کویین (HQ) در کل دوره ۱ درنظر گرفته شد تا بتوانیم نمونه‌های VAR مناسب را لحاظ کنیم. علاوه‌براین، دوره پیش‌بینی را ۲۴ ماه و اندازه پنجره غلطان را ۳۵ ماه (تقریبا یک سوم کل مشاهدات) تعیین شد. در تجزیه و تحلیل دامنه فرکانسی، ما ارتباط را به سه جزء فرکانس مختلف: یک تا شش ماه (مولفه کوتاه‌مدت)، شش تا دوازده ماه (مولفه میان‌مدت)، و بیش از دوازده ماه (مولفه بلندمدت) تجزیه می‌کنیم.

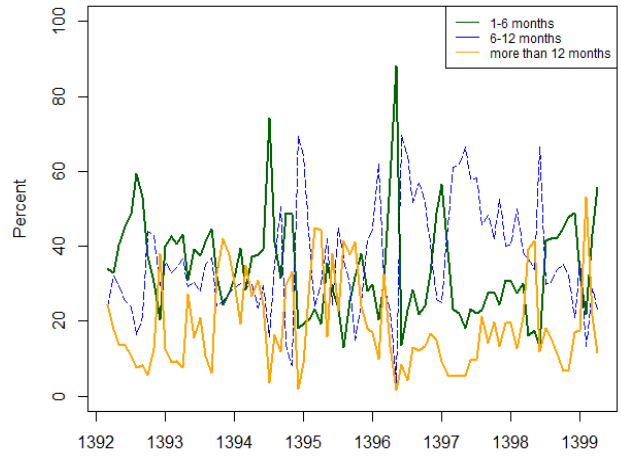
ارتباط سرریز کلی نوسانات

نمودار (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 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 معناداری وجود دارد.



نمودار ۱. ارتباط سرریز نوسانات کل در دامنه زمانی
مأخذ: محاسبات تحقیق

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



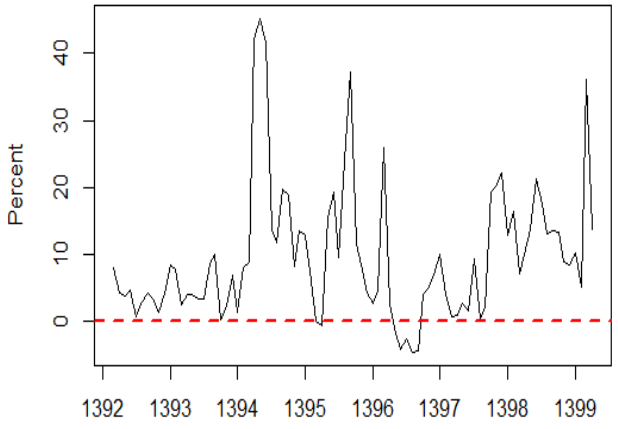
نمودار ۲. ارتباط سرریز نوسانات کل در دامنه فرکانسی

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

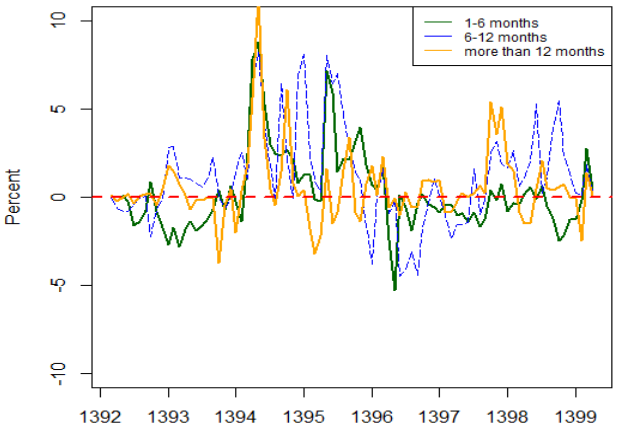
مأخذ: محاسبات تحقیق

ارتباط نوسانات خالص

با بررسی سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ ارز بر بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام در دامنه زمانی که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود، نتایج حاکی از این است که در دوره زمانی مورد نظر سرریز نوسانات به‌صورت مثبت و منفی اتفاق می‌افتد اما غالب نوسانات سرریز به‌صورت مثبت است و این نشان می‌دهد که نااطمینانی نسبت به نرخ ارز در دامنه زمانی انتقال‌دهنده شوک به بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام می‌باشد. و در دوه زمانی ۱۳۹۴ تا اواسط سال ۱۳۹۴ نوسانات سرریز بیش‌ترین مقدار خود را بر بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام وارد کرده است و این زمانی است که ایران با کشورهای پنج به‌علاوه‌ی یک به توافقی در قالب برجام دست یافت. همچنین از خرداد ۱۳۹۶ تا دی ۱۳۹۷ نااطمینانی نرخ ارز مقدار آن منفی است و این بیانگر این است که نااطمینانی نرخ ارز در سیستم ما گیرنده ریسک بوده است. نمودار (۴) ارتباط سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ ارز در دامنه فرکانسی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت را نشان می‌دهد. با توجه به نمودار میزان سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ ارز در دامنه فرکانسی نسبت به دامنه زمانی کمتر است و در دامنه فرکانسی در زیردوره‌های بیشتری نااطمینانی نرخ ارز گیرنده ریسک می‌باشد و مقدار آن منفی است. همچنین میانگین ارتباط سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ ارز در میان‌مدت از کوتاه‌مدت و بلندمدت بیشتر است که نشان می‌دهد در میان‌مدت انتقال‌دهنده بیشتری از ریسک بر بخش‌های مختلف بازار سهام است.



نمودار ۳. ارتباط سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ ارز در دامنه زمانی
مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ٤. ارتباط سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ ارز در دامنه فرکانسی

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

ارتباط نوسانات خالص جفتی

برای درک بیشتر در مورد اثرات سرریز نااطمینانی نرخ ارز بر بخش‌های مختلف صنایع بازار سهام در ایران به بررسی ارتباط سرریز نوسانات خالص جفتی پرداخته شده است. نمودار (۵) ارتباط سرریز نوسانات جهت‌دار جفتی نااطمینانی نرخ ارز و ۱۱ بخش بازار سهام (فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی، دارویی، خودرویی، رایانه، سیمانی، بانکی، سرمایه‌گذاری، غذایی، ساختمانی و شیمیایی) را در دامنه زمانی نشان می‌دهد. ارتباط سرریز جفتی نااطمینانی نرخ ارز بر غالب بخش‌ها منفی است و نشان می‌دهد که در دامنه زمانی نااطمینانی نرخ ارز گیرنده ریسک بوده است. نااطمینانی نرخ ارز بیشترین سرریز را از بخش‌های خودرویی، بانکی، سرمایه‌گذاری، غذایی، ساختمانی و شیمیایی در دامنه زمانی دریافت می‌کند. همچنین سرریز مثبت نااطمینانی نرخ ارز در برخی زیردوره‌ها در بخش‌هایی چون فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی، دارویی، سیمانی و رایانه بیشتر است. این امر بیانگر این است که اثر سرریز نااطمینانی نرخ ارز بر بخش‌های مختلف صنایع بازار سهام ناپایدار است. این امر می‌تواند به‌دلیل وجود ریسک‌های متفاوت باشد. نمودار (۶) ارتباط سرریز نوسانات جهت‌دار جفتی نااطمینانی نرخ ارز و ۱۱ بخش بازار سهام (فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی، دارویی، خودرویی، رایانه، سیمانی، بانکی، سرمایه‌گذاری، غذایی، ساختمانی و شیمیایی) در دامنه زمانی فرکانسی را نشان می‌دهد. ارتباط نوسانات جفتی در غالب بخش‌های بازار سهام در میان‌مدت و کوتاه‌مدت قوی‌تر است اما این ارتباط در بلندمدت به غیر بخش سیمانی ضعیف است. همچنین در کوتاه‌مدت بخش‌های شیمیایی، سیمانی، فلزات اساسی، سرمایه‌گذاری و دارویی و در میان‌مدت بخش فرآورده‌های نفتی و در بلندمدت بخش‌های شیمیایی و فرآورده نفتی نسبت به نااطمینانی نرخ ارز آسیب‌پذیر ترند. این بدان معناست که بخش‌های صنایع مختلف مورد نظر در دوره فرکانسی بیان شده، تحت تأثیر بیشتری از سرریز نااطمینانی نرخ ارز قرار می‌گیرند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی ارتباط نوسانات پویای نااطمینانی نرخ ارز بر نوسانات بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام هم در دامنه زمانی و هم در دامنه فرکانسی (کوتاه‌مدت، میان‌مدت 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 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 صنایع بازار سهام ارتباط معناداری وجود دارد. همچنین ارتباط سرریز کلی نوسانات در دامنه فرکانسی بیانگر این است که در کوتاه‌مدت و میان‌مدت ارتباط بین نوسانات نااطمینانی‌ها و نوسانات ۱۱ بخش صنایع بازار سهام بیشتر است و این ارتباط در بلندمدت کاهش می‌یابد. در نتیجه نتایج حاکی از 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. در ادامه به بررسی ارتباط سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ ارز پرداخته شد. نتایج حاکی از آن بود که در دوره زمانی موردنظر سرریز نوسانات به‌صورت مثبت و منفی اتفاق می‌افتد اما غالب نوسانات سرریز به‌صورت مثبت است و این نشان می‌دهد که نااطمینانی نسبت به نرخ ارز در دامنه زمانی انتقال‌دهنده شوک به بخش‌های مختلف بازار سهام می‌باشد. میزان سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ ارز در دامنه فرکانسی نسبت به دامنه زمانی کمتر است و در دامنه فرکانسی در زیردوره‌های بیشتری نااطمینانی نرخ ارز گیرنده ریسک می‌باشد و مقدار آن منفی است.

همچنین میانگین ارتباط سرریز نوسانات خالص نااطمینانی نرخ ارز در میان‌مدت از کوتاه‌مدت و بلندمدت بیشتر است که نشان می‌دهد در میان‌مدت انتقال‌دهنده بیشتری از ریسک بر بخش‌های مختلف بازار سهام است. پس از بررسی ارتباط سرریز نوسانات خالص نرخ ازر در این مطالعه به تحلیل ارتباط نوسانات خالص جفتی نااطمینانی نرخ ارز بر بخش‌های بازار سهام پرداخته شد. نتایج نشان داد که در دامنه زمانی ارتباط سرریز جفتی نااطمینانی نرخ ارز بر غالب بخش‌ها منفی است و این بدین معنی است که در دامنه زمانی نااطمینانی نرخ ارز گیرنده ریسک بوده است و نااطمینانی نرخ ارز بیشترین سرریز را از بخش‌های خودرویی، بانکی، سرمایه‌گذاری، غذایی، ساختمانی و شیمیایی در دامنه زمانی دریافت می‌کند. از طرفی سرریز مثبت نااطمینانی نرخ ارز در برخی زیردوره‌ها در بخش‌هایی چون فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی، دارویی، سیمانی و رایانه بیشتر است که این امر نشان‌دهنده ناپایداری اثر سرریز نااطمینانی نرخ ارز بر بخش‌های مختلف بازار سهام است و دلیل این امر نیز می‌تواند وجود ریسک‌های متفاوت در بخش‌های مختلف بازار سهام باشد. همچنین با بررسی ارتباط سرریز جفتی نااطمینانی نرخ ارز و بخش‌های صنایع مختلف بازار سهام، نتایج نشان داد که این ارتباط در غالب بخش‌های بازار سهام در میان‌مدت و کوتاه‌مدت قوی‌تر است اما این ارتباط در بلندمدت به غیر بخش سیمانی ضعیف است. همچنین در کوتاه‌مدت بخش‌های شیمیایی، سیمانی، فلزات اساسی، سرمایه‌گذاری و دارویی و در میان‌مدت بخش فرآورده‌های نفتی و در بلندمدت بخش‌های شیمیایی و فرآورده نفتی نسبت به نااطمینانی نرخ ارز آسیب‌پذیرترند.

با توجه به نتایج به‌دست آمده می‌توان توصیه‌های زیر را پیشنهاد نمود:

– با توجه به اینکه ارتباط نوسانات نااطمینانی نرخ ارز بر بخش‌های مختلف بازار سهام در میان‌مدت و کوتاه‌مدت بیشتر است، سیاست‌گذار در راستای تنظیم سیاست در زمینه نرخ ارز به دامنه فرکانسی کوتاه‌مدت و میان‌مدت توجه بیشتری داشته باشد.

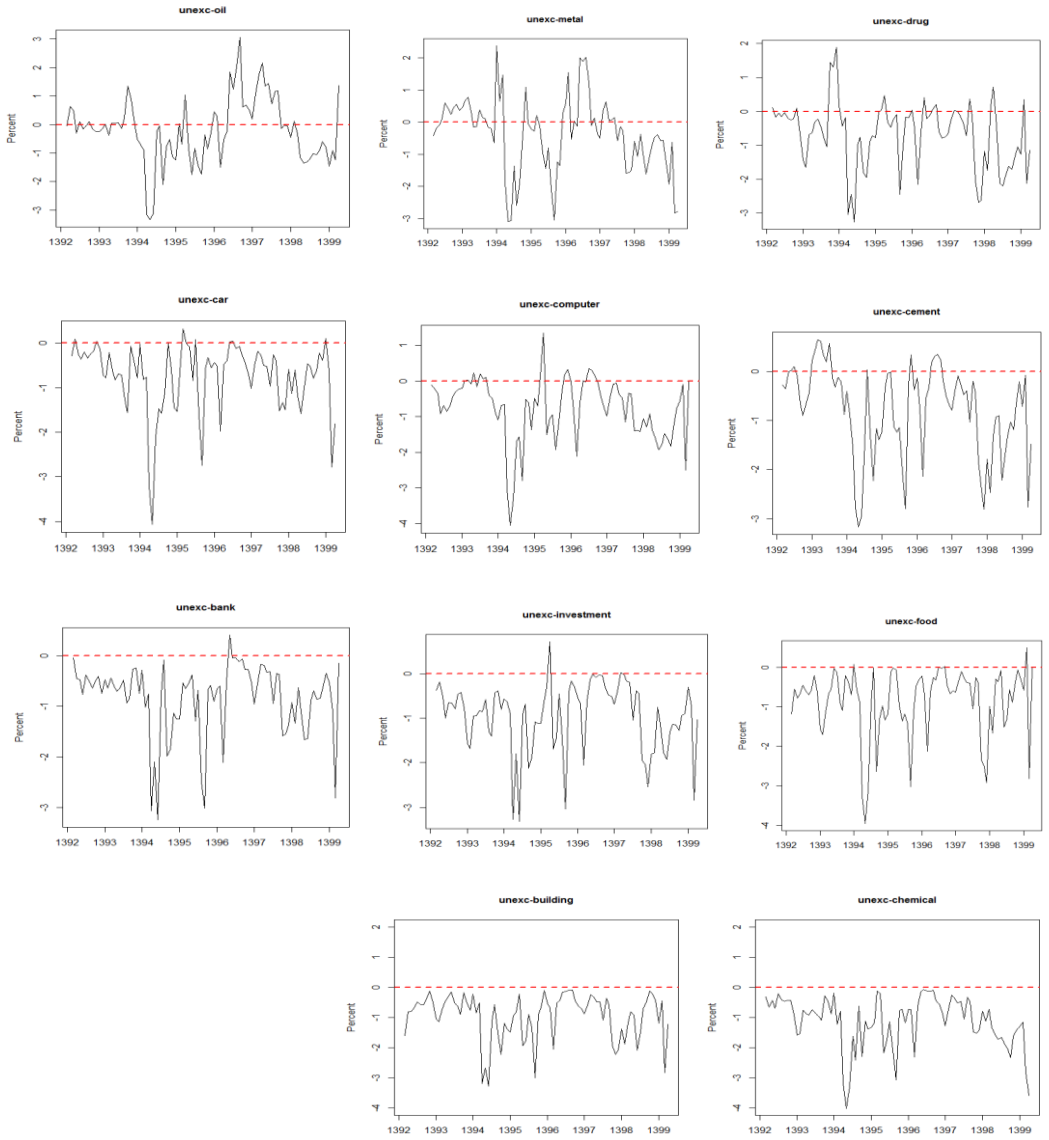
– در راستای اتخاذ سیاست‌های کلان که بر روی نرخ ارز اثرگذارند، بخش‌هایی که در شرایط وجود نااطمینانی نرخ ارز در دامنه متفاوت فرکانسی آسیب‌پذترند، مورد توجه بیشتر سیاست‌گذار قرار گیرد و سعی شود حین اتخاذ سیاست درست، ارز مورد نیاز برای تأمین مواد تولیدی بخش‌های واردکننده آسیب‌پذیر فراهم گردد. و همچنین بخش‌هایی که صادرات‌محور هستند فروش محصولات تولیدی آنها توسط سیاست‌گذار تسهیل گردد.

– از آنجایی که اثرگذاری سرریز نااطمینانی نرخ ارز در میان نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ تورم، نرخ بهره بانکی، نرخ مالیات) بر بخش‌های مختلف بازار سهام بیشتر است، لذا سیاست‌گذار می‌تواند توجه بیشتری به متغیر نرخ ارز در الگوی سیاست‌گذاری و تبیین سیاست داشته باشد.

– سرمایه‌گذاران نیز در راستای ایجاد پرتفوی بهینه براساس ترجیحات کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت خود، به شدت اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز در میان‌مدت و کوتاه‌مدت بر بازار سهام در تصمیم‌گیری‌های خود توجه بیشتری داشته باشند تا بتواند ریسک سیستماتیک نااطمینانی نرخ ارز را در پرتفوی خود کنترل کنند.

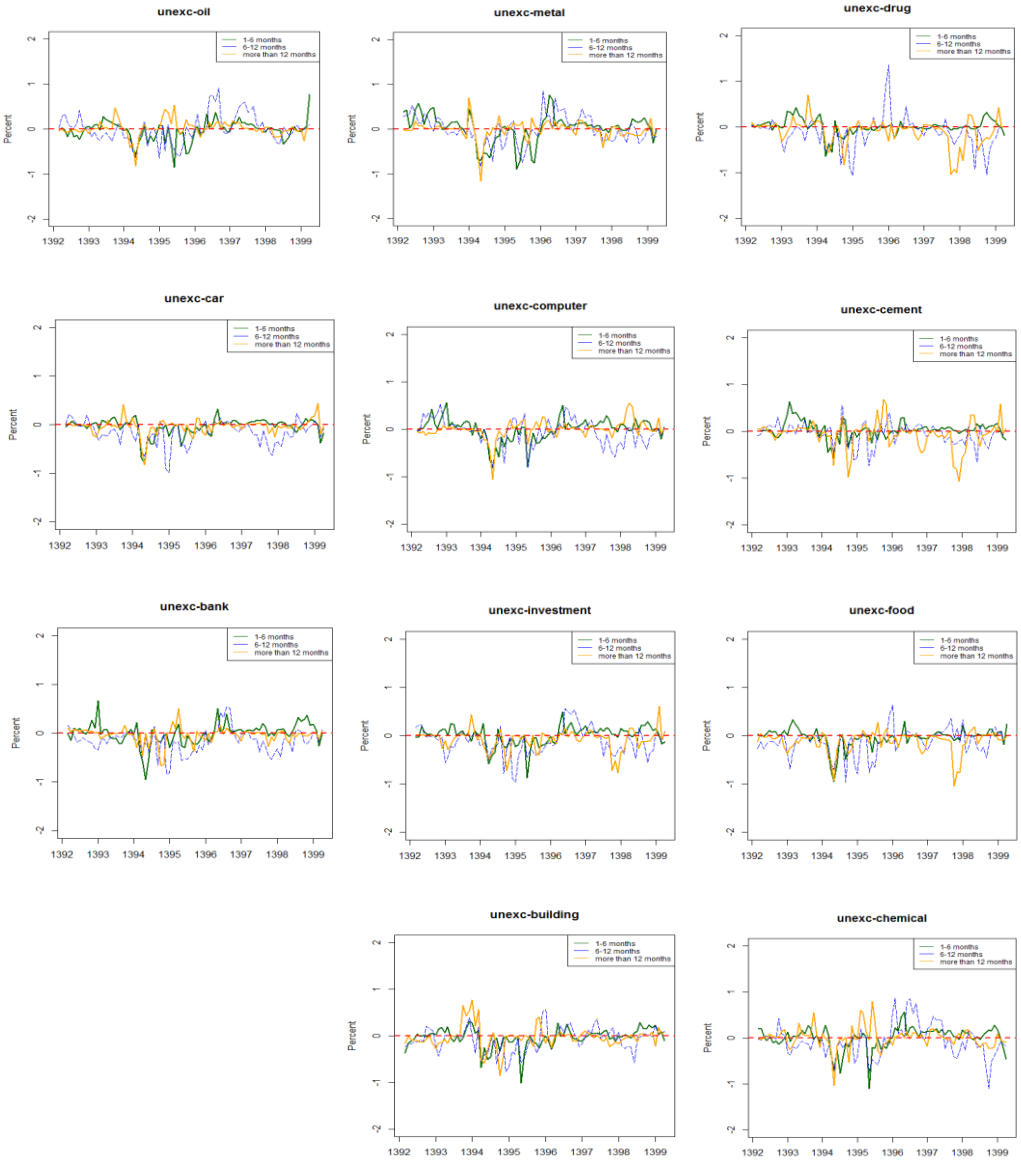
– همچنین سرمایه‌گذاران در راستای کسب منفعت در بازار سهام، استراتژی‌های سرمایه‌گذاری و معاملاتی خود را با آگاهی به بخش‌های آسیب‌پذیر در بازار سهام نسبت به نااطمینانی نرخ ارز، اتخاذ کنند.

در راستای تحلیل بیشتر موضوع نسبت به ارتباط سرریز نوسانات خالص و جفتی، نااطمینانی‌هایی چون نرخ تورم، 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.



نمودار ۵. ارتباط سرریز نوسانات جهت‌دار جفتی نااطمینانی نرخ ارز و ۱۱ بخش بازار سهام (فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی، دارویی، خودرویی، رایانه، سیمانی، بانکی، سرمایه‌گذاری، غذایی، ساختمانی و شیمیایی) در دامنه زمانی

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ٦. ارتباط سرریز نوسانات جهت‌دار جفتی نااطمینانی نرخ ارز و ۱۱ بخش بازار سهام (فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی، دارویی، خودرویی، رایانه، سیمانی، بانکی، سرمایه‌گذاری، غذایی، ساختمانی و شیمیایی) در دامنه زمانی فرکانسی (نمودار سبزرنگ برای دوره ۱ تا ۶ ماه (کوتاه‌مدت)، نمودار آبی‌رنگ برای دوره ۶ تا ۱۲ ماه (میان‌مدت) و نمودار نارنجی رنگ برای دوره بیش از ۱۲ ماه (بلندمدت) نشان می‌دهد.
مأخذ: محاسبات تحقیق

پیوست

جدول ۳. برآورد مدل GARCH برای متغیر نرخ ارز

متغیر	ضرایب	آماره Z	سطح احتمال
عرض از مبدا	۰/۰۰۰۱	۲/۴۵۴۷	۰/۰۱۴۱
RESID(-1)^2	۰/۴۵۴۷	۳/۹۰۷۱	۰/۰۰۰۱
GARCH(-1)	۰/۶۰۷۰	۸/۳۲۰۸	۰/.۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ٤. آزمون ضرایب لاگرانژ بروش- گادفری برای متغیر نرخ ارز

F-statistic	۰/۲۳۴۲	Prob. F(2,116)	۰/۷۹۱۵
Obs*R-squared	۰/۴۸۲۷	Prob. Chi-Square(2)	۰/۷۸۵۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵. آزمون LM برای تشخیص اثر ARCH برای متغیر نرخ ارز

F-statistic	۵/۶۱۳۶	Prob. F(1,117)	۰/۰۱۹۵
Obs*R-squared	۵/۴۴۸۲	Prob. Chi-Square(1)	۰/۰۱۹۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ٦. برآورد مدل GARCH برای متغیر نرخ تورم

متغیر	ضرایب	آماره Z	سطح احتمال
عرض از مبدا	۰/۱۰۶۴	۲/۷۰۶۸	۰/۰۰۶۸
RESID(-1)^2	۰/۷۲۹۵	۳/۲۸۰۹	۰/۰۰۱۰
GARCH(-1)	۰/۶۰۷۰	۸/۳۲۰۸	۰/۰۰۰۰
GARCH(-2)	۰/۷۸۶۴	۴/۹۱۹۷	۰/۰۰۸۷
GARCH(-3)	۰/۱۱۱۲	۱/۸۳۵۹	۰/۰۶۶۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۷. آزمون ضرایب لاگرانژ بروش- گادفری برای متغیر نرخ تورم

F-statistic	۱/۳۹۷۳	Prob. F(2,116)	۰/۲۵۱۴
Obs*R-squared	۲/۸۴۶۶	Prob. Chi-Square(2)	۰/۲۴۰۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۸. آزمون LM برای تشخیص اثر ARCH برای متغیر نرخ تورم

F-statistic	۵/۷۱۹۸	Prob. F(1,117)	۰/۰۱۵۷
Obs*R-squared	۵/۷۱۸۵	Prob. Chi-Square(1)	۰/۰۱۵۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۹. برآورد مدل GARCH برای متغیر نرخ بهره بانکی

متغیر	ضرایب	آماره Z	سطح احتمال
عرض از مبدا	۰/۰۰۰۰۷	۳/۳۸۲۹	۰/۰۰۰۷
RESID(-1)^2	۱/۰۴۱۲	۵/۳۴۳۱	۰/۰۰۰۰
RESID(-2)^2	-۰/۹۱۷۴	-۵/۴۳۷۲	۰/۰۰۰۰
GARCH(-1)	۰/۸۷۹۰	۱۸/۶۰۵۵	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰. آزمون ضرایب لاگرانژ بروش- گادفری برای متغیر نرخ بهره بانکی

F-statistic	۱/۲۰۱۲	Prob. F(2,116)	۰/۳۰۴۵
Obs*R-squared	۲/۴۵۵۲	Prob. Chi-Square(2)	۰/۲۹۳۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۱. آزمون LM برای تشخیص اثر ARCH برای متغیر نرخ بهره بانکی

F-statistic	۱۹/۲۹۴۴	Prob. F(1,116)	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared	۲۹/۷۰۵۱	Prob. Chi-Square(2)	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۲. برآورد مدل GARCH برای متغیر نرخ مالیات

متغیر	ضرایب	آماره Z	سطح احتمال
عرض از مبدا	۰/۰۰۲۴	۶/۲۲۷۲	۰/۰۰۰۰
RESID(-1)^2	−۰/۰۶۳۹	−۲/۶۲۰۰	۰/۰۰۸۸
GARCH(-1)	۱/۷۹۶۵	۵۱/۳۰۰۷	۰/۰۰۰۰
GARCH(-2)	−۰/۹۳۶۱	−۲۹/۳۹۵۳	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۳. آزمون ضرایب لاگرانژ بروش- گادفری برای متغیر نرخ نرخ مالیات

F-statistic	۱/۶۱۱۷	Prob. F(2,115)	۰/۲۰۴۰
Obs*R-squared	۳/۲۴۴۵	Prob. Chi-Square(2)	۰/۱۹۷۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱٤. آزمون LM برای تشخیص اثر ARCH برای متغیر نرخ مالیات

F-statistic	۴/۸۰۲۸	Prob. F(1,116)	۰/۰۳۰۴
Obs*R-squared	۴/۶۹۱۴	Prob. Chi-Square(2)	۰/۰۳۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

منابع

ارباب، حمیدرضا. آماده، حمید. امینی، امین. (۱۴۰۰). «تاثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در شرایط متفاوت». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۶(۸۸)، ۲۲۱-۱۹۱.
https://doi.org/10.22054/ijer.2021.50187.838

امیری، حسین. پیرداده بیرانوند، محبوبه. (۱۳۹۷). «بررسی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازار سهام ایران با تکیه بر رویکرد تغییر رژیمی مارکوف». *نشریه علمی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۲(۴۴).

باستان‌زاد، حسین. داودی، پدرام. (۱۳۹۶). «بررسی ساز و کار انتقال ریسک بین بازارهای ارز، مسکن و سهام اقتصاد ایران (با استفاده از رویکرد پارامتریک و ناپارامتریک ارزش در معرض خطر)». مدیریت دارایی و تامین مالی، ۵(۱۹)، ۳۳-۵۰.

دوراندیش، آرش. شریعت، الهام و ارزند، ندا. (۱۳۹۳). «بررسی اثر سرریز نوسانات نرخ ارز بر شاخص صنایع کشاورزی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار». *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۲۸(۲)، ۱۷۷-۱۸۴.

کریم‌زاده، مصطفی. (۱۳۸۵). «بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۸ (۲۶)، ۵۴-۴۱.

گرجی‌پور، محمد جواد، عثمانی، فریبا و ابراهیمی‌سالاری، تقی. (۱۴۰۰). «بررسی اثر عوامل کلان اقتصادی بر بازدهی سهام در طی شیوع همه‌گیری کووید-۱۹ (مورد مطالعه صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران)». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد صنعتی*، ۵(۱۷)، ۷۰-۵۹.
https://doi.org/10.30473/indeco.2022.8369

گجراتی، دامودار. (۱۳۹۲). «مبانی اقتصاد سنجی جلد دوم». (ترجمه: ح. ابریشمی). تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

محسنی، حسین. بت‌شکن، محمدهاشم. (۱۳۹۶). « سرریز نوسان و همبستگی پویای شرطی نرخ ارز بر شاخص سهام گروه بانکی». پژوهش‌های پولی و بانکی، ۱۰(۳۱)، ۱-۲۸.

محمودی، هادی. دامن کشیده، مرجان. مومنی وصالیان، هوشنگ و نصایان، شهریار. (۱۴۰۲). «تاثیر شاخص‌های کلان اقتصادی بر نوسانات بازار سهام». پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۵ (۵۹)، ۲۱۸-۱۹۹.

References

Abimbola, A. B., & Olusegun, A. J. (2017). "Appraising the Exchange Rate Volatility, Stock Market Performance and Aggregate Output Nexus in Nigeria". *Business and Economics Journal*, 8(1), 1-12.

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

Branson, W.H. (1983). "Macroeconomic Determinants of Real Exchange Risk In: Managing Foreign Exchange Risk". *Cambridge University*, Cambridge.

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.

Fernando, A. (2018). "Macroeconomic Impact on Stock Market Returns and Volatility: Evidence from Sri Lanka". *Business and Economics Journal*, 9(4),1-15. doi:10.4172/2151-6219.1000379.

Gavin, M. (1989). "The stock market and exchange rate dynamics". *Journal of International Money and Finance*, 8, 181–200.

Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). "Measuring Uncertainty". *American Economic Review*, 105, 1177–1216.

Knight, F. H. (1921). "Risk, Uncertainty and Profit". Boston: Houghton Mifflin, Reprinted with Introduction by G. J. Stigler. Chicago: University of Chicago Press. 1971.

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.

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.