

Spillover Between Currency Market and Selected Industries of Tehran Stock Exchange: Based on the VAR-BEKK-GARCH Approach

Mojtaba Rostami Noroozabad* 

*Corresponding Author, Assistant Prof., Department of Finance, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Email: M.Rostaminoroozabad@yahoo.com)

Ahmad Noei 

MSc., Department of Finance, North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Email: ahmadnoey@gmail.com)

Milad Shahrazi 

Ph.D., Department of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran. (Email: milad.shahrazi@gmail.com)

Saman Rahmani Noroozabad 

Ph.D., Department of Finance, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Email: saman.rahmani7@yahoo.com)

Abstract

The purpose of this research is to investigate the spillover between the foreign exchange market and selected industries of the Tehran Stock Exchange. The statistical population of this research includes Iran's foreign exchange market and basic metal industries, chemical products and petroleum products accepted in the Tehran Stock Exchange in the period of 2013 to 2014 and in three periods of sanctions, JCPOA and post-JCPOA. The methodology based on the VAR-BEKK-GARCH model has also been used to test the hypotheses. The results showed that during the embargo period, there was a two-way spillover between the base metal industry and the foreign exchange market and one-way from the foreign exchange market to chemical products and petroleum products. Also, during the JCPOA period, there is no fluctuation overflow between the basic metals industry and the foreign exchange market and chemical products and the

currency market, while there is a two-way fluctuation fluctuation between the petroleum products and the foreign exchange market. In the post JCPOA period, there has been a one-way spillover from the foreign exchange market to the basic metals industry and a two-way spillover between the chemical products industry and the foreign exchange market. In addition, no fluctuations have been observed between the oil products industry and the currency market in this period. Since the overflow of turbulence between the markets shows a high dependence between them, by establishing relative stability in the markets, we can witness the creation of balance. Therefore, the comprehensive and accurate explanation of the relationships between financial markets in the field of economic and financial policy can also be considered by the financial policies of the government at the macro level and the capital market supervisory body.

Keywords: Currency Market, Tehran Stock Exchange, Volatility Spillover, Multivariate GARCH

Citation: Rostami Noroozabad, Mojtaba; Noei, Ahmad; Shahrazi, Milad & Rahmani Noroozabad, Saman (2024). Spillover Between Currency Market and Selected Industries of Tehran Stock Exchange: Based on the VAR-BEKK-GARCH Approach. *Journal of Exchange Brokers*, 1(1), 116-155. (in Persian)

Journal of Exchange Brokers, 2024, Vol. 1, No. 1, pp. 116-155
Published by Iran Securities and Exchange Brokers Association
Type of License: Creative Commons License (CC BY- NC)
Article Type: Research Paper
© Authors

Received: November 22, 2023
Received in revised form: December 15, 2023
Accepted: December 30, 2023
Published online: February 03, 2024



سرریز میان بازار ارز و صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران: مبتنی بر

رویکرد VAR-BEKK-GARCH

مجتبی رستمی نوروزآباد * ID

* نویسنده مسئول، استادیار، گروه مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. رایانامه: M.Rostaminoroozabad@yahoo.com

احمد نوعی ID

کارشناسی ارشد، گروه مالی، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. رایانامه: ahmadnoey@gmail.com

میلاد شهرازی ID

دکتری، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. رایانامه: milad.shahrazi@gmail.com

سامان رحمانی نوروزآباد ID

دکتری، گروه مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. رایانامه: saman.rahmani7@yahoo.com

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی سرریز میان بازار ارز و صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران است. جامعه آماری این پژوهش شامل بازار ارز ایران و صنایع فلزات اساسی، محصولات شیمیایی و فرآورده‌های نفتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۱ لغایت ۱۴۰۱ و در سه دوره تحریم، برجام و پسابرجام است. برای آزمون فرضیه‌ها نیز از روش‌شناسی مبتنی بر مدل VAR-BEKK-GARCH استفاده شده است. نتایج نشان داد که در دوره تحریم، سرریز نوسان به صورت دوطرفه بین صنعت فلزات اساسی و بازار ارز و یک‌طرفه از بازار ارز به محصولات شیمیایی و فرآورده‌های نفتی وجود داشته است. همچنین، در دوره برجام، سرریز نوسان بین صنعت فلزات اساسی و بازار ارز و محصولات شیمیایی و بازار ارز وجود ندارد، در صورتی که سرریز نوسان بین فرآورده‌های نفتی و بازار ارز به صورت دو طرفه وجود داشته است. در دوره پسابرجام سرریز یک‌طرفه از بازار ارز به صنعت فلزات اساسی و دوطرفه بین صنعت محصولات شیمیایی و بازار ارز وجود داشته است. به علاوه، بین صنعت فرآورده‌های نفتی و بازار ارز در این دوره سرریز نوسانی مشاهده نشده است. از آنجا که سرریز تلاطم بین بازارها نشان‌دهنده وابستگی بالا بین آن‌ها است، با ایجاد ثبات نسبی در بازارها، می‌توان شاهد ایجاد تعادل بود. از این رو،

تبیین جامع و دقیق روابط میان بازارهای مالی در حوزه سیاست‌گذاری اقتصادی و مالی نیز می‌تواند مورد توجه سیاست‌های مالی دولت در سطح کلان و نهاد ناظر بازار سرمایه قرار گیرد.

کلیدواژه‌ها: بازار ارز، بورس اوراق بهادار تهران، سرریز نوسانات، گارچ چندمتغیره

استناد: رستمی نوروزآباد، مجتبی؛ نوعی، احمد؛ شهرازی، میلاد و رحمانی نوروزآباد، سامان (۱۴۰۳). سرریز میان بازار ارز و صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران: مبتنی بر رویکرد VAR-BEKK-GARCH. *کارگزاران بورس*، ۱(۱)، ۱۱۶-۱۵۵.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۰۱

تاریخ ویرایش: ۱۴۰۲/۰۹/۲۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۱۸

تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۱۱/۱۴

کارگزاران بورس، ۱۴۰۳، دوره ۱، شماره ۱، صص. ۱۱۶-۱۵۵

ناشر: کانون کارگزاران بورس و اوراق بهادار

نوع مقاله: علمی پژوهشی

© نویسندگان

مقدمه

امروزه شناسایی همگرایی در انتقالات نوسانی میان بازارهای مختلف یکی از مهم‌ترین موضوعات مورد توجه محققان به خصوص پس از بحران مالی اخیر است. برخی از پژوهشگران معتقدند که همبستگی متقابل بین نوسانات حتی از همبستگی متقابل میان عایدی‌ها نیز بیشتر است. ارتباط بین قیمت سهام و نرخ ارز از دیرباز موضوع تحقیقات و بحث‌های سیاستی بوده و در ادبیات اقتصاد مالی به میزان بالایی مورد توجه قرار گرفته است. رابطه معنی‌دار بین قیمت سهام و نرخ ارز می‌تواند نشان دهد که شوک‌های یک بازار به سرعت به بازار دیگر منتقل می‌شود (چکیلی و نگوین، ۲۰۱۴). به عنوان مثال، اگر نرخ ارز بر قیمت سهام تأثیر بگذارد، کنترل نرخ ارز ممکن است به ثبات بازار سهام کمک کند. به همین ترتیب، اگر قیمت سهام بر نرخ ارز تأثیر بگذارد، سیاست‌هایی که قیمت سهام را تثبیت می‌کند ممکن است نوسانات نرخ ارز را کاهش دهد. همچنین، اگر دو بازار به هم مرتبط باشند، سرمایه‌گذاران ممکن است بتوانند از اطلاعات موجود در یک بازار برای پیش‌بینی بازار دیگر برای اهداف پوشش ریسک و سفته‌بازی استفاده کنند (نصیر و اولسون، ۲۰۲۲؛ سالیسو و نداکو، ۲۰۱۸).

از طرفی دیگر ارزش بازار^۴ شرکت‌ها و قیمت سهام می‌تواند به طور قابل توجهی تحت تأثیر عوامل متعددی قرار گیرد که نوسانات نرخ ارز یکی از آن عوامل مهم است. هنوز هیچ اتفاق نظری در مورد رابطه بین بازار سهام و نرخ ارز وجود ندارد اگرچه این موضوع به طور گسترده مورد بحث قرار گرفته است. تئوری‌های مالی توضیح می‌دهند که ارزش شرکت باید تحت تأثیر نرخ ارز و نرخ بهره باشد. تغییرات مثبت و منفی نرخ ارز ممکن است قیمت سهام شرکت‌ها را تعیین کند (الدومیاتی و همکاران، ۲۰۲۰؛ مار میرالس-کویروس و همکاران، ۲۰۱۷). هنگامی که سود یک شرکت کاهش می‌یابد، احتمالاً قیمت سهام آن پایین‌تر خواهد بود و بالعکس (وانگ، ۲۰۲۲؛ کولياس و همکاران، ۲۰۱۲). لذا نرخ ارز یک قیمت بسیار حیاتی در یک اقتصاد

¹. Chkili and Nguyen

². Nusair and Olson

³. Salisu and Ndako

⁴. Market Capitalization

⁵. Eldomiaty et al

⁶. Mar Miralles-Quiros et al

⁷. Wong

⁸. Kollias et al

باز است، زیرا بر ارزش دارایی‌های متعلق به سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد. با افزایش نرخ ارز، ارزش دارایی‌ها افزایش می‌یابد و با کاهش نرخ ارز، ارزش آن‌ها کاهش می‌یابد. بنابراین، سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران نگران تغییرات شدید نرخ ارز و تأثیر آن بر ارزشیابی دارایی‌ها هستند (تول و همکاران، ۲۰۱۸). تودور و پوپسکو-دوتا^۲ (۲۰۱۲) معتقدند که یک رابطه تعاملی بین ارزش بازار سهام و نوسانات نرخ ارز وجود دارد که درجه آن برای کشورهای مختلف متفاوت است. مطالعات دیگری مانند دونگ، یانگ و وانگ^۳ (۲۰۰۵) و اینسی و لی^۴ (۲۰۱۱) نیز روابط تعاملی مشابهی را بین نرخ ارز و ارزش بازار به اثبات رسانده‌اند. تأثیر نرخ ارز بر عملکرد بازار سهام به طور گسترده توسط بسیاری از دانشگاهیان در طول سال‌ها مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج و استدلال‌های مختلفی در حین مطالعه این روابط ایجاد شده است که آن را به موضوعی بسیار جذاب تبدیل می‌کند (نصیر و السون، ۲۰۲۲). به عبارت دیگر تحقیقات و مطالعات در مورد ارتباط بین نرخ ارز و عملکرد بازار سهام برای سرمایه‌گذاران و همچنین برای سیاست‌گذاران بسیار جذاب است. به طور کلی، بررسی و رصد نوسانات نرخ ارز بسیار مهم است زیرا تأثیر زیادی بر عوامل مختلف اقتصادی دارد (چانگ، چانگ و همکاران، ۲۰۲۴).^۵ به طور دقیق‌تر، نوسانات نرخ ارز به شدت بر معاملات ارزی شرکت‌ها و در نتیجه ارزش بازار آنها تأثیر می‌گذارد (وانگ، ۲۰۱۸). ارزش شرکت‌ها تحت تأثیر نرخ ارز قرار می‌گیرد زیرا نوسانات نرخ ارز خارجی بر جریان‌های نقدی آتی آنها تأثیر می‌گذارد. لذا این موضوع تأثیر زیادی بر عملکرد کلی بازار سهام کشور خواهد داشت (الديفتر، ۲۰۲۳).^۶ این منطق ممکن است به دو نتیجه متضاد منجر شود. اولاً، یک ارز قوی‌تر به دلیل یک اقتصاد قوی توسط سرمایه‌گذاران مثبت تلقی می‌شود و از این‌رو سرمایه‌گذاران خارجی بیشتری را جذب می‌کند. این منجر به تأثیر مثبت بر عملکرد کلی بازار از جمله بازار سرمایه خواهد شد. دوم، برعکس حالت اول ممکن است اتفاق بیافتد و یک ارز قوی‌تر ممکن است بر عملکرد بازار سهام تأثیر منفی بگذارد. زیرا برای شرکت‌های صادرات محور، افزایش ارزش پول داخلی باعث از دست دادن رقابت آنها در بازارهای خارجی می‌شود که منجر به کاهش فروش و سود و کاهش قیمت سهام آن‌ها می‌شود و بالعکس

¹. Tule et al

². Tudor and Popescu-Dutaa

³. Doong, Yang, and Wang

⁴. Inci and Lee

⁵. Chang, Chang and Wang

⁶. El-Diftar

(کاکان و اجارا^۱؛ ۲۰۱۳؛ بهمنی اسکویی و ساهّا^۲؛ ۲۰۱۵؛ لاکشمناسامی^۳؛ ۲۰۲۱). برعکس، اگر تولید محصولات صادراتی عمدتاً به نهاده‌های وارداتی وابسته باشد، کاهش ارزش پول داخلی منجر به افزایش هزینه تولید و در نتیجه کاهش سودآوری و بازده سهام می‌شود. بنابراین، این بدان معناست که تأثیر نرخ ارز بر عملکرد بازار سهام ممکن است از کشوری به کشور دیگر متفاوت باشد، بسته به اینکه این کشور بیشتر به واردات یا صادرات متکی باشد (جواید و اوی حق^۴؛ ۲۰۱۲).

علی‌رغم آنچه که در بالا مورد بحث و بررسی قرار گرفت، بسیاری از مطالعات به بررسی رابطه سرریز بین بازار ارز و صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پرداخته‌اند، به گونه‌ای که تمرکز بیشتر آنها بر یک صنعت خاص بوده است (چانگ و همکاران، ۲۰۲۴؛ هوانگ و لیو^۵؛ ۲۰۲۳؛ الدیفتی، ۲۰۲۳؛ فنگ و همکاران^۶؛ ۲۰۲۲؛ فنگ و همکاران، ۲۰۲۱؛ سان و همکاران^۷؛ ۲۰۲۰؛ خان^۸؛ ۲۰۱۹؛ سیخوسانا و آی^۹؛ ۲۰۱۸؛ بوری، دی بوری و پاولوا^{۱۰}؛ ۲۰۱۷؛ نغن، حسن و آلام^{۱۱}؛ ۲۰۱۴؛ ساکتی و هارون^{۱۲}؛ ۲۰۱۳؛ دهباشی و همکاران، ۱۳۹۹؛ محسنی و صادقی شاهدانی، ۱۳۹۸؛ سفید بخت و رنجبر، ۱۳۹۶؛ حسینون و همکاران، ۱۳۹۵؛ نیکومرام و همکاران، ۱۳۹۴؛ خیابانی و دهقانی، ۱۳۹۳ و کشاورز حداد و همکاران، ۱۳۹۰). با این وجود مطالعات مذکور از بررسی و مقایسه صنایع مختلف بورسی غافل مانده‌اند. از سوی دیگر، این مطالعات در مورد ساختارها یا مکانیسم‌های زیربنایی به جزئیات کافی نمی‌پردازند. به عنوان مثال، سرریز از طریق اقدامات جهانی، مانند شاخص سرریز بین بازارهای مختلف و ویژگی‌های ساختاری و مکانیسم‌های آن را نادیده می‌گیرند. لذا نوآوری این پژوهش در پرکردن شکاف سنجش سرریز میان نرخ ارز و صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تکیه بر انجام مقایسه ضمنی خروجی مدل‌های کارا و به روز این حوزه، قلمرو زمانی مناسب (شامل دوره‌های تحریم، برجام و پس‌برجام) و تحلیل ماهیت و نحوه انتقال نوسان میان بازار ارز و صنایع بورسی است. لذا پژوهش

¹. Cakan and Ejara

². Bahmani-Oskooee and Saha

³. Lakshmanasamy

⁴. Jawaid and Ui Haq

⁵. Huang and Liu

⁶. Feng et al

⁷. Sun et al

⁸. Khan

⁹. Sikhosana and Aye

¹⁰. Bourj, de Boyrie, & Pavlova

¹¹. Ngene, Hassan, & Alam

¹². Sakti and Harun

حاضر درصدد پاسخ به این سوال اصلی است که اثرات سرریز میان بازار ارز و صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران در دروه‌های تحریم، برجام و پسابرجام به چه میزان است؟

در همین راستا و برای پاسخ‌دهی به سؤال اصلی پژوهش، این مقاله در ادامه مشتمل بر چهار بخش است. بخش اول اختصاص به بیان مبانی نظری و تجربی پژوهش دارد و گذری بر پیشینه پژوهش‌های مرتبط و در همین راستا توسعه فرضیه‌های پژوهش خواهد داشت. در بخش دوم روش‌شناسی، جامعه و نمونه مورد مطالعه و در نهایت مدل پژوهش مورد اشاره قرار می‌گیرد. بخش سوم به آزمون فرضیه‌ها، ارائه یافته‌های پژوهش و تحلیل نتایج اختصاص دارد. در نهایت، نتیجه‌گیری و بحث در نتایج در بخش پایانی ذکر می‌شود.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

سرریز نوسان^۱ عبارت است از انتقال ریسک از یک بخش به بخش دیگر و یا از یک بازار به بازار دیگر که بنابراین اثر سرریز نوسان را می‌توان به عنوان یک اثر متقابل ناشی از نوسان قیمت در بازارهای مختلف تعریف کرد. زمانی که بازارها به یکدیگر همبسته باشند، سرمایه‌گذاران می‌توانند تحت تأثیر اخبار و رویدادهای اقتصادی، حقوقی، سیاسی-اجتماعی، محیطی، بازرگانی و سناریوهای نوآورانه در بازار قرار گیرند (محسنی و صادقی شاهدانی، ۱۳۹۸). گفته می‌شود که نرخ ارز و قیمت سهام ارتباط نزدیکی با هم دارند. شرکت‌های چندملیتی در معاملات بین‌المللی مشارکت دارند و سود آنها به شدت تحت تأثیر نرخ‌های واقعی ارز است. علاوه بر این، تغییر نرخ‌های ارز می‌تواند تأثیر نامتقارن بر قیمت واقعی سهام داشته باشد (وانگ، ۲۰۱۸). با این حال، شواهد تجربی همیشه رابطه معنادار بین نرخ ارز و قیمت واقعی سهام را نشان نمی‌دهند. این می‌تواند به دلیل ورود ناقص نرخ ارز به قیمت‌های صادراتی شرکت‌ها باشد زیرا شرکت‌ها سود خود را با تغییرات نرخ ارز تعدیل می‌کنند (کیلیچ^۲، ۲۰۱۶). از طرفی تأثیر نرخ ارز بر قیمت سهام ممکن است متقارن باشد، یعنی کاهش ارزش ارز، قیمت سهام را افزایش دهد در حالی که افزایش نرخ ارز، قیمت سهام را کاهش می‌دهد از طرف دیگر، تأثیر نرخ ارز بر قیمت سهام ممکن است نامتقارن باشد، یعنی افزایش نرخ ارز می‌تواند هزینه‌های نهاده‌های وارداتی را افزایش دهد و در نتیجه می‌تواند منجر به کاهش سود و قیمت واقعی سهام شود، بنابراین

^۱. Volatility Spillover

^۲. Kiliç

افزایش نرخ ارز منجر به کاهش سود و قیمت واقعی سهام می‌شود. همچنین کاهش قیمت نرخ ارز می‌تواند هزینه‌های مربوط به نهاده‌های وارداتی را کاهش دهد و در نتیجه منجر به سود بیشتر و قیمت بالاتر سهام شود (بهمنی اسکویی و ساه، ۲۰۱۶).

روابط بین قیمت سهام و نرخ ارز مهم است زیرا هر دو نقش مهمی در رشد اقتصادی دارند (نیه و لی، ۲۰۰۱؛ لین، ۲۰۱۲؛ تسای، ۲۰۱۲). روابط بین قیمت سهام و نرخ ارز ممکن است بر اجرای سیاست پولی و سیاست مالی تأثیر بگذارد. نرخ واقعی ارز را می‌توان با سیاست پولی انبساطی یا سیاست مالی انقباضی که نرخ بهره را هدف قرار می‌دهد خنثی کرد. کاهش نرخ ارز می‌تواند صادرات را تقویت کند و در عین حال بازار سهام را تحت فشار قرار دهد (وانگ، ۲۰۱۷). دو نظریه اصلی که تعاملات بین بازارهای ارز و بازارهای سهام را توضیح می‌دهند، جریان محور (رویکرد بازار کالا) و سهام محور (رویکرد تعادل پرتفولیو) هستند. رویکرد جریان محور، همانطور که از پژوهش دورنبوش و فیشر^۴ (۱۹۸۰)، گرفته شده است ایشان بیان می‌کنند که نرخ ارز بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. به عنوان مثال، آگاروال^۵ (۱۹۸۱) فرض می‌کند که افزایش ارزش پول رقابت بین‌المللی را کاهش می‌دهد، در حالی که کاهش ارزش پول رقابت را افزایش می‌دهد که این امر منجر به یک رابطه منفی بین دو متغیر می‌شود (نصیر و اولسون، ۲۰۲۲).

در ایران نیز دهباشی و همکاران (۱۳۹۹)، واکنش بازارهای ارز، سهام و طلا نسبت به تکانه‌های مالی در ایران با تأکید بر اثرات سرریز تلاطم را بررسی کردند. نتایج حاصل از برآورد مدل آنها نشان دهنده تأیید سرریز تلاطم به صورت دوطرفه بین بازارهای ارز و سهام، سرریز تلاطم یک طرفه از سمت بازار ارز به بازار طلا و از بازار طلا به بازار سهام است. همچنین یافته‌های آنها، نااطمینانی بین بازارهای مالی در ایران را تأیید می‌کند. از سوی دیگر نتایج پژوهش محسنی و صادقی شاهدانی (۱۳۹۸) مؤید وجود پایداری کوتاه‌مدت منفی و پایداری بلندمدت مثبت شوک‌های نرخ ارز بر بازدهی بازار سرمایه است. همچنین سرریز نوسان به صورت نامتقارن و مثبت از بازار ارز بر بازار سرمایه تأیید می‌شود. در همین راستا سفید بخت و رنجبر (۱۳۹۶) به بررسی سرریز نوسانات نرخ ارز و بازار سهام در قالب فرضیه وجود رابطه علی و معلولی با استفاده از مدل بک-

¹. Nieh and Lee

². Lin

³. Tsai

⁴. Dornbusch and Fisher

⁵. Aggarwal

گارچ و علیت گرنجر در دوره ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۴ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد، بدون لحاظ شکست‌های ساختاری، وجود تأثیرگذاری دو طرفه تغییرات بازار سهام و نرخ ارز بر یکدیگر است. همچنین نیکومرام و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی سرایت‌پذیری تلاطم در بازار سرمایه ایران با استفاده از مدل تحلیل برداری خودرگرسیون و مدل گارچ چندمتغیره در دوره زمانی ۱۳۸۲ لغایت ۱۳۹۲ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها اثر سرایت‌پذیری بازار سرمایه از بازارهای موازی ارز، طلا و نفت را تأیید می‌کند. دور اندیش و همکاران (۱۳۹۳) نیز به بررسی اثر سرریز نوسانات نرخ ارز بر شاخص صنایع کشاورزی پذیرفته شده در بورس طی دوره ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۲ با استفاده از مدل بک-گارچ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها بیانگر اثرگذاری نوسانات گذشته بازار ارز بر نوسانات جاری این بازار و بر نوسانات بازار صنایع قند و شکر و خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در دوره جاری است.

یافته‌های چانگ، چانگ و وانگ (۲۰۲۴) نشان داد که رابطه علیت گرنجر منفی از بازار ارز تایوان به بازار سهام تایوان به دست می‌آید و این پدیده تنها برای یک روز تداوم دارد. هوانگ و لیو (۲۰۲۳) دریافتند که تأثیر عوامل اقتصادی و احساسات بازار در سرریزهای پر ریسک و کم ریسک نامتقارن است. آنان بیان می‌کنند که هر چه کل پیوندهای اقتصادی، مانند جریان تجارت و سرمایه بیشتر باشد، سرریز ریسک بین بازار کشورها بیشتر است. یافته‌های الدیفر (۲۰۲۳) حاکی از وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها، برای همه کشورهای مورد مطالعه حمایت کرد. نتایج پژوهش او حاکی از رابطه مثبت و معنادار بلندمدت بین نرخ ارز و بازده بازار سهام در همه کشورهای به جز اندونزی است که نشان دهنده تأثیر منفی معنادار است. همچنین نتایج الدیفر با استفاده از گارچ (۱،۱) نشان داد که گنجاندن نرخ ارز در مدل، تغییر جزئی در نوسانات بازده سهام را به همراه دارد. از سوی دیگر دینگ^۱ (۲۰۲۱) گزارش می‌دهد که قیمت سهام ایالات متحده ارتباط تنگاتنگی با افزایش (کاهش) دلار آمریکا دارد و قیمت سهام ایالات متحده نسبت به تغییرات نرخ ارز حساس است. به صورتی که افزایش نرخ واقعی ارز می‌تواند منجر به افزایش یا کاهش قیمت واقعی سهام شود و کاهش ارزش واقعی ارز می‌تواند قیمت واقعی سهام را افزایش دهد و در نهایت کاهش نرخ واقعی ارز حاکی از کاهش قیمت صادرات است.

^۱. Ding

موسی و دلهومی^۱ (۲۰۲۱) در مطالعه خود بررسی کردند که چگونه نرخ ارز بر شاخص اصلی بازار سهام پنج کشور در منطقه منات تأثیر می‌گذارد. نتایج مطالعه آن‌ها وجود همگرایی بین بازده سهام و نرخ ارز را تایید کرد. نتایج آن‌ها همچنین نشان داد که شاخص بازار نسبت به نرخ ارز برای تونس و مصر در مقایسه با مراکش، ترکیه و اردن حساسیت بیشتری دارد. به طور کلی، مشخص شد که افزایش ارزش پول داخلی به احتمال زیاد بازده بازار سهام در منطقه منا را افزایش خواهد داد.

لیندمن و همکاران^۳ (۲۰۲۰) وابستگی کمی بین بازده سهام آلمان، بریتانیا و سایر بازارهای اصلی را ارزیابی کردند. آن‌ها دریافتند که عضویت در اتحادیه اروپا و همچنین ارز مشترک بر ادغام بازار مالی تأثیر می‌گذارد. همچنین اردوغان و همکاران^۴ (۲۰۲۰) دریافتند که وجود سرریز نوسان بین نرخ ارز و بازار سهام اسلامی در دوره‌های خاصی وجود دارد. بر اساس روش بک-گارج و موجک، هانگ (۲۰۲۰) تعیین کرد که سرریز نوسان از چین به بازار سهام مرزی آفریقا قابل توجه است. خان (۲۰۱۹) نیز تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام بورس شنژن را بررسی کرد و به این نتیجه رسید که افزایش ارزش یوان چین بر بازده سهام تأثیر منفی خواهد داشت و بالعکس. چینگ و کوسایری^۵ (۲۰۱۹) هم به این نتیجه رسیدند که هر چه نرخ ارز ضعیف‌تر باشد، عملکرد بازار سهام در مالزی بهتر است. آنها همچنین دریافتند که نرخ مؤثر واقعی ارز بر عملکرد بازار سهام، هم اثرات چنین نتیجه‌گیری منطقی است زیرا مالزی یک کشور صادرکننده بزرگ بلندمدت و هم اثرات کوتاه‌مدت دارد. هانگ^۶ (۲۰۱۹) از یک مدل است، بنابراین هر چه پول داخلی ضعیف‌تر باشد، صادرات آن‌ها رقابتی‌تر می‌شود. دو متغیره بک-گارج برای مطالعه ارتباطات بازده و انتقال نوسان در میان بازارهای سهام چین و چهار کشور آسیای جنوب شرقی استفاده کرد. این مطالعه نتیجه‌گیری کرد که نوسانات در بازار چین تأثیر قابل توجهی بر بازار آسیای جنوب شرقی دارد و به نظر می‌رسد که ارتباط بی‌ثباتی بین بازارهای سهام چین و آسیای جنوب شرقی در طول و پس از بحران مالی جهانی قابل توجه بوده است. هانگ (۲۰۱۹) در طی سال‌های ۲۰۰۸ الی ۲۰۱۸، روابط و هم‌افزایی متغیر زمانی بین بازارهای سهام چین و چهار کشور آسیای جنوب شرقی را بررسی

¹. Moussa and Delhoumi

². MENA

³. Lindman et al

⁴. Erdogan et al

⁵. Qing and Kusairi

⁶. Hung

کرد. بر اساس نتایج آن‌ها چین و بازارهای سهام چهار کشور آسیای جنوب شرقی ارتباط مثبتی داشتند. سیخوسانا و آی (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های آفریقایی جنوبی برای دوره بین سال‌های ۱۹۹۶ و ۲۰۱۶، انتقال بر اساس نتایج، اثر سرریز نوسانات دو نوسانات نامتقارن بین نرخ ارز واقعی و بازده سهام را بررسی کردند. علاوه بر این، شوک‌های منفی نرخ ارز بر نوسانات بازار جهت‌دهی در میان متغیرها در کوتاه‌مدت وجود داشت. سهام و شوک‌های مثبت در بازار سهام نیز تأثیر زیادی بر نوسانات نرخ ارز داشتند. مکرری و همکاران (۲۰۱۸) بازارهای تونس و ترکیه را مطالعه کردند. نتایج آن‌ها از تأثیر مثبت بسیار قابل توجه نرخ ارز بر بازده بازار سهام در بازارهای ترکیه و تونس حمایت کرد. آنها همچنین اثر قابل توجهی از نوسانات نرخ ارز بر بازار سهام هر دو کشور را نشان دادند. آن‌ها متوجه حضور خوشه‌بندی نوسانات برای تونس شدند اما برای ترکیه این چنین نبود. این بدان معناست که در تونس، نوسانات نرخ ارز تأثیر بسزایی بر نوسانات قیمت‌های بازار سهام دارد.

مونا و انیس^۲ (۲۰۱۷) مطالعه خود را بر روی بخش‌های غیرمالی در طول بحران مالی اخیر در هشت کشور مختلف انجام دادند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که نرخ ارز بر بخش فناوری برای اکثر کشورها به جز آلمان، ایالات متحده و بریتانیا که تأثیر مثبتی بر آن داشتند، تأثیر منفی دارد. پژوهشگران همچنین دریافتند که نوسانات نرخ ارز در مقایسه با سایر شرکت‌هایی که مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند، تأثیر بیشتری بر بخش صنعتی در آلمان، یونان، چین و بریتانیا داشت. در زامبیا سیچونگوه^۳ (۲۰۱۶) چگونگی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بازار سهام را بررسی کرد. نتایج پژوهش او حاکی از تأثیر منفی نوسانات نرخ ارز بر ارزش بازار سهام داشت. این پژوهشگر نتیجه را این گونه توجیه کرد که هرچه نوسانات در نرخ ارز بیشتر باشد، بی‌ثباتی در بازار زامبیا بیشتر می‌شود و سرمایه‌گذاران را از ورود به سرمایه‌گذاری منصرف می‌کند. این امر منجر به مشکلات جدی در بازار سهام خواهد شد. سویی و سان^۴ (۲۰۱۶) سرریزهای کوتاه مدت قابل توجهی را از نرخ ارز به بازارهای سهام کشورهای عضو بریکس^۵ و شاخص S&P500 و همچنین ارتباط میان هر دو بازار سهام ایالات متحده و کشورهای عضو بریکس شناسایی کردند. به طور همزمان، جبران و اقبال^۶ (۲۰۱۶) یک سرریز نوسان

^۱. Mechri et al

^۲. Mouna and Anis

^۳. Sichoongwe

^۴. Sui and Sun

^۵. BRICK

^۶. Jebran and Iqbal

نامتقارن دو طرفه بین بازارهای سهام و ارز خارجی در چین، پاکستان، سریلانکا و هنگ کنگ و یک سرریز نوسان یک طرفه از بازار سهام هند به بازار نرخ ارز هند پیدا کردند. در ایالات متحده، بهمنی اسکویی و ساها (۲۰۱۵) نیز از تأثیر منفی نرخ ارز بر قیمت سهام در کوتاه‌مدت حمایت کرده‌اند اما در بلندمدت قادر به حمایت از آن نبودند. ساکتی و هارون^۱ (۲۰۱۳) نیز رابطه میان شاخص اسلامی بورس جاکارتا و متغیرهای کلان اقتصادی را با استفاده از داده‌های دوره بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که یک رابطه بلندمدت بین بازار سهام اسلامی و متغیرهای کلان اقتصادی در اندونزی وجود دارد. در این زمینه، کاهش بلندمدت ارز با افزایش قیمت سهام اسلامی همراه بود. اما واکنش نرخ ارز به تغییرات شاخص اسلامی بورس جاکارتا چه در بلندمدت و چه در کوتاه‌مدت منفی بود. جاوید و اوی حق (۲۰۱۲) مطالعه‌ای را در مورد صنعت بانکداری در پاکستان انجام دادند. نتایج علیت گرنجر وجود رابطه علی دو طرفه بین نرخ ارز و قیمت سهام را نشان داد. آن‌ها همچنین دریافتند که نوسانات نرخ ارز تأثیر مثبت قابل توجهی بر قیمت سهام دارد و این موضوع را اینگونه توجیه کردند که سرمایه‌گذاران به احتمال زیاد از بازار پر نوسان ارز به سمت بازار امن‌تری مانند بازار سهام خواهند رفت. در کشورهای آسیایی در حال رشد، وو^۲ (۲۰۰۵) سرریز نوسان دوسویه بین بازده سهام و نرخ ارز را دریافت. میثامی و همکاران^۳ (۲۰۰۴) هم در مطالعه خود رابطه بین متغیرهای مختلف اقتصاد کلان و شاخص‌های بازار را بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که بین نرخ ارز و عملکرد بازار سهام رابطه مثبت وجود دارد. آن‌ها این نتیجه را اینگونه تفسیر کردند که محدودیت دلاری قوی‌تر سنگاپور باعث تورم وارداتی شده است و در نتیجه سود و بازده سهام را افزایش می‌دهد. همچنین، اینکه دلار قوی سنگاپور توسط سرمایه‌گذاران خارجی به طور مثبت درک می‌شود و باعث می‌شود سرمایه‌گذاری‌های بیشتری وارد کشور شود که تأثیر مثبتی بر بازار سهام خواهد داشت. بر اساس مفهوم برابری نرخ بهره، نرخ ارز بر نرخ بهره و در نتیجه بر نرخ بازده مورد انتظار دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد که بر حرکت قیمت سهام تأثیر می‌گذارد.

¹. Sakti and Harun

². Wu

³. Maysami et al

آگاروال^۱ (۱۹۸۱) تحقیقات اولیه‌ای را در مورد رابطه بین نرخ ارز و قیمت سهام انجام داد و یک ارتباط مثبت آماری معنی‌دار بین نرخ ارز و قیمت سهام در ایالات متحده کشف کرد. کاناس^۲ (۲۰۰۰) نیز از مدل دودویی ای-گار چ^۳ برای تجزیه و تحلیل سرریزهای نوسان بین بازارهای سهام و نرخ ارز در شش کشور صنعتی استفاده کرد و به این نتیجه رسید که همه کشورهای به جز آلمان، سرریزهای نوسان نامتقارن از بازارهای سهام به نرخ ارز را تجربه نموده‌اند. فرانسیس و همکاران^۴ (۲۰۰۲) هم از یک چارچوب گارچ چند متغیره برای تجزیه و تحلیل سرریز نوسانات از بازارهای سهام به نرخ ارز استفاده کردند. آن‌ها دریافتند که بازارهای سهام و ارز کشورهای توسعه یافته اغلب سرریزهای میانگین و نوسان دو طرفه و طولانی‌مدت را نشان می‌دهند.

مشخصاً آفتاب و همکاران^۵ (۲۰۲۱) به این نتیجه رسیدند که هیچ نظریه واحدی نمی‌تواند ارتباط بین نرخ ارز و بازارهای سهام را توضیح دهد و اینکه حمایت از یک نظریه خاص عمدتاً به ماهیت متغیر زمانی آن رابطه، بستگی دارد. لذا بر اساس نتیجه‌گیری آفتاب و همکاران (۲۰۲۱) و علیرغم مطالعاتی که ارتباط بین قیمت سهام و نرخ ارز را بررسی کرده‌اند، شواهد تجربی در مورد ماهیت رابطه علیت کاملاً متفاوت است. نتایج برخی از پژوهش‌ها بیانگر عدم وجود رابطه بین نرخ ارز و قیمت سهام است و برخی از مطالعات حمایت کمی از همگرایی نشان دادند. بنابراین با توجه به ادبیات و پیشینه پژوهش، فرضیه‌های این مطالعه به صورت ذیل تدوین می‌گردند:

– سرریز نوسان بین بازده صنعت فلزات اساسی و ارز وجود دارد به صورتی که سرریز از بازار ارز به صنعت فلزات اساسی است.

– سرریز نوسان بین بازده صنعت فرآورده‌های نفتی و ارز وجود دارد و این سرریز نوسانات بین دو بازار مذکور دوطرفه است.

– سرریز نوسان بین بازده صنعت مواد شیمیایی و ارز وجود دارد به صورتی که سرریز از بازار ارز به صنعت مواد شیمیایی است.

¹. Aggarwal

². Kanas

³. EGARCH

⁴. Francis et al

⁵. Aftab et al

- در دوره تحریم و پسابرجام، سرریز نوسان در بین صنعت فلزات اساسی و بازار ارز وجود دارد و در دوره برجام عدم سرریز نوسان بین این دو بازار وجود دارد.
- در دوره برجام و پسابرجام، سرریز نوسان در بین صنعت فرآورده‌های نفتی و بازار ارز به صورت دو طرفه است و در دوره برجام سرریز به صورت یک طرفه از بازار ارز به صنعت فرآورده‌های نفتی است.
- در دوره تحریم و پسابرجام، سرریز نوسان در بین صنعت مواد شیمیایی و بازار ارز وجود دارد و در دوره برجام عدم سرریز نوسان بین این دو بازار وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

هدف اصلی در این پژوهش، بررسی سرریز نوسانات بین بازار ارز و صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران است. در این راستا، اطلاعات روزانه مربوط به شاخص کل این صنایع و نیز نرخ دلار در بازار آزاد به عنوان داده‌های مورد نیاز به منظور بررسی سرریز نوسانات میان بازارها مورد استفاده قرار گرفته است. پژوهش حاضر از نظر هدف، پژوهشی کاربردی و از جنبه اجرا و روش گردآوری داده‌ها، از نوع توصیفی - همبستگی محسوب می‌شود. تجزیه و تحلیل داده‌ها در این پژوهش با استفاده از نرم‌افزارهای EViews و WinRATS صورت پذیرفته است. برای بررسی مانایی و نامانایی داده‌ها، مشخص نمودن تعداد وقفه‌های بهینه و نیز وجود اثرات آرج و گارچ از نرم‌افزار EViews استفاده و سپس، با استفاده از نرم‌افزار WinRATS به بررسی سرریز نوسانات پرداخته شده است. قلمرو موضوعی پژوهش حاضر سرریزی نوسان بین بازار سرمایه ایران و سایر بازارها از جمله بازار ارز است. دوره زمانی پژوهش از تاریخ ۱۳۹۱/۰۱/۰۵ تا ۱۴۰۱/۱۲/۲۸ است که بر اساس اتفاقات مهم اقتصادی - سیاسی به دوره زمانی تحریم، بعد از توافق برجام و پس از خروج ایالات متحده از برجام تقسیم‌بندی می‌شود. بر این اساس، از تاریخ ۱۳۹۱/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۴/۰۴/۲۳ دوره تحریم را پوشش داده و با امضای برجام در تاریخ ۱۳۹۴/۰۴/۲۲ دوره دوم شروع شده است و تا تاریخ ۱۳۹۷/۰۲/۱۸ ادامه می‌یابد. دوره سوم نیز از زمان خروج ایالات متحده از برجام در تاریخ ۱۳۹۷/۰۲/۱۹ تا ۱۴۰۱/۱۲/۲۸ را شامل می‌شود. قلمروی مکانی این پژوهش، بورس اوراق بهادار تهران و بازار ارز ایران است.

جدول ۱. بازه‌های زمانی مورد بررسی

دوره‌ها	دوره اول (دوره تحریم‌های نفتی)	دوره دوم (دوره بعد از توافق برجام)	دوره سوم (دوره خروج ایالات متحده از برجام)
بازه زمانی	۱۳۹۱/۰۱/۰۵ - ۱۳۹۴/۰۴/۲۲	۱۳۹۴/۰۴/۲۳ - ۱۳۹۷/۰۲/۱۸	۱۳۹۷/۰۲/۱۹ - ۱۴۰۱/۱۲/۲۸

جامعه آماری پژوهش شامل بازار سرمایه و بازار ارز ایران بوده که لگاریتم بازدهی قیمتی آن‌ها به عنوان نماینده این بازارها و به اقتضای تحلیل‌های موردنظر در پژوهش جاری در بازه‌های زمانی روزانه مورد استفاده قرار گرفته‌اند. روش نمونه‌گیری نیز به صورت تصادفی نبوده و بنا به اتفاقات اقتصادی - سیاسی به سه دوره پیش از برجام (دوره تحریم)، برجام و پس از برجام تقسیم‌بندی می‌شود. نمونه مورد بررسی در این مطالعه، شاخص صنایع فلزات اساسی، پتروشیمی و فرآورده‌های نفتی به عنوان شاخص‌هایی از بازار سرمایه و نیز نرخ دلار به عنوان ارزی که بالاترین حجم مبادلات بین‌المللی با آن صورت می‌پذیرد انتخاب شده است.

اولین مرحله در انجام تخمین سری‌های زمانی بررسی وضعیت مانایی متغیرها است. اگر سری‌های زمانی مانا نباشند ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب بروز کند. در این گونه رگرسیون‌ها، درعین حال که ممکن است هیچ رابطه با مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، ضریب تعیین به دست آمده آن ممکن است بسیار بالا باشد و موجب شود که محقق به استنباط‌های غلطی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها دست یابد. در ضمن وقتی شوکی به یک سری زمانی مانا وارد می‌شود اثر آن به تدریج از بین می‌رود، درحالی که در داده‌های نامانا اثر شوک‌های وارده، ماندگار و همیشگی است. بنابراین، لازم است ابتدا مانایی سری‌های زمانی موجود در مدل با استفاده از آزمون ریشه واحد صورت گیرد که در این پژوهش از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)^۱ و فیلیپس پرون (PP)^۲ استفاده شده است. در مرحله بعد، جهت بررسی وجود ناهمسانی واریانس در مدل از روش آرج^۳ استفاده شده است. در مدل‌های اقتصادسنجی سنتی، ثابت بودن واریانس جملات اخلال همواره یکی از فروض اصلی و کلاسیک اقتصادسنجی به حساب می‌آید. انگل^۴ (۱۹۸۲)، برای رهایی از این فرض محدودکننده روش جدیدی موسوم به آرج را پایه‌گذاری کرد. یکی از دلایل استفاده از مدل‌های

^۱ Augmented Dickey Fuller^۲ Philips Perron^۳ ARCH^۴ Engel

آرچ، وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های مختلف یک سری است. وجود عینی این مسئله را می‌توان در بررسی روند یک متغیر اقتصادی (مانند نرخ تورم، نرخ ارز و ...) مشاهده نمود، به طوری که ممکن است سری مذکور در طی سال‌های مختلف رفتارهای متفاوتی را از خود به نمایش بگذارد. به مفهوم دیگر ممکن است در برخی سال‌ها دارای نوسانات کم و در برخی سال‌های دیگر دارای نوسانات زیاد باشد. در چنین شرایطی انتظار بر این است که واریانس در طول روند تصادفی سری موردنظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. در واقع، مزیت مدل آرچ این است که می‌تواند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهد.

مدل آرچ در سال ۱۹۸۶ به وسیله بالرسلو^۱ تحت عنوان گارچ^۲ تعمیم داده شد و انگل در سال ۱۹۸۶ و نلسون^۳ در سال ۱۹۹۱ آن را تکمیل کردند. این مدل با در نظر گرفتن ویژگی تلاطم در حال تغییر به وجود آمده است. گارچ مکانیزی است که از واریانس‌های گذشته برای توضیح واریانس فعلی استفاده می‌کند یا به طور مشخص یک تکنیک مدل‌سازی سری‌های زمانی است که از جملات خطا و واریانس‌های گذشته برای پیش‌بینی واریانس‌های آتی استفاده می‌کند.

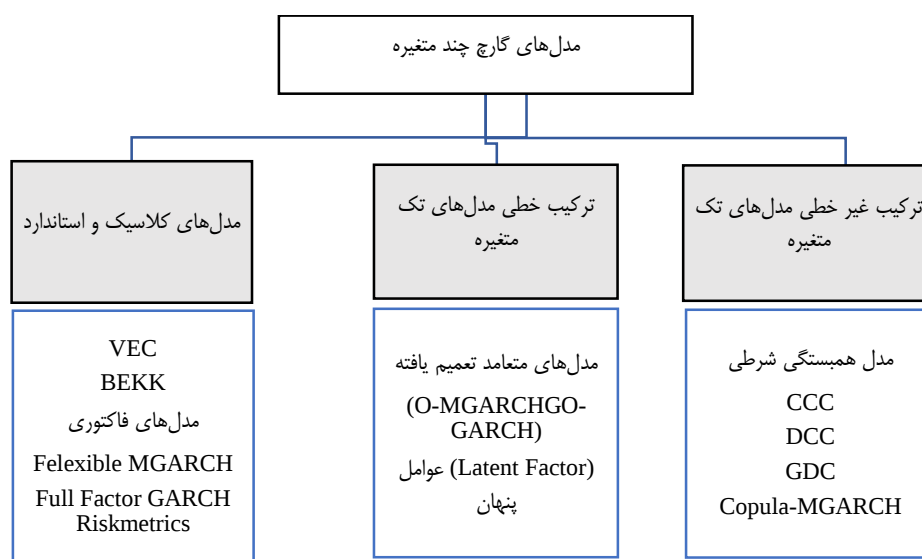
امروزه بین پژوهشگران اقتصادی و مالی این پدیده پذیرفته شده است که بی‌ثباتی‌های مالی بین دارایی‌های مختلف و نیز بین بازارهای مختلف در طول زمان با همدیگر حرکت می‌کنند. در حقیقت می‌توان بیان نمود که تقریباً همه بازارهای مالی و غیرمالی، داخلی و بین‌المللی به نوعی با یکدیگر مرتبط هستند. بورس‌های سهام کشورهای مختلف دارای ارتباط و مناسبات مشترک هستند و این بورس‌ها خود به طور قابل توجهی از بازار اوراق قرضه تأثیر می‌پذیرند. قیمت اوراق قرضه به میزان زیادی تحت تأثیر بازارهای کالا است و قیمت کالاها از جمله نفت و طلا به نوبه خود به روند دلار آمریکا بستگی دارند. در رابطه با چنین روابط مشاهده شده‌ای مدل‌های گارچ چند متغیره معرفی شد که جهت مطالعه ارتباط بین بی‌ثباتی‌های چندین بازار و یا دارایی کاربرد مناسبی دارند.

^۱ Bollerslev

^۲ GARCH

^۳ Nelson

در شکل (۱)، یکی از مشهورترین دسته‌بندی‌های اخیر در خصوص مدل‌های گارچ چند متغیره ارائه شده است. در این میان، مدل‌های گارچ برداری^۱، بابا، انگل، کرافت و کرومر (BEKK)^۲ و همچنین گارچ عاملی (-F GARCH)^۳ در مدل‌سازی سری‌های زمانی مالی کاربرد به مراتب بیشتری دارند.



شکل ۱. انواع مدل MGARCH

مدل‌های گارچ چندمتغیره برای تعیین کوواریانس‌ها و ارتباطات همبستگی استفاده می‌شوند. فرمول پایه در این ارتباط مانند فرمول گارچ است، با این تفاوت که واریانس‌ها و کوواریانس‌ها در زمان متغیرند. در تصریح یک مدل گارچ چندمتغیره لازم است نخست مدل آن قدر انعطاف‌پذیر باشد که بتواند پویایی ماتریس واریانس کوواریانس شرطی را نشان دهد. دوم، از آنجاکه تعداد پارامترهای یک مدل گارچ چندمتغیره با افزایش بُعد مدل بسیار سریع افزایش می‌یابد، تصریح مدل باید شرط به صرفه بودن را برآورده کند. سومین شرط تصریح یک مدل گارچ چندمتغیره آن است که ماتریس واریانس کوواریانس شرطی باید معین مثبت باشد. در بیشتر پژوهش‌های موجود از مدل دومتغیره ECM-GARCH استفاده می‌شود که شامل پارامترهای بسیاری است

^۱ Vectorized GARCH

^۲ Baba, Engle, Kraft and Kroner

^۳ Factor GARCH

که این امر ممکن است مانعی برای تضمین معین مثبت بودن ماتریس واریانس کوواریانس پسماندها باشد و اعتبار مدل زیر سؤال می‌رود. برای حل این مشکل، انگل و کرونر^۱ (۱۹۹۵) یک مدل پارامتری با محدودیت‌های معین مثبت به نام BEKK-GARCH و در واقع یک دستگاه مؤثر برای مدل‌سازی نوسان ایجاد کردند. این مدل به دلیل سهولت ایجاد ماتریس واریانس کوواریانس معین مثبت علاوه بر کاهش تعداد پارامترها برای تخمین شناخته شده است (سید حسینی و ابراهیمی، ۱۳۹۲). علاوه بر این، استفاده از مدل‌های سری زمانی چند متغیره دو حسن مهم دارد. اولاً در شناسایی ارتباط بین سری‌ها بسیار مؤثر است، ثانیاً دقت پیش‌بینی را افزایش خواهد داد. مثلاً اگر مقادیر گذشته یک سری بر سری دیگر تأثیرگذار باشد، بهتر است از مدل‌های چند متغیره استفاده شود. البته استفاده از مدل‌های سیستمی یا چندمتغیره به جای مدل‌های تک متغیره دو محدودیت مهم به همراه خواهد داشت. اول اینکه هر چه پارامترهایی که تخمین زده می‌شوند بیشتر شود، از دقت نتایج کاسته خواهد شد و برای قابل اعتماد بودن نتایج به داده‌های بیشتری نیاز است. دوم اینکه در بسیاری از موارد نتایج حاصل قدرت توضیح‌دهندگی بالایی ندارند. بنابراین، معمولاً به دنبال ساختارهای ساده هستیم (دهقان، ۱۳۹۲).

در مدل BEKK نوسانات یک بازار متأثر از نوسانات و شوک‌های بازار دیگر، شوک‌های خود آن بازار و کوواریانس دو بازار است. به عبارتی تأثیرات دو بازار بر هم که در جمله کوواریانس تأخیری نمود پیدا می‌کند، بر نوسانات بازارها اثر دارند. همچنین، الگو این امکان را می‌دهد که وابستگی پویا بین نوسانات متغیرها وجود داشته باشد. این الگو برای محاسبه پویایی‌های مقاطع نیز مناسب است. تنها عدم مزیت آن این است که برای بررسی بیش از سه یا چهار بازار به علت افزایش پارامترها مناسب نیست (سید حسینی و ابراهیمی، ۱۳۹۲). از آنجا که تعداد سری‌های مورد بررسی در مقاله حاضر به صورت دومتغیره است در نتیجه مشکلی از این بابت وجود ندارد.

برای تشخیص سرریز نوسان در بازار سهام و ارز ابتدا باید یک مدل GARCH ایجاد نمود.

معادله میانگین:

$$R = \mu + \varepsilon \quad (۱)$$

^۱. Kroner

تابع واریانس ناهمسان شرطی:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (۲)$$

که در آن پارامترها نامنفی بوده و داریم:

$$\alpha + \beta < 1 \quad (۳)$$

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t \quad (۴)$$

$$z_t \approx iid(0,1) \quad (۵)$$

از آنجا که مدل BEKK در کاهش تعداد پارامترهای تخمین زده شده بر مدل GARCH مزیت دارد و تضمین‌کننده معین مثبت بودن ماتریس واریانس-کوواریانس است، یک مدل دومتغیره VAR-BEKK-GARCH(1,1) به صورت روابط (۶) و (۷) ایجاد و میانگین با یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) برآورد می‌شود:

$$stock_t = a_{10} + \sum_{i=1}^p a_{11,i} stock_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{12,i} exchange_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (۶)$$

$$exchange_t = a_{20} + \sum_{i=1}^p a_{21,i} stock_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{22,i} exchange_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (۷)$$

به طوری که stock نشان‌دهنده بازدهی شاخص صنعت منتخب بورس و exchange نیز نشان‌دهنده بازدهی نرخ دلار در بازار ارز است. همچنین ε_{1t} و ε_{2t} پسماندهای شرطی هستند.

فرض می‌شود که $H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix}$ ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی پسماند اطلاعات تا دوره $t-1$ باشد. در این صورت معادله واریانس به صورت رابطه (۸) خواهد بود:

$$H_t = \Omega' \Omega + B' H_{t-1} B + A' \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} A \quad (۸)$$

به طوری که $\Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & 0 \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix}$ ماتریس پایین مثلثی و تضمین‌کننده معین مثبت بودن H_t است.

عناصر غیر قطری ماتریس A و B به ترتیب جهت انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارها را نشان می‌دهند. آزمون معناداری عناصر غیر قطری ماتریس A و B معیار قضاوت در مورد جهت انتقال تکانه و سرریز نوسانات بین بازارها است.

واریانس شرطی تعمیم‌یافته دومتغیره H_t ماتریس معین مثبت 2×2 به فرم رابطه (۹) است:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \omega_{11} & 0 \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \omega_{11} & 0 \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (9)$$

H ماتریس 2×2 واریانس-کوواریانس شرطی و ω یک ماتریس پایین مثلثی 2×2 ثابت با ۳ پارامتر است. A یک ماتریس مربعی 2×2 از پارامترهاست و میزان همبستگی میان مجذور خطاهای گذشته واریانس‌های شرطی (یا به عبارت دیگر، اثرات تکانه‌ها یا رویدادهای پیش‌بینی‌نشده روی نوسانات) را نشان می‌دهد. عناصر قطری ماتریس A بیانگر اثرات آرچ خودشان هستند (معناداری a_{11} و a_{22} بدان مفهوم است که واریانس‌های شرطی از مجذور خطاهای گذشته تأثیر می‌پذیرد). به علاوه B یک ماتریس مربعی 2×2 از پارامترهاست و نشان می‌دهد سطوح جاری واریانس‌های شرطی تا چه اندازه با واریانس‌های شرطی گذشته همبستگی دارند. عناصر قطری ماتریس B اثر GARCH خودشان را نشان می‌دهند (معناداری واریانس با وقفه b_{11} و b_{22} بدان مفهوم است که واریانس‌های شرطی جاری از واریانس شرطی گذشته تأثیر می‌پذیرد) و عناصر غیر قطری ماتریس‌های A و B یعنی a_{12} و a_{21} و b_{12} و b_{21} نشان می‌دهند که تکانه‌ها و نوسانات به چه صورت در طول زمان در میان بازارها منتقل می‌شوند. برای مثال، جملات خطای a_{12} و a_{21} جهت شوک‌ها و اخبار را مشخص می‌کنند، درحالی‌که جملات کوواریانس b_{12} و b_{21} جهت انتقال نوسان را نشان می‌دهد. با بسط ماتریس (۹)، واریانس شرطی مربوط به دو بازار عبارت است از:

$$h_{11,t} = \omega_{11}^2 + \beta_{11}^2 h_{11,t-1} + 2\beta_{11}\beta_{21}h_{12,t-1} + \beta_{21}^2 h_{22,t-1} + \alpha_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2\alpha_{11}\alpha_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + \alpha_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2\alpha_{11}\alpha_{21}h_{12,t-1} \quad (10)$$

$$h_{22,t} = \omega_{21}^2 + \omega_{22}^2 + \beta_{21}^2 h_{11,t-1} + 2\beta_{12}\beta_{22}h_{12,t-1} + \alpha_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2\alpha_{12}\alpha_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + \alpha_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 \quad (11)$$

$$h_{12,t} = \omega_{11}\omega_{21} + \beta_{11}\beta_{12}h_{11,t-1} + (\beta_{12}\beta_{21} + \beta_{11}\beta_{12})h_{12,t-1} + \beta_{21}\beta_{22}h_{22,t-1} + \alpha_{11}\alpha_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (\alpha_{21}\alpha_{12} + \alpha_{11}\alpha_{22})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \quad (12)$$

به طوری که $h_{11,t}$ بیانگر واریانس شرطی بازده شاخص صنایع بورس تهران و $h_{22,t}$ واریانس شرطی بازده نرخ دلار و در نهایت $h_{12,t}$ کوواریانس شرطی بازده های دو متغیر را نمایش می دهد.

در پایان، اثر سرریز نوسان شاخص صنایع بورس تهران بر دلار بازار آزاد با استفاده از فرضیه $H_0: \beta_{12} = 0$ آزمون می شود و بالعکس اثر سرریز نوسان نرخ دلار در بازار آزاد بر شاخص بورس با استفاده از آزمون فرضیه $H_0 = \beta_{21} = \alpha_{21} = 0$ صورت می گیرد. اگر هیچ رابطه مستقیمی بین شاخص بورس و نرخ دلار وجود نداشته باشد، واریانس شرطی شاخص بورس با نرخ دلار فقط با مقادیر گذشته خود محاسبه می شوند. لذا عناصر غیر قطری ماتریس صفر خواهد بود: $H_0 = \beta_{21} = \alpha_{21} = \beta_{12} = \alpha_{12} = 0$.

یافته های پژوهش

در این بخش از تحقیق حاضر، ابتدا نتایج به دست آمده از آزمون های مانایی ارائه می شود، سپس وجود ناهمسانی واریانس و اثرات آرج مورد بررسی قرار می گیرد و پس از تقسیم بندی سری زمانی، به بررسی سرریز نوسان در هر کدام از بازه های زمانی مورد نیاز با استفاده از روش شناسی مدل VAR-BEKK-GARCH پرداخته می شود.

برای تبدیل قیمت دو بازار به نرخ بازده از رابطه (۱۳) استفاده شده است:

$$R_t = \ln \frac{p_t}{p_{t-1}} \times 100 \quad (13)$$

به طوری که p_t و p_{t-1} به ترتیب نشان دهنده قیمت در دو بازار مذکور در دوره t و $t-1$ است. R_t بازدهی قیمت در دوره t و $\ln$ لگاریتم طبیعی در مبنای e است.

برای تخمین مدل‌های گارچ چند متغیره لازم است که قبل از برآورد مدل دو پیش‌آزمون مورد بررسی قرار گیرد که اولی مربوط به مانایی یا نامایی داده‌های سری زمانی و دیگری مربوط به وجود یا عدم وجود اثرات آرج است. استفاده از روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی، مبتنی بر فرض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است. بنابراین نخستین گام قبل از برآورد الگوهای اقتصادسنجی سری زمانی، تعیین درجه انباشتگی^۱ سری‌های زمانی موردنظر است. در این پژوهش، برای حصول اطمینان از مانایی یا عدم مانایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و آزمون فیلیپس پرون (PP) استفاده شده است. در جدول (۲) نتایج حاصل از بررسی مانایی سری متغیرها با استفاده از دو آزمون مذکور ارائه شده است. با توجه به نتایج حاصل، برای متغیرهای بازده نرخ ارز و بازار سرمایه در هر سه دوره فرض صفر آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده است، بنابراین همه متغیرها مانا و $I(0)$ هستند.

جدول ۲. آزمون‌های ریشه واحد متغیرهای پژوهش

دوره	متغیرها	آماره ADF	آماره PP	نتیجه
دوره تحریم (دوره اول)	شاخص فلزات اساسی	-۱۹/۵۳	-۲۰/۲۴	مانا
	شاخص محصولات شیمیایی	-۱۷/۷۰	-۱۹/۰۹	مانا
	شاخص فرآورده‌های نفتی	-۲۶/۶۳	-۲۶/۶۳	مانا
	نرخ دلار	-۲۲/۰۲	-۲۸/۱۵	مانا
دوره بعد از برجام (دوره دوم)	شاخص فلزات اساسی	-۲۰/۹۱	-۳۱/۵۱	مانا
	شاخص محصولات شیمیایی	-۱۹/۲۰	-۲۰/۲۷	مانا
	شاخص فرآورده‌های نفتی	-۲۰/۴۱	-۲۰/۳۴	مانا
	نرخ دلار	-۲۲/۳۸	-۲۰/۳۴	مانا
دوره بعد از خروج از برجام (دوره سوم)	شاخص فلزات اساسی	-۱۴/۲۱	-۲۲/۲۷	مانا
	شاخص محصولات شیمیایی	-۱۰/۶۴	-۲۰/۳۲	مانا
	شاخص فرآورده‌های نفتی	-۱۲/۰۳	-۲۰/۴۵	مانا
	نرخ دلار	-۲۴/۲۱	-۲۸/۷۳	مانا

یکی از فروض رگرسیون خطی با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) این است که تمامی جملات پسماند دارای واریانس برابر هستند. در عمل این فرض چندان صادق نیست و در بسیاری از نمونه‌ها به دلایل مختلفی از قبیل شکل نادرست تابع مدل، وجود نقاط پرت، شکست ساختاری در جامعه آماری، یادگیری در

^۱ Integration

طی زمان و ... شاهد پدیده واریانس ناهمسانی هستیم. روشی که معمولاً در این آزمون‌ها از آن بهره گرفته می‌شود استفاده از یک رگرسیون کمکی است. به این ترتیب که پس از برآورد مدل، جملات پسماند (به عنوان نزدیکترین متغیری که می‌تواند جملات خطا را نمایندگی نماید) استخراج شده و مجذور آن‌ها روی متغیرهای توضیح‌دهنده مدل رگرس می‌گردد. اگر رگرسیون حاصل به طور کلی معنادار باشد شاهدهی بر وجود واریانس ناهمسانی خواهد بود. در این مطالعه، هدف اصلی بررسی سرریز نوسانات بین دو بازار نرخ ارز و سهام در ایران است. از این رو، بررسی اثر وجود آرچ یا همان واریانس ناهمسانی شرطی از اهمیت زیادی برخوردار است. سری زمانی متغیرها باید دارای این خصوصیت باشند تا بتوان از الگوی گارچ برای برآورد استفاده نمود (تی سی^۱؛ ۲۰۱۰؛ کنگ و یون^۲، ۲۰۱۲). فرض صفر این آزمون معادل با عدم وجود اثر آرچ (یعنی ثابت بودن واریانس) است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۳) نشان داده شده است. بر این اساس، فرض صفر آزمون مبنی بر وجود همسانی واریانس رد می‌شود و واریانس نمی‌تواند ثابت باشد. بنابراین، استفاده از الگوهای خانواده گارچ به دلیل وجود ناهمسانی واریانس برای این متغیرها مناسب خواهد بود.

جدول ۳. آزمون وجود اثرات آرچ

صنعت	دوره تحریم (دوره اول)		دوره بعد از برجام (دوره دوم)		دوره بعد از خروج از برجام (دوره سوم)	
	آماره χ^2	احتمال	آماره χ^2	احتمال	آماره χ^2	احتمال
صنعت فلزات اساسی	۴۴/۷۳	۰/۰۰۰	۸۲۴/۳۲	۰/۰۰۰	۲۰/۳۲	۰/۰۱۶
صنعت محصولات شیمیایی	۱۸/۶۰	۰/۰۲۹	۱۰۸۰/۶۳	۰/۰۰۰	۸۹/۹۷	۰/۰۰۰
صنعت فرآورده‌های نفتی	۶۹/۳۶	۰/۰۰۰	۵۰۹/۵۴	۰/۰۰۰	۴۴/۴۴	۰/۰۰۰

بعد از اطمینان از مانایی متغیرهای تحقیق، در مرحله بعد، مرتبه بهینه مدل VAR برای معادلات بازدهی نرخ ارز و بازدهی شاخص‌های منتخب سهام تعیین می‌گردد. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه می‌توان از

^۱ Tsay^۲ Kang and Yoon

معیارهای شوارتز (SIC)^۱، حنان کویین (HQI)^۲ و آکائیک (AIC)^۳ استفاده کرد که در این مطالعه، معیار شواتز برای این منظور انتخاب و نتایج حاصل در جدول‌های (۴)، (۵) و (۶) ارائه شده است.

جدول ۴. تعداد وقفه‌های مناسب برای معادله میانگین (VAR) بین صنعت فلزات اساسی و دلار

وقفه	دوره تحریم (دوره اول)	دوره بعد از برجام (دوره دوم)	دوره بعد از خروج از برجام (دوره سوم)
۰	-۱۱/۳۲۵۶	-۱۱/۸۴۲۷	-۹/۳۵۰۵
۱	-۱۱/۴۴۸۶ *	-۱۱/۸۷۵۹	-۹/۴۶۵۱ *
۲	-۱۱/۴۲۴۶	-۱۲/۰۳۹۰ *	-۹/۴۵۴۰
۳	-۱۱/۴۰۶۷	-۱۲/۰۱۲۳	-۹/۴۴۹۹
۴	-۱۱/۳۷۵۹	-۱۱/۹۸۲۸	-۹/۴۲۵۶
۵	-۱۱/۳۷۱۸	-۱۱/۹۸۳۲	-۹/۴۰۳۶

جدول ۵. تعداد وقفه‌های مناسب برای معادله میانگین (VAR) بین صنعت محصولات شیمیایی و دلار

وقفه	دوره تحریم (دوره اول)	دوره بعد از برجام (دوره دوم)	دوره بعد از خروج از برجام (دوره سوم)
۰	-۱۱/۲۱۸۴	-۱۳/۱۶۲۱	-۹/۵۲۱۵
۱	-۱۱/۳۴۲۷ *	-۱۳/۲۳۴۷	-۹/۶۶۴۷ *
۲	-۱۱/۳۲۵۱	-۱۳/۴۰۱۵ *	-۹/۶۵۵۳
۳	-۱۱/۳۰۳۳	-۱۳/۳۶۵۲	-۹/۶۲۹۴
۴	-۱۱/۲۷۰۵	-۱۳/۳۳۶۱	-۹/۶۰۶۵
۵	-۱۱/۲۵۴۷	-۱۳/۳۳۱۸	-۹/۵۹۶۸

جدول ۶. تعداد وقفه‌های مناسب برای معادله میانگین (VAR) بین صنعت فرآورده‌های نفتی و دلار

وقفه	دوره تحریم (دوره اول)	دوره بعد از برجام (دوره دوم)	دوره بعد از خروج از برجام (دوره سوم)
------	--------------------------	---------------------------------	---

^۱ Schwarz information criterion

^۲ Hannan-Quinn information criterion

^۳ Akaike information criterion

۰	-۹/۶۹۷۴	-۱۱/۳۹۲۶	-۹/۰۲۹۵
۱	-۹/۶۷۰۵*	-۱۱/۴۴۵۱	-۹/۱۶۷۸*
۲	-۹/۶۴۴۴	-۱۱/۶۰۱۶*	-۹/۱۵۲۰
۳	-۹/۶۱۸۵	-۱۱/۵۶۷۰	-۹/۱۴۱۳
۴	-۹/۵۸۷۳	-۱۱/۵۳۸۷	-۹/۱۱۶۹
۵	-۹/۵۵۸۳	-۱۱/۵۲۹۷	-۹/۰۹۵۳

همانطور که از جدول‌های (۴) تا (۶) مشخص است برای بررسی سرریز نوسان با استفاده از بازدهی دو بازار، تعداد وقفه‌های لازم برای تخمین مدل در سه دوره به ترتیب ۱، ۲ و ۱ است.

پس از تعیین وقفه‌های بهینه، در ادامه جهت بررسی اثرات سرریز نوسانات بین بازدهی شاخص صنعت فلزات اساسی و دلار بازار آزاد، بازدهی شاخص صنعت محصولات شیمیایی و دلار بازار آزاد و بازدهی شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی و دلار بازار آزاد با استفاده از نرم افزار WinRATS معادله VAR و MGARCH-BEKK به طور همزمان برآورد و اثرات سرریز هر یک بررسی می‌شود.

جدول‌های (۷) تا (۹) نتایج به دست آمده از برآورد معادله میانگین و واریانس را نشان می‌دهد که در آن‌ها ضرایب c_{ij} نشانگر عرض از مبدأ، a_{ij} بیانگر اثرات ARCH و b_{ij} بیانگر اثرات GARCH می‌باشد. همچنین، در ماتریس A و B عناصر روی قطر ($i = j$) بیانگر واریانس شرطی و عناصر غیر قطر اصلی ($i \neq j$) نشانگر کواریانس شرطی بین بازارهای مورد بررسی است. برای بررسی اثرات سرریز نوسانات بین شاخص قیمت‌های مورد بررسی از کواریانس شرطی بین بازارها استفاده می‌شود. بدین صورت که آزمون سرایت نوسانات از بازار سرمایه به بازار ارز با استفاده از آزمون فرضیه $A(1,2) = B(1,2) = 0$ و به منظور سرایت نوسان از بازار ارز به بازار سرمایه از آزمون فرضیه $A(2,1) = B(2,1) = 0$ استفاده می‌شود. بدیهی است که رد هر کدام از آزمون‌های مذکور به معنای سرایت نوسانات و عدم رد آن به معنی عدم سرایت نوسانات بین دو بازار مورد بررسی خواهد بود.

جدول (۷) نمایش نتایج تخمین مدل برای دو متغیر بازدهی شاخص فلزات اساسی و نرخ دلار بازار آزاد بر اثر رخداد شوک در مدل است. جدول (۸) نتایج تخمین مدل برای دو متغیر بازدهی شاخص صنعت پتروشیمی و نرخ دلار بازار آزاد و در نهایت جدول (۹) برای دو متغیر بازدهی شاخص فرآورده‌های نفتی و نرخ دلار بازار آزاد را نشان می‌دهد.

هر یک از جداول، هر سه دوره و نیز معادلات میانگین و واریانس را شامل می‌شود. ضرایب μ_E و μ_S ضرایب ثابت معادلات میانگین هستند. ضرایب φ_{11} و φ_{22} و γ_{11} و γ_{22} نشان‌دهنده تأثیر مقادیر با وقفه بازده شاخص صنایع و نرخ ارز بر مقادیر جاری این متغیرها است. ضرایب φ_{12} و φ_{21} در معادله میانگین به ترتیب نشان‌دهنده سرریزپذیری بازده شاخص صنایع از بازده نرخ ارز و بازده نرخ ارز از بازده شاخص صنایع است. معادله واریانس، عوامل مؤثر بر نوسانات بازدهی شاخص صنایع و بازدهی نرخ ارز را ارائه می‌دهد. ضرایب a_{11} و a_{22} تأثیر مقادیر با وقفه شوک متغیرها بر نوسانات جاری آن‌ها هستند. b_{11} و b_{22} تأثیر واریانس شرطی یا نوسانات با وقفه متغیرهای مورد مطالعه بر نوسانات جاری آن‌ها را نشان می‌دهد. همچنین، a_{12} اثر مقادیر با وقفه شوک ناشی از بازده شاخص صنایع بر بازده نرخ ارز و a_{21} اثر مقادیر با وقفه شوک ناشی از بازده نرخ ارز بر بازده شاخص صنایع است. به علاوه، b_{12} تأثیر سرریز نوسانات بازده شاخص صنایع بر بازده بازار ارز و b_{21} تأثیر سرریز نوسانات بازده نرخ ارز بر بازده شاخص صنایع را نشان می‌دهد.

جدول (۷) حاکی از آن است که در هر سه دوره زمانی مورد بررسی مقادیر با وقفه بازده شاخص فلزات اساسی بر مقادیر جاری این متغیر تأثیر مثبت و معنادار دارد. بر اساس این جدول، در دوره اول و دوره سوم زمانی، ضرایب φ_{12} معنادار بوده و به ترتیب برابر با ۰/۰۴۴ و ۰/۰۹۵ است. بنابراین، در این دو دوره اثر سرایت بازده نرخ ارز بر بازده شاخص فلزات اساسی تأیید شده است، ولی در دوره دوم اثر سرایت رد می‌شود. همچنین، مقدار آماره ضریب φ_{21} که نشان‌دهنده سرریزپذیری بازده بازار ارز از شاخص فلزات اساسی است، در هیچ کدام از دوره‌ها معنادار نیست و نشان می‌دهد که بازده بازار ارز از شاخص فلزات اساسی سرریزپذیری نداشته است.

در معادله واریانس، تأثیر واریانس شرطی یا نوسانات با وقفه متغیرها (b_{11} و b_{22}) بر نوسانات جاری آن‌ها مثبت و معنادار است. به عبارت دیگر، نوسانات متغیرهای مطالعه در هر سه بازه مورد بررسی در دوره‌های گذشته بر نوسانات این متغیرها در دوره جاری تأثیر مثبت و معناداری دارد. اثرگذاری مقادیر با وقفه شوک متغیرهای بازده شاخص فلزات اساسی و نرخ ارز (a_{11} و a_{22}) بر نوسانات جاری آن‌ها نیز مثبت و معنادار است. به عبارت

دیگر، شوک ناشی از تغییرات بازده شاخص فلزات اساسی و نرخ ارز در دوره‌های گذشته بر نوسانات این متغیرها در دوره جاری تأثیر مثبت و معناداری را دارد.

همچنین، نتایج نشان می‌دهد که در دوره سوم (بعد از خروج ایالات متحده از برجام) تأثیر مقادیر با وقفه شوک ناشی از بازده نرخ ارز بر بازده شاخص فلزات اساسی (a_{21}) مثبت و معنادار ولی در سایر دوره‌های زمانی مورد بررسی غیرمعنادار است. به علاوه، تأثیر مقادیر با وقفه شوک ناشی از بازده شاخص فلزات اساسی بر بازده نرخ ارز (a_{12}) در هیچ کدام از دوره‌های زمانی معنادار نیست.

از سوی دیگر، تأثیر سرریز نوسانات بازده شاخص فلزات اساسی بر بازده بازار ارز (b_{12}) در دوره اول معنادار بوده ولی در سایر دوره‌های زمانی مورد بررسی معنادار نبوده است. بنابراین، اثرات سرریز نوسانات یا وجود سرایت پذیری از نوسانات بازده شاخص فلزات اساسی بر بازده ارز تأیید نمی‌گردد. همچنین، تأثیر سرریز نوسانات بازده ارز بر بازده شاخص فلزات اساسی (b_{21}) در دوره اول (دوره تحریم) معنادار و مثبت بوده است. بنابراین، اثرات سرریز نوسانات و وجود سرایت پذیری از نوسانات بازده ارز و بازده شاخص فلزات اساسی تأیید می‌گردد. این در صورتی است که تأثیر سرریز نوسانات بازده ارز بر بازده شاخص فلزات اساسی در دوره دوم (بعد از برجام) و دوره سوم (پس از خروج ایالات متحده از برجام) غیرمعنادار است.

جدول ۷. ضرایب برآوردی مدل MGARCH-BEKK بر اساس بازدهی فلزات اساسی و دلار آزاد

معادله	پارامتر	دوره اول (تحریم)	دوره دوم (بعد از برجام)	دوره سوم (بعد از خروج امریکا از برجام)
--------	---------	---------------------	----------------------------	---

		ضریب		انحراف معیار		ضریب		انحراف معیار	
معادله میانگین	μ_S	۰/۰۰۰۶۳	۰/۰۰۰۲۱*	۰/۰۰۰۱۳	۰/۰۰۰۳۳	۰/۰۰۱۰۲	۰/۰۰۰۴۴**		
	μ_E	-۰/۰۰۰۱۳	۰/۰۰۰۱۵	۰/۰۰۰۰۸	۰/۰۰۰۰۶	۰/۰۰۰۶۳۷	۰/۰۰۰۳۵***		
	φ_{11}	۰/۳۲۸۵۴	۰/۰۲۶۸۹*	۰/۲۰۰۰۲	۰/۰۴۱۱۹*	۰/۳۱۶۵۷	۰/۰۲۳۶۲*		
	φ_{12}	۰/۰۴۴۲۳	۰/۰۱۶۶۰*	-۰/۰۱۷۵۳	۰/۰۲۵۴۱	۰/۰۹۵۳۱	۰/۰۱۸۸۵*		
	φ_{21}	۰/۰۱۷۷۸	۰/۰۲۲۸۱	۰/۰۰۹۰۵	۰/۰۰۵۷۰	۰/۰۱۴۵۹	۰/۰۱۸۰۱		
	φ_{22}	-۰/۰۸۹۶۶	۰/۰۳۸۰۲**	۰/۰۲۲۵۴	۰/۰۳۵۱۰*	۰/۰۵۹۱۷	۰/۰۳۲۲۸***		
	γ_{11}			۰/۰۱۲۵۶	۰/۰۳۴۲۶				
	γ_{12}			۰/۰۴۲۵۶	۰/۰۱۵۴۵*				
	γ_{21}			-۰/۰۱۲۱۱	۰/۰۰۴۲۸*				
	γ_{22}			۰/۰۲۱۰۵	۰/۰۲۷۸۸				
معادله واریانس	C_{11}	۰/۰۰۰۳۶	۰/۰۰۰۵۸	۰/۰۰۰۲۰۸	۰/۰۰۱۰۹***	۰/۰۰۰۶۱	۰/۰۰۰۶۰		
	C_{12}	-۰/۰۰۰۶۳	۰/۰۰۰۱۶۱	۰/۰۰۰۱۵	۰/۰۰۰۲۸	۰/۰۰۰۳۶۶	۰/۰۰۱۰۸*		
	C_{22}	۰/۰۰۰۲۱۴	۰/۰۰۰۷۲*	۰/۰۰۰۳۰	۰/۰۰۰۳۸	-۰/۰۰۰۰۹۵	۰/۰۰۱۳۹		
	a_{11}	۰/۲۵۷۴۲	۰/۰۵۴۴۱*	۰/۴۱۳۷۷	۰/۱۱۶۳۷*	۰/۲۵۱۱۰	۰/۰۳۳۱۵*		
	a_{12}	۰/۰۵۶۰۱	۰/۰۴۳۵۷	۰/۰۰۲۶۶	۰/۰۰۸۹۴	۰/۰۶۹۴۵	۰/۰۳۴۲۳		
	a_{21}	-۰/۰۳۸۳۹	۰/۰۳۵۳۱	-۰/۰۰۲۲۶	۰/۰۳۱۸۱	-۰/۰۲۱۹۳	۰/۰۲۷۴۸**		
	a_{22}	۰/۷۲۰۴۷	۰/۰۷۳۷۰*	۰/۷۸۷۷۱	۰/۲۰۳۱۸*	۰/۴۴۵۶۱	۰/۰۶۹۹۳*		
	b_{11}	۰/۹۷۷۰۸	۰/۰۰۸۱۱*	۰/۹۵۱۶۲	۰/۰۱۹۴۷*	۰/۹۷۷۸۹	۰/۰۰۴۹۶*		
	b_{12}	-۰/۰۱۹۸۳	۰/۰۱۱۳۳***	-۰/۰۰۰۸۰	۰/۰۰۳۸۲	-۰/۰۰۷۲۴	۰/۰۰۷۶۴		
	b_{21}	۰/۰۲۸۰۲	۰/۰۱۱۷۷**	-۰/۰۰۰۶۵۱	۰/۰۰۶۴۵	-۰/۰۰۱۲۷	۰/۰۰۹۷۵		
	b_{22}	۰/۸۲۱۷۸	۰/۰۳۵۵۰*	۰/۸۷۵۳۸	۰/۰۵۳۲۲*	۰/۸۷۹۴۱	۰/۰۳۱۰۹*		
	A (1,2) = B (1,2) = 0		۰/۰۱۸۰۷ = P-value		۰/۹۵۳۳۴= P-value		۰/۱۲۲۱۰= P-value		
A (2,1) = B (2,1) = 0		۰/۰۱۰۱۰= p-value		۰/۱۶۳۵۴= p-value		۰/۰۴۸۳۲= p-value			
اعداد مشخص شده با علامت‌های *, **, و *** نشان‌دهنده معناداری متغیر به ترتیب در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.									

بر اساس جدول (۸)، در هر سه دوره زمانی، مقادیر با وقفه بازده شاخص صنعت پتروشیمی بر مقادیر جاری آن تأثیر مثبت و معنادار دارد. همچنین، در دوره اول و دوره سوم زمانی، ضرایب φ_{12} معنادار بوده و به ترتیب برابر با ۰/۰۳۹ و ۰/۰۶۲ است. بنابراین، در این دو دوره اثر سرایت بازده نرخ ارز بر بازده شاخص محصولات شیمیایی تأیید شده است، ولی در دوره دوم زمانی هیچ‌گونه اثر سرایت‌پذیری مشاهده نمی‌شود. از سوی دیگر، مقدار آماره ضریب φ_{21} در هیچ‌کدام از دوره‌ها معنادار نیست. بنابراین، از شاخص محصولات شیمیایی به بازار ارز اثر سرریزی وجود ندارد.

همچنین، تأثیر واریانس شرطی یا نوسانات با وقفه متغیرها (b_{11} و b_{22}) بر نوسانات جاری آنها مثبت و معنادار است. بنابراین، نوسانات متغیرهای مورد مطالعه در هر سه دوره زمانی در دوره‌های گذشته بر نوسانات این متغیرها در دوره جاری تأثیر مثبت و معناداری دارد. تأثیر مقادیر با وقفه شوک متغیرهای بازده شاخص محصولات شیمیایی و نرخ ارز (a_{11} و a_{22}) بر نوسانات جاری آنها نیز مثبت و معنادار است. به عبارت دیگر، شوک ناشی از تغییرات بازده شاخص محصولات شیمیایی و نرخ ارز در دوره‌های گذشته بر نوسانات این متغیرها در دوره جاری تأثیر مثبت و معناداری را دارد.

در دوره سوم، تأثیر مقادیر با وقفه شوک ناشی از بازده نرخ ارز بر بازده شاخص محصولات شیمیایی (a_{21}) مثبت و معنادار ولی در سایر دوره‌ها غیرمعنادار است. همچنین، تأثیر مقادیر با وقفه شوک بازدهی شاخص محصولات شیمیایی بر بازدهی نرخ ارز (a_{12}) در هیچ کدام یک از دوره‌ها معنادار نیست.

یافته‌ها حاکی از آن است که تأثیر سرریز نوسانات بازده شاخص محصولات شیمیایی بر بازده بازار ارز (b_{12}) در دوره سوم معنادار بوده است، ولی در سایر دوره‌های زمانی مورد بررسی معنادار نیست. بنابراین، به جز دوره سوم، در سایر دوره‌ها اثرات سرریز نوسانات یا وجود سرایت‌پذیری از نوسانات بازده شاخص محصولات شیمیایی بر بازده نرخ تأیید نمی‌گردد. تأثیر سرریز نوسانات بازده نرخ بر بازده شاخص محصولات شیمیایی (b_{21}) نیز در دوره اول (دوره تحریم) معنادار و مثبت بوده است، بنابراین، در این دوره اثرات سرریز نوسانات و وجود سرایت‌پذیری از نوسانات بازده نرخ و بازده شاخص محصولات شیمیایی رد نمی‌شود. این در صورتی است که تأثیر سرریز نوسانات بازده نرخ بر بازده شاخص محصولات شیمیایی در دوره دوم (بعد از برجام) و دوره سوم (پس از خروج ایالات متحده از برجام) غیرمعنادار است.

جدول ۸. ضرایب برآوردی مدل MGARCH-BEKK بر اساس بازدهی محصولات شیمیایی و دلار آزاد

معادله	پارامتر	دوره اول (تحریم)	دوره دوم (بعد از برجام)	دوره سوم (بعد از خروج امریکا از برجام)
--------	---------	---------------------	----------------------------	---

		ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار
معادلهٔ میانگین	μ_S	-۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲۶	-۰/۰۰۰۲۲	۰/۰۰۰۱۲***	۰/۰۰۱۰۲	۰/۰۰۰۴۴**
	μ_E	-۰/۰۰۰۱۰	۰/۰۱۸۲۵	۰/۰۰۰۰۸	۰/۰۰۰۰۸	۰/۰۰۶۳۷	۰/۰۰۰۳۵***
	φ_{11}	۰/۳۴۱۲۲	۰/۰۳۴۸۳*	۰/۲۷۲۵۴	۰/۰۳۹۷۵*	۰/۳۶۷۴۶	۰/۰۳۲۱۴*
	φ_{12}	۰/۰۳۹۸۰	۰/۰۱۸۷۱**	۰/۰۱۹۴۱	۰/۰۳۰۷۳	۰/۰۶۲۸۰	۰/۰۲۰۱۱*
	φ_{21}	-۰/۰۲۰۶۹	۰/۰۲۰۷۱	-۰/۰۰۰۲۲	۰/۰۰۴۶۳	۰/۰۰۶۶۹	۰/۰۱۹۳۴
	φ_{22}	-۰/۰۱۰۴۶۹	۰/۰۳۸۰۵*	۰/۰۱۲۵۰	۰/۰۴۴۷۹	۰/۰۴۵۷۷	۰/۰۳۳۴۴
	γ_{11}			۰/۰۰۲۶۳	۰/۰۳۴۲۰		
	γ_{12}			۰/۰۱۱۷۳	۰/۰۱۶۱۴		
	γ_{21}			-۰/۰۰۵۳۱	۰/۰۰۵۰۳		
γ_{22}	۰/۰۱۶۸۴			۰/۰۳۷۷۷			
معادلهٔ واریانس	C_{11}	۰/۰۰۱۰۳	۰/۰۰۰۴۵*	۰/۰۰۱۴۹	۰/۰۰۰۵۹**	۰/۰۰۲۵۱	۰/۰۰۰۸۵*
	C_{12}	-۰/۰۰۰۴۱	۰/۰۰۰۵۱	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۸	۰/۰۰۱۰۲	۰/۰۰۱۲۶
	C_{22}	۰/۰۰۱۹۶	۰/۰۰۰۲۸*	۰/۰۰۰۴۰	۰/۰۰۰۲۶	۰/۰۰۳۷۹	۰/۰۰۱۳۴*
	a_{11}	۰/۳۲۵۰۸	۰/۱۱۲۲۷*	۰/۴۳۹۰۴	۰/۱۵۵۹۷*	۰/۴۰۹۳۲	۰/۰۸۶۳۸*
	a_{12}	۰/۰۵۸۱۹	۰/۰۵۸۲۹	۰/۰۰۸۴۴	۰/۰۱۰۲۶	۰/۰۸۶۱۰	۰/۰۳۶۷۱**
	a_{21}	-۰/۰۳۶۹۶	۰/۰۳۶۰۲	-۰/۰۱۱۶۶	۰/۰۳۲۲۰	-۰/۰۴۰۷۴	۰/۰۳۷۳۲
	a_{22}	۰/۶۵۲۵۹	۰/۰۳۸۱۲*	۰/۷۷۱۷۶	۰/۱۴۶۸۹*	۰/۴۱۵۵۸	۰/۱۱۷۶۷*
	b_{11}	۰/۹۶۱۷۸	۰/۰۲۴۹۸*	۰/۹۱۸۵۵	۰/۰۴۲۵۵*	۰/۹۳۸۶۴	۰/۰۲۶۴۰*
	b_{12}	-۰/۰۰۹۴۹	۰/۰۱۳۰۴	-۰/۰۰۱۶۴	۰/۰۰۴۵۹	-۰/۰۲۳۳۴	۰/۰۱۲۵۰**
	b_{21}	۰/۰۱۷۷۰	۰/۰۱۰۱۳***	۰/۰۰۰۲۳	۰/۰۰۹۰۳	۰/۰۰۸۶۹	۰/۰۱۳۳۱
	b_{22}	۰/۸۵۱۷۲	۰/۰۲۴۲۳*	۰/۸۶۹۱۰	۰/۰۴۱۱۱*	۰/۸۹۶۰۵	۰/۰۵۱۹۷*
A (1,2) = B (1,2) = 0		۰/۵۸۷۷۱ = P-value		۰/۵۹۲۸۰ = P-value		۰/۰۵۸۳۱ = P-value	
A (2,1) = B (2,1) = 0		۰/۰۱۰۶۴ = p-value		۰/۸۱۴۵۰ = p-value		۰/۴۸۳۴۱ = p-value	
اعداد مشخص شده با علامت‌های *, **, و *** نشان‌دهندهٔ معناداری متغیر به ترتیب در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.							

جدول (۹) نشان می‌دهد که در هر سه دوره زمانی مورد بررسی مقادیر با وقفه بازده شاخص فرآورده‌های نفتی بر مقادیر جاری این متغیر اثر مثبت و معنادار دارد. بر اساس این جدول، در دوره سوم زمانی، ضریب

φ_{12} معنادار بوده و برابر با ۰/۰۶۶ است. بنابراین، در این دوره اثر سرایت بازده نرخ ارز بر بازده شاخص فرآورده‌های نفتی تأیید شده است، ولی در دوره‌های اول و دوم این اثر رد می‌شود. همچنین، مقدار آماره ضریب φ_{21} که نشان‌دهنده سرریزپذیری بازار ارز از شاخص فرآورده‌های نفتی است در هیچ‌کدام از دوره‌ها معنادار نیست و نشان می‌دهد که از شاخص فرآورده‌های نفتی به بازار ارز اثر سرریزی وجود ندارد.

در معادله واریانس، تأثیر واریانس شرطی یا نوسانات با وقفه متغیرها (b_{11} و b_{22}) بر نوسانات جاری آن‌ها مثبت و معنادار است. به عبارت دیگر، نوسانات متغیرهای مطالعه در هر سه بازه مورد بررسی در دوره‌های گذشته بر نوسانات این متغیرها در دوره جاری تأثیر مثبت و معناداری دارد. اثرگذاری مقادیر با وقفه شوک متغیرهای بازده شاخص فرآورده‌های نفتی و نرخ ارز (a_{11} و a_{22}) بر نوسانات جاری آن‌ها نیز مثبت و معنادار است. به عبارت دیگر، شوک ناشی از تغییرات بازده شاخص فرآورده‌های نفتی و نرخ ارز در دوره‌های گذشته بر نوسانات این متغیرها در دوره جاری تأثیر مثبت و معناداری را دارد.

از سوی دیگر، تأثیر مقادیر با وقفه شوک ناشی از بازده نرخ ارز بر بازده شاخص فرآورده‌های نفتی (a_{21}) در دوره دوم (دوره بعد از برجام) معنادار بوده که نشان از تأثیرگذاری شوک نرخ ارز بر شاخص فرآورده‌های نفتی است. تأثیر شوک بازده شاخص فرآورده‌های نفتی بر بازده نرخ ارز (a_{12}) در دوره دوم (دوره پس‌ابرجام) نیز معنادار است که بیان‌کننده اثر شوک شاخص فرآورده‌های نفتی بر نرخ ارز است.

به علاوه، اثر سرریز نوسانات بازده شاخص فرآورده‌های نفتی بر بازده بازار ارز (b_{12}) در هیچ‌کدام یک از دوره‌های زمانی مورد بررسی معنادار نبوده است. بنابراین، اثر سرایت نوسان و سرایت‌پذیری از شاخص فرآورده‌های نفتی بر بازار ارز وجود ندارد. اما تأثیر سرریز نوسانات بازدهی بازار ارز بر بازدهی این شاخص (b_{21}) در دوره اول (دوره تحریم) معنادار است. در نتیجه، اثرات سرریز نوسانات و وجود سرایت‌پذیری از نوسانات بازده ارز و بازده شاخص فرآورده‌های نفتی در این دوره رد نمی‌شود.

جدول ۹. ضرایب برآوردی مدل MGARCH-BEKK بر اساس بازدهی فرآورده‌های نفتی و ارز بازار آزاد

دوره سوم	دوره دوم	دوره اول	پارامتر	معادله
----------	----------	----------	---------	--------

		(تحریم)		(بعد از برجام)		(بعد از خروج امریکا از برجام)	
		ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار
معادله میانگین	μ_S	-۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۸۹	-۰/۰۰۰۳۱	۰/۰۰۰۳۱	۰/۰۰۱۶۷	۰/۰۰۰۶۶**
	μ_E	-۰/۰۰۰۰۹	۰/۰۰۰۲۴	۰/۰۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰۱*	۰/۰۰۰۷۰	۰/۰۰۰۴۳***
	φ_{11}	۰/۲۷۳۶۸	۰/۰۴۵۸۳*	۰/۱۵۵۵۷	۰/۰۳۳۱۶*	۰/۳۶۳۲۰	۰/۰۳۴۳۰*
	φ_{12}	-۰/۰۰۷۰۲	۰/۰۰۹۶۵	-۰/۰۱۰۲۱	۰/۰۲۰۷۴	۰/۰۶۶۲۹	۰/۰۲۷۴۸**
	φ_{21}	۰/۰۰۹۷۱	۰/۰۲۱۰۳	۰/۰۰۳۶۸	۰/۰۰۴۰۶	۰/۰۱۸۰۴	۰/۰۱۴۵۶
	φ_{22}	-۰/۰۹۱۱۶	۰/۰۳۸۳۵**	۰/۰۰۱۴۶	۰/۰۴۲۴۲	۰/۰۵۹۷۴	۰/۰۳۲۷۹**
	γ_{11}			-۰/۰۷۹۱۰	۰/۰۲۶۸۸*		
	γ_{12}			۰/۰۲۷۹۲	۰/۰۱۲۴۷*		
	γ_{21}			-۰/۰۰۶۵۴	۰/۰۰۳۷۹***		
	γ_{22}			۰/۰۰۹۲۴	۰/۰۳۶۷۴		
معادله واریانس	c_{11}	۰/۰۰۰۳۷	۰/۰۰۰۲۳	۰/۰۳۰۸۷	۰/۰۰۰۵۶۰*	۰/۰۰۱۳۳	۰/۰۰۱۳۳**
	c_{12}	-۰/۰۰۱۰۸	۰/۰۰۱۳۰	۰/۰۰۲۹۰	۰/۰۰۲۳۶	۰/۰۰۲۷۴	۰/۰۰۲۷۴
	c_{22}	۰/۰۰۲۲۱	۰/۰۰۰۹۹**	۰/۰۰۳۷۱	۰/۰۰۰۸۲*	۰/۰۰۳۷۳	۰/۰۰۱۸۷**
	a_{11}	۰/۶۵۴۵۷	۰/۱۸۷۱۹*	۶/۳۴۰۴۰	۰/۴۶۸۶۰*	۰/۲۴۲۸۹	۰/۰۵۵۴۳*
	a_{12}	۰/۰۲۷۸۰	۰/۰۴۷۲۵	-۰/۰۸۸۵۳	۰/۰۳۳۳۴*	۰/۰۳۹۷۰	۰/۰۲۹۲۸
	a_{21}	-۰/۰۱۹۵۹	۰/۰۲۵۲۱	۰/۳۵۶۹۸	۰/۱۶۸۴۳**	-۰/۰۳۷۶۱	۰/۰۶۵۱۹
	a_{22}	۰/۷۹۷۲۵	۰/۳۴۱۰۰**	۰/۷۲۰۴۷	۰/۶۵۶۸۵*	۰/۴۴۰۹۱	۰/۰۸۸۳۳*
	b_{11}	۰/۹۰۷۶۱	۰/۰۳۵۹۸*	۱۱/۷۳۴۶۱	۰/۰۰۶۹۴*	۰/۹۷۰۲۷	۰/۰۱۵۶۳*
	b_{12}	-۰/۰۰۶۷۶	۰/۰۰۸۰۱	۰/۹۶۳۰۱	۰/۰۰۱۰۲	-۰/۰۱۰۸۸	۰/۰۱۷۲۹
	b_{21}	۰/۰۱۰۹۶	۰/۰۱۱۹۹*	-۰/۰۰۰۲۰	۰/۰۰۵۷۳	۰/۰۱۵۶۹	۰/۰۳۸۰۴
	b_{22}	۰/۸۴۴۸۴	۰/۰۹۷۳۸*	-۰/۰۰۲۸۷	۰/۰۲۳۵۵*	۰/۸۷۳۹۶	۰/۰۴۸۲۷*
	A (1,2) = B (1,2) = 0		۰/۳۶۸۵۸ = P-value		۰/۰۱۶۸۰ = P-value		۰/۶۹۸۸۹ = P-value
A (2,1) = B (2,1) = 0		۰/۷۳۳۹۱ = p-value		۰/۰۴۴۲۹ = p-value		۰/۰۵۶۵۳ = p-value	
اعداد مشخص شده با علامت‌های *, **, و *** نشان‌دهنده معناداری متغیر به ترتیب در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.							

جدول (۱۰) اثرات سرریز نوسانات میان بازدهی بازار ارز (E) و شاخص صنایع منتخب بازار سهام (S) در هر سه دوره زمانی را به طور خلاصه نشان می‌دهد. در این جدول، سرریز کل درون مدل به صورت نبود سرریز (N)، سرریز یک‌طرفه و یا سرریز دوطرفه نشان داده شده است. بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که در دوره اول (دوره تحریم)، سرریز نوسانات دوطرفه بین بازدهی شاخص صنعت فلزات اساسی و بازار ارز و یک‌طرفه از نرخ ارز به سمت شاخص فلزات اساسی مورد تأیید قرار می‌گیرد. در دوره دوم (دوره برجام)، سرریز نوسانات تنها بین بازدهی شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی و بازار ارز مشاهده می‌شود که به صورت دوطرفه است. اما در دوره سوم (دوره پس‌برجام)، بین بازدهی شاخص فرآورده‌های نفتی و بازار ارز سرریز وجود نداشته است، در حالیکه از بازار ارز به شاخص فلزات اساسی سرریز یک‌طرفه و بین بازار ارز و شاخص محصولات شیمیایی سرریز دوطرفه به چشم می‌خورد.

باید توجه داشت که در دوران تحریم، کشور ایران به عنوان یکی از عمده تولیدکنندگان نفت خام جهان از این بازار تا حد بسیار زیادی به دور بوده است. با تحریم ایران، درآمدهای ارزی کشور به طور قابل توجهی کاهش پیدا کرد و همین امر، شوک بزرگی را به بازار ارز وارد کرد که در نهایت به سایر بازارها و به طور ویژه بازار سهام سرایت پیدا کرد. به همین دلیل، در بررسی سرریز نوسانات مابین بازدهی شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی و نرخ ارز در دوره دوم شاهد آن هستیم که سرریز دو طرفه هم از بازار ارز به صنعت فرآورده‌های نفتی و هم از صنعت فرآورده‌های نفتی به سمت بازار ارز وجود دارد.

جدول ۱۰. سرریز نوسانات مدل بر اساس نتایج روش MGARCH-BEKK

متغیر بررسی شده	دوره اول (تحریم)	دوره دوم (بعد از برجام)	دوره سوم (بعد از خروج از برجام)
فلزات اساسی	$E \leftrightarrow S$	N	$E \rightarrow S$
محصولات شیمیایی	$E \rightarrow S$	N	$S \leftrightarrow E$
فرآورده‌های نفتی	$E \rightarrow S$	$S \leftrightarrow E$	N

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

سرریز نوسان میان شاخص‌های مالی، حاکی از فرایند انتقال اطلاعات میان بازارها و یا بخش‌های مختلف یک بازار مالی است. هنگامی که بازارهای مالی با یکدیگر مرتبط هستند، اطلاعات ایجادشده در یک بازار، می‌تواند سایر بازارها را متأثر سازد. از طرف دیگر، در کشورهای در حال توسعه مانند ایران که اغلب از بی‌ثباتی در اقتصاد رنج می‌برند، قیمت سهام و سایر متغیرهای کلان نسبت به اقتصادهای پیشرفته و صنعتی نوسان بیشتری دارد. این نوسان به نوبه خود، محیط نامطمئنی را برای سرمایه‌گذاران ایجاد کرده و باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاران نتوانند به سهولت و با اطمینان بیشتر در مورد سرمایه‌گذاری آتی تصمیم‌گیری کنند. بنابراین، مدلسازی سرریز نوسان در بازارهای مالی مختلف و ارتباط این بازارها با یکدیگر از منظر افراد آکادمیک و نیز کارپردازان علم مالی، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی، موضوع با اهمیتی به شمار می‌رود. از طرف دیگر، شوک‌های وارد به بازار ارز و بازار سرمایه و نیز افزایش نااطمینانی در فضای اقتصاد کلان در نتیجه سرریز نوسان در بین بازارهای مختلف، سیاست‌گذاران را از چگونگی ارتباط و به هم پیوستگی بازارها مطلع کرده و باعث تصمیم‌گیری بهتر و بهینه‌تر سیاست‌گذاران اقتصادی می‌گردد. بر این اساس، هدف اصلی مطالعه حاضر، بررسی سرریز تلاطم بین بازار سهام و بازار ارز در ایران بوده است. بدین منظور از داده‌های روزانه نرخ بازده شاخص صنایع منتخب بورس شامل صنعت فلزات اساسی، محصولات شیمیایی و فرآورده‌های نفتی و نیز بازدهی دلار استفاده شد. دوره زمانی پژوهش از ۵ فروردین ۱۳۹۱ تا ۲۸ اسفند ۱۴۰۱ بوده که دلیل انتخاب این دوره، وجود تلاطم و نوسانات شدید در بازارهای سهام و بازار ارز در طی آن بوده است.

به طور کلی، الگوهای متعددی برای بررسی سرریز تلاطم و نوسانات بین بازارها وجود دارد. برای این امر در پژوهش حاضر از الگوی گارچ چند متغیره و VAR-GARCH-BEKK استفاده شد. در این راستا، داده‌های روزانه شاخص صنایع فلزات اساسی، محصولات شیمیایی، فرآورده‌های نفتی و نیز نرخ دلار در ایران طی دوره ۱۳۹۱/۰۱/۰۵ تا ۱۴۰۱/۱۲/۲۸ جمع‌آوری و داده‌ها به سه دوره زمانی شامل دوره قبل از برجام (دوره تحریم) از ۱۳۹۱/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۴/۰۴/۲۳، دوره بعد از برجام از ۱۳۹۴/۰۴/۲۳ تا ۱۳۹۷/۰۲/۱۸ و دوره بعد از خروج امریکا از برجام از ۱۳۹۷/۰۲/۱۹ تا ۱۴۰۱/۱۲/۲۸ تقسیم‌بندی شد.

نتایج حاصل از برآورد الگو نشان داد که در دوره اول مورد بررسی، سرریز نوسان به صورت دوطرفه بین صنعت فلزات اساسی و بازار ارز و یک طرفه از بازار ارز به محصولات شیمیایی و فرآورده‌های نفتی وجود

داشته است. همچنین، در دوره دوم، سرریز نوسان بین صنعت فلزات اساسی و بازار ارز و محصولات شیمیایی و بازار ارز وجود ندارد، در صورتی که سرریز نوسان بین فرآورده‌های نفتی و بازار ارز به صورت دو طرفه وجود داشته است. در دوره سوم نیز بین صنعت فلزات اساسی و بازار ارز سرریز یک طرفه از بازار ارز و بین صنعت محصولات شیمیایی و بازار ارز سرریز نوسان به صورت دو طرفه وجود داشته است. همچنین، بین صنعت فرآورده‌های نفتی و بازار ارز در این دوره سرریز نوسانی مشاهده نشده است.

با توجه به اینکه بررسی وضعیت و تأثیرپذیری بازار سهام از سایر بازارها از مهمترین مؤلفه‌های مدنظر در تحلیل‌های مدیریت سرمایه‌گذاری است، یافته‌های این تحقیق در جهت اثرات سرریز میان بازارها دلالت‌های مهمی برای مدیریت سبد و ریسک دارد. از آنجا که سرریز تلاطم بین بازارها نشان‌دهنده وابستگی بالا بین آنها است، با ایجاد ثبات نسبی در بازارها، می‌توان شاهد ایجاد تعادل بود. از این رو، تبیین جامع و دقیق روابط میان بازارهای مالی در حوزه سایت‌گذاری اقتصادی و مالی نیز می‌تواند مورد توجه سیاست‌های مالی دولت در سطح کلان و نهاد ناظر بازار سرمایه قرار گیرد.

مدیران پرتفوی، صندوق‌های سرمایه‌گذاری، شرکت‌های هلدینگ و بیمه، صندوق‌های بازنشتی و سایر سرمایه‌گذاران نهادی، افراد و ارکان تأثیرپذیر از بازار مالی هستند و به شدت تحت تأثیر نوسانات بازارهای مالی قرار دارند. بنابراین، دانستن سرریز نوسان بین بازارها و دارایی‌های مختلف مالی کمک قابل توجهی به این گروه‌ها در تصمیم‌گیری‌ها و رفتارهای مالی می‌کند.

برای پژوهش‌های آتی نیز پیشنهاد می‌گردد با توجه به وابستگی دیگر بازارها، اثرات بازارهای نفت، طلا، و مسکن نیز مدنظر قرار گیرد. به ویژه در کشورهای صادرکننده نفت، به دلیل اینکه دولت‌ها مالکیت منابع طبیعی را در اختیار دارند، تحولات نفتی هم بر سیاست‌های دولت و هم بر بخش‌های غیر دولتی تأثیر می‌گذرد. بازار سهام به دلیل توانایی تبدیل سریع پول نقد سرمایه‌گذاران مالی به اوراق بهادار در مدت زمان کوتاه حساسیت و تأثیر پذیری بالایی دارد. بنابراین، شناسایی و تحلیل تأثیر نوسانات قیمت نفت بر وضعیت بازار سهام از دید مقامات پولی و مالی دولت‌ها، سرمایه‌گذاران داخلی و حتی سرمایه‌گذاران بین‌المللی حائز اهمیت خواهد بود.

سپاسگزاری

در پایان از تمام کسانی که محققین را در انجام این پژوهش یاری نمودند، کمال تقدیر و تشکر به عمل می‌آید.

References

- Aftab, M., Ahmad, R., Ismail, I. and Phylaktis, K. (2021). Economic integration and the currency and equity markets nexus. *International Journal of Finance and Economics*, 26, 5278-5301.
- Bahmani-Oskooee, M. and Saha, S. (2015). On the relation between stock prices and exchange rates: a review article. *Journal of Economic Studies*, 42(4), 707-732.
- Bouri, E., de Boyrie, M. E., & Pavlova, I. (2017). Volatility transmission from commodity markets to sovereign CDS spreads in emerging and frontier countries. *International Review of Financial Analysis*, 49, 155–165.
- Cakan, E. and Ejara, D.D. (2013). On the relationship between exchange rates and stock prices: evidence from emerging markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 111: 115-124.
- Chang, H. W., Chang, T., & Wang, M. CH. (2024). Revisit the impact of exchange rate on stock market returns during the pandemic period. *North American Journal of Economics and Finance*, 70, 1-10.
- Chkili, W., Nguyen, D. (2014). Exchange rate movements and stock market returns in a regime-witching environment: evidence for BRICS countries. *Res. Int. Bus. Finance*, 31, 46–56.
- Chkili, W., Nguyen, D. (2014). Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: evidence for BRICS countries. *Res. Int. Bus. Finance*, 31, 46–56.
- Dehbashi, V., Mohammadi, T., Shakeri, A., & Bahrani, J. (2020). The Responses of Stock, Gold and Foreign Exchange Markets to Financial Shocks: VAR-MGARCH Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 25(83), 1-27. (In Persian)
- Ding, L. (2021). Conditional correlation between exchange rates and stock prices. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 80, 452-463.
- Doong, S., Yang, S. Y., & Wang, A. (2005). The dynamic relationship and pricing of stocks and exchange rates: Empirical evidence from Asian emerging markets. *Journal of American Academy of Business*, 7(1), 118–123.
- Dourandish, A., Shariat, E., & Arzande, N. (2014). The Study of Volatility Spillover Effects of the Exchange Rate on Agricultural Industry Index Listed on The Stock Exchange. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 28(2), 177-184.
- El-Diftar, D. (2023). The impact of exchange rates on stock market performance of the Emerging 7. *Journal of Capital Markets Studies*, 7(2), 125-139.
- Erdogan, S., Gedikli, A., Çevik, E. I. (2020). Volatility spillover effects between Islamic stock markets and exchange rates: Evidence from three emerging countries. *Borsa _Istanbul Review*, 20(4), 322-333.
- Feng, Q., Sun, X., Liu, C., & Li, J. (2021). Spillovers between sovereign CDS and exchange rate markets: The role of market fear. *The North American Journal of Economics and Finance*, 55, Article 101308.

- Feng, Q., Wang, Y., Sun, X., Li, J., Guo, K., & Chen, J. (2022). What drives cross-border spillovers among sovereign CDS, foreign exchange and stock markets? *Global Finance Journal*, 100773.
- Francis, B.B., Hunter, D.M., Hasan, I. (2002). Return-volatility linkages in the international equity and currency markets. Bank of Finland Discussion Paper No. 9/2002.
- Hosseinioun, N. S., Behname, M., & Ebrahimi Salari, T. (2016). Volatility Transmission of the Rate of Returns in Iranian Stock, Gold and Foreign Currency Markets. *Iranian Journal of Economic Research*, 21(66), 123-150. (In Persian)
- Huang, W. Q., & Liu, P. (2023). Cross-market risk spillovers among sovereign CDS, stock, foreign exchange and commodity markets: An interacting network perspective. *International Review of Financial Analysis*, 90(2), 25-36.
- Hung, N.T. (2019). An analysis of CEE equity market integration and their volatility spillover effects. *Eur. J. Manag. Bus. Econ.*
- Hung, N.T. (2019). Equity market integration of China and Southeast Asian countries: fur-ther evidence from MGARCH-ADCC and wavelet coherence analysis. *Quant. Financ. Econ.* 3 (2), 201–220.
- Hung, N.T. (2020). Volatility spillovers and time-frequency correlations between Chinese and African stock markets. *Reg. Stat.* 10 (02), 63–82.
- Inci, A. C., & Lee, B. S. (2011). Dynamic relations between stock returns and exchange rate changes. *European Financial Management*, 20(1), 71–106.
- Jawaid, S.T. and Ui Haq, A. (2012). Effects of interest rates, exchange rate and their volatilities on stock prices: evidence from banking industry of Pakistan. *Theoretical and Applied Economics*, 8, 153-166.
- Jebran, K., Iqbal, A. (2016). Dynamics of volatility spillover between stock market and foreign exchange market: evidence from Asian countries. *Financ. Innov.* 2 (3), 1–20.
- Kanas, A. (2000). Volatility spillovers between stock returns and exchange rate changes: international evidence. *J. Bus. Finance Account.* 27 (3–4), 447–467.
- Keshavarz Haddad, G., Ebrahimi, S. B., & Jafar Abadi, A. (2011). Volatility and Return Transmission among Cement Industry Stock Prices: An Application of Multivariate FIGARCH Modeling in High Frequency Financial time Series. *Iranian Journal of Economic Research*, 16(47), 129-162. (In Persian)
- Khan, M.K. (2019). Impact of exchange rate on stock returns in shenzhen stock exchange: analysis through ARDK approach. *International Journal of Economics and Management*, 1(2), 15-26.
- Khiabani, N, & Dehghani, M. (2014). The Role of Oil Market in Explaining the Volatility of Gold and Foreign Exchange (Dollars/Euro) Markets. *Iranian Economic Research*, 19(58), 207-238. (In Persian)
- Kiliç, R. (2016). Regime-dependent exchange-rate pass-through to import prices. *International Review of Economics and Finance*, 41, 295-308.

- Lakshmanasamy, T. (2021). The relationship between exchange rate and stock market volatilities in India: ARCH-GARCH estimation of the casual effects. *International Journal of Finance Research*, 2(4), 245-259.
- Lin, C. H. (2012). The comovement between exchange rates and stock prices in the Asian emerging markets. *International Review of Economics and Finance*, 22(1), 161-172.
- Lindman, S., Tuvhag, T., Jayasekera, R., Uddin, G. S., & Troster, V. (2020). Market Impact on financial market integration: Cross-quantilogram analysis of the global impact of the euro. *Journal of Empirical Finance*, 56, 42-73.
- Maysami, R.C., Howe, L.E. and Hamzah, M.A. (2004). Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: cointegration evidence from stock exchange of Singapore's all-S sector indices. *Jurnal Pengurusan*, 24, 47-77.
- Mechri, N., Ben Hamad, S., Peretti, C.D. and Charfi, S. (2018). The Impact of Exchange Rate Volatilities on Stock Market Dynamics: Evidence from Tunisia and Turkey. SSRN, available at: <https://ssrn.com/abstract53304040>.
- Mohseni, H. & Sadeghi Shahdani, M. (2019). Exchange Rate Volatility Spillovers to Iran Capital Market. *Journal of Applied Theories of Economics*, 6(1), 77-96. (In Persian)
- Mouna, A. and Anis, J. (2017). Stock market, interest rate and exchange rate risk effects on non financial stock returns during the financial crisis. *Journal of the Knowledge Economy*, 8, 898-915.
- Moussa, F. and Delhoumi, E. (2021). The asymmetric impact of interest and exchange rate on the stock market index: evidence from MENA region. *International Journal of Emerging Markets*, 17(10), 1746-8809.
- Ngene, G. M., Hassan, M. K., & Alam, N. (2014). Price discovery process in the emerging sovereign CDS and equity markets. *Emerging Markets Review*, 21, 117-132.
- Nieh, C. C., & Lee, C. F. (2001). Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(4), 477-490.
- Nikoomaram, H., Pourzamani, Z., & Dehghan, A. (2015). Spillover Effect the on Contest Import & Export oriented industries. *Financial knowledge of securities analysis*, 8(25), 1-18. (In Persian)
- Nusair, S. A., & Olson, D. (2022). Dynamic relationship between exchange rates and stock prices for the G7 countries: A nonlinear ARDL approach. *J. Int. Financ. Markets Inst. Money*, 78, 1-20.
- Qing, Y.K. and Kusairi, S. (2019). The effect of money supply, exchange rate, and interest spread toward the performance of stock market in Malaysia. *Widyakala Journal*, 6(2), 142-149.

- Sakti, M. R. P., & Harun, M. D. Y. (2013). Relationship between islamic stock prices and macroeconomic variables: Evidence from Jakarta stock exchange islamic index. *Global Review of Islamic Economics and Business*, 1(1), 71-84.
- Sefidbakht, E., & Ranjbar, M. H. (2017). Volatility Spillover between Oil Price, Exchange Rates, Gold Price and Stock Market Indexes with Structural Breaks. *Financial Engineering and Portfolio Management*, 8(33), 51-87. (In Persian)
- Sichoongwe, K. (2016). Effects of exchange rate volatility on the stock market: the Zambian experience. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 7(4), 114-119.
- Sikhosana, A., & Aye, G. C. (2018). Asymmetric volatility transmission between the real exchange rate and stock returns in South Africa. *Economic Analysis and Policy*, 60, 1-8.
- Sui, L., Sun, L. (2016). Spillover effects between exchange rates and stock prices: evidence from BRICS around the recent global financial crisis. *Res. Int. Bus. Finance*. 36, 459–471.
- Sun, X., Wang, J., Yao, Y., Li, J., & Li, J. (2020). Spillovers among sovereign CDS, stock and commodity markets: A correlation network perspective. *International Review of Financial Analysis*, 68, Article 101271.
- Tsai, I. C. (2012). The relationship between stock price index and exchange rate in Asian markets: A quantile regression approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(3), 609–621.
- Tudor, C., & Popescu-Dutaa, C. (2012). On the causal relationship between stock returns and exchange rates changes for 13 developed and emerging markets. *Procedia*, 57, 275–282.
- Tule, M., Dogo, M., Uzonwanne, G. (2018). Volatility of stock market returns and the naira exchange rate. *Contents lists available at*, 35, 97-105.
- Wong, H. T. (2017). Real exchange rate returns and real stock price returns. *International Review of Economics and Finance*, 49, 340-352.
- Wong, H. T. (2022). The impact of real exchange rates on real stock prices. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 27(54), 262-276.
- Wong, H.T. (2018). Volatility spillovers between real exchange rate returns and real stock price returns in Malaysia. *International Journal of Finance and Economics*, 24, 131-149.
- Wu, R.S. (2005). International transmission effect of volatility between the financial mar-kets during the Asian financial crisis. *Trans. Stud.*12, 19–35.