

Asymmetries in the Iran Stock Price – Exchange Rate Nexus: A Momentum Threshold Autoregressive (MTAR) Approach

Hamed Khezzadegan¹

Abstract

This paper focused on analyzing the dynamic response of stock prices to exchange rate changes in Iran from 1385M1 to 1402M4 through the Momentum threshold autoregressive framework. The results of the threshold model show an asymmetric threshold long-run (cointegration) relationship between stock and foreign exchange markets in Iran, indicating the possibility of predicting one market from another, which contradicts the efficient market hypothesis. This finding implies that stock and foreign exchange markets are asymmetrically interdependent, making it quite impossible for investors to effectively diversify their portfolios. Moreover, the stock prices respond to short-run changes in the exchange rate and asymmetrically to financial disequilibrium. Concerning the asymmetric adjustment, the response of stock prices to the negative phase of disequilibrium is faster (in absolute terms) than to the positive phase of disequilibrium. Going by the role of asymmetry, the Central Bank should follow an asymmetric intervention pattern (with respect to exchange rate depreciation and appreciation) to strengthen the domestic currency and reduce pressure on the stock market.

Keywords: *Threshold cointegration, Asymmetric adjustment, Exchange rate, Stock prices.*

JEL Classification: *C32, C51, F31, G12.*

¹ Auditor, Supreme Audit Court, h.khezzadegan@modares.ac.ir

Introduction

In recent years, economic and political sanctions have made the Iranian foreign exchange market more volatile and sensitive, and this situation of higher exchange rate volatility in the parallel market makes investment riskier. It raises concerns about its immediate effect on the stock market. Although stock and foreign exchange markets are crucial for domestic macroeconomic performance, and these two variables are both important in determining the development of a country, the interdependence and causality between both markets remain an inconclusive puzzle in finance. Therefore, the question raised here is: how are the interactions of the foreign exchange market and the stock market in Iran's economy? For this purpose, unlike previous studies that have documented the relationship between stock prices and exchange rates as linear and symmetric or distributed lag effect asymmetry, this paper provides a new explanation for the different results of the relationship between stock prices and exchange rates using the asymmetric error correction model within a momentum threshold autoregressive framework over the period 1385M1-1402M4.

Methodology

We begin the analysis by examining the stationarity properties of the respective variables through unit root tests. If the respective variables are integrated of order one, the following Engle and Granger (1987) cointegrating equation will be estimated.

$$S_t = a_0 + a_1 E_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

where a_0 and a_1 are cointegrating parameters with ε_t the residuals reflecting the financial disequilibrium between S_t and E_t . We test for cointegration based on the OLS estimate of $\rho = 0$ as follows:

$$\Delta \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \phi_i \Delta \varepsilon_{t-i} + u_t \quad (2)$$

where $u_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ and the lagged values of $\Delta \varepsilon_t$ provide for uncorrelated residuals. Under the Engle-Granger cointegration test, the alternative hypothesis implicitly assumes the adjustment process is symmetric around the financial disequilibrium, $\varepsilon_t = 0$. On the other hand, if the adjustment in stock price and exchange rate in response to financial disequilibrium is asymmetric, then the symmetric adjustment process assumed in the error correction model represents a misspecification. In recognition of the possibility of an asymmetric adjustment process, the TAR and MTAR models set forth by Enders and Granger (1998) and Enders and Silkos (2001) are examined as follows.

$$\Delta \varepsilon_t = I_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \phi_i \Delta \varepsilon_{t-i} + u_t \quad (3)$$

The Heaviside indicator function associated with the TAR model is given by (4), while the indicator function associated with the MTAR model is given by (5). The TAR model represents the estimation of Eqs. (3) and (4) while the MTAR model is estimated using Eqs. (3) and (5).

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{t-1} \geq c \\ 0 & \text{if } \varepsilon_{t-1} < c \end{cases} \quad (4)$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta \varepsilon_{t-1} \geq c \\ 0 & \text{if } \Delta \varepsilon_{t-1} < c \end{cases} \quad (5)$$

If ε_{t-1} is above the threshold, which amounts to the positive phase of the financial disequilibrium, the adjustment is $\rho_1 \varepsilon_{t-1}$. If ε_{t-1} is below the threshold, which amounts to the negative phase of the financial disequilibrium, the adjustment is $\rho_2 \varepsilon_{t-1}$. Thus, one can examine under the TAR model the differential effects of the positive (periods of exchange rate

depreciation) versus negative (periods of exchange rate appreciation) phases of financial disequilibrium on the behaviour of stock price and exchange rate. On the other hand, the MTAR model given by Eqs. (3) and (5) permit the adjustment process to depend on the previous period's change in ε_{t-1} . Thus, the MTAR model is useful if the adjustment process exhibits more momentum in one direction. Within the MTAR model, one can examine the differential effects of the positive versus the negative phases of changes in financial disequilibrium on the behaviour of stock price and exchange rate.

After establishing cointegration between stock price and exchange rate, we now proceed to develop the corresponding asymmetric error correction model as represented by Eqs. (6) and (7) to examine the causal relationship between stock price and exchange rate in both the short-run and long-run:

$$\Delta S_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta E_{t-i} + I_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + u_{1t} \quad (6)$$

$$\Delta E_t = \tilde{\gamma}_0 + \sum_{i=1}^n \tilde{\alpha}_i \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^n \tilde{\beta}_i \Delta E_{t-i} + I_t \hat{\rho}_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \hat{\rho}_2 \varepsilon_{t-1} + u_{2t} \quad (7)$$

Results and Discussion

The estimation results of TAR and MTAR models show that the null hypothesis of no cointegration ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$) is rejected at all significance levels. Going by the stock price and the exchange rate are cointegrated, the symmetric null hypothesis ($H_0: \rho_1 = \rho_2$) is tested using the standard F statistic (Enders and Granger, 1998). The results show an asymmetric adjustment between stock price and exchange rate. Therefore, a long-run relationship (cointegration) with asymmetric adjustment exists between stock price and exchange rate, which is evidenced empirically in Iran. This finding implies that Iran's stock and foreign exchange markets are asymmetrically interdependent, making it quite impossible for investors to effectively diversify their portfolios. On the other hand, according to the hypothesis of efficient markets, in which the markets, the expectations of economic factors are rational, and the stock price has a random walk process, the fundamental variables are not able to predict the stock price index in the short run. Therefore, the asymmetric relationship between stock prices and exchange rates implies the inefficiency of financial markets in Iran's economy. The results of the asymmetric error correction model show that in the short run, stock prices and exchange rates have a statistically significant impact on each other. Therefore, both the flow-oriented approach, in which the exchange rate affects the stock price and the portfolio balance approach, in which the stock price affects the exchange rate, are supported in the short run.

Going by the importance of asymmetry in the financial market presented in this study, the central bank's interventions to stabilize the stock market should consider the asymmetric effects of exchange rate variations by decoupling different economic policy reactions towards the depreciation and appreciation of the exchange rate. This helps the central bank build a model for accurately forecasting stock prices. Furthermore, investors should consider the existence of an asymmetric benefit-loss structure of their expected returns when dealing with risk management strategies in the stock market. Given that $|\rho_1| < |\rho_2|$ in the MTAR model and its corresponding asymmetric ECM, the existence of asymmetry helps investors better manage their portfolio allocation during exchange rate appreciation compared to periods of exchange rate depreciation.

پیوند نامتقارن قیمت سهام و نرخ ارز در ایران: رویکرد خود رگرسیون آستانه گشتاور (MTAR)

حامد خضرزادگان

حسابرس دیوان محاسبات کشور، h.khezradegan@modares.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۹/۱۲

چکیده

این مقاله بر تجزیه و تحلیل واکنش پویای قیمت سهام به تغییرات نرخ ارز در ایران از فروردین ماه ۱۳۸۵ تا تیر ماه ۱۴۰۲ از طریق چارچوب خود رگرسیون آستانه گشتاور متمرکز شده است. نتایج مدل آستانه نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت آستانه نامتقارن (همجمعی) بین بازارهای سهام و نرخ ارز در ایران است که بیانگر امکان پیش‌بینی یک بازار از طریق بازار دیگر است و این موضوع در مغایرت با فرضیه بازار کارا می‌باشد. این یافته حاکی از آن است که بازارهای سهام و نرخ ارز به طور نامتقارن به یکدیگر وابسته هستند و این موضوع دستیابی به تنوع بخشیدن موثر پرتفوی را برای سرمایه‌گذاران کاملاً غیرممکن می‌کند. علاوه بر این، قیمت سهام به تغییرات کوتاه مدت نرخ ارز و همچنین به طور نامتقارن به عدم تعادل مالی پاسخ می‌دهد. با توجه به تعدیل نامتقارن، واکنش قیمت سهام به فاز منفی عدم تعادل سریع‌تر (به صورت مطلق) نسبت به فاز مثبت عدم تعادل است. با توجه به نقش عدم تقارن، بانک مرکزی بهتر است از الگوی مداخله نامتقارن (با توجه به کاهش و افزایش نرخ ارز) برای تقویت پول داخلی و کاهش فشار بر بازار سهام پیروی کند.

واژه‌های کلیدی: هم‌انباشتگی آستانه، تعدیل نامتقارن، نرخ ارز، قیمت سهام.

طبقه‌بندی JEL: C32، C51، F31، G12.

۱- مقدمه

در چند سال اخیر، تحریم‌های اقتصادی و سیاسی، بازار مالی ایران را بی‌ثبات‌تر و حساس‌تر نموده و این وضعیت تلاطم بالاتر نرخ ارز^۱ بازار آزاد، سرمایه‌گذاری را پر ریسک‌تر و نگرانی‌ها در مورد تأثیر فوری آن بر بازار سهام ایجاد نموده است. اگرچه بازارهای سهام و ارز برای عملکرد اقتصاد کلان داخلی بسیار مهم هستند (هیمنون و همکاران^۲، ۲۰۱۷) و این دو متغیر در تعیین سطح توسعه یک کشور مهم هستند، اما وابستگی متقابل و علیت بین این دو بازار همچنان یک معمای بی‌نتیجه در حوزه مالی می‌باشد. برخی از مطالعات بیان کرده‌اند که بین شاخص قیمت سهام و نرخ ارز رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد (کیم^۳، ۲۰۰۳؛ ابراهیم و عزیز^۴، ۲۰۰۳). اما مطالعات دیگر نشان می‌دهند رابطه بین این دو متغیر کوتاه‌مدت است (اسمیت و ناندھا^۵، ۲۰۰۳؛ نیه و لی^۶، ۲۰۰۱). سایر مطالعات نتوانسته‌اند شواهدی پیدا کنند که نشان دهد این دو متغیر مرتبط هستند (سولنیک^۷، ۱۹۸۴؛ اوزایر^۸، ۲۰۰۶). علاوه بر این، نتایج مطالعاتی که نشان می‌دهند بازارهای سهام و ارز با یکدیگر مرتبط هستند با هم متفاوت است. برخی پیشنهاد می‌کنند که رابطه شاخص قیمت سهام و نرخ ارز مثبت است (دلگادو و همکاران^۹، ۲۰۱۸؛ آجاز و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۷؛ یانگ و همکاران^{۱۱}، ۲۰۱۴)، در حالی که برخی دیگر بیان می‌کنند که این رابطه منفی می‌باشد (کیم، ۲۰۰۳؛ سوئن و هنیگار^{۱۲}، ۱۹۸۸). بنابراین، سوالی که در اینجا مطرح می‌شود این است که تعاملات بازار ارز و بازار سهام در اقتصاد ایران چگونه است؟

^۱ منظور از «نرخ ارز»، ارزش پول داخلی در مقابل یک واحد دلار آمریکا است.

^۲ Heimonen et al. (2017)

^۳ Kim (2003)

^۴ Ibrahim & Aziz (2003)

^۵ Smyth & Nandha (2003)

^۶ Nieh & Lee (2001)

^۷ Solnik (1984)

^۸ Ozair (2006)

^۹ Delgado et al. (2018)

^{۱۰} Ajaz et al. (2017)

^{۱۱} Yang et al. (2014)

^{۱۲} Soenen & Hennigar (1988)

این تحقیق بر خلاف مطالعات پیشین داخلی که تعدیل بین قیمت سهام و نرخ ارز را خطی و متقارن و یا نامتقارن اثر وقفه توزیع شده^۱ نشان می‌دهند، با بررسی مدل اقتصادسنجی عدم تقارن در مسیر تعدیل گشتاوری به سمت تعادل^۲، تعامل بین شاخص قیمت سهام و نرخ ارز بازار آزاد را بررسی می‌کند. برای این هدف، ما از تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی آستانه که توسط اندرس و گرنجر^۳ (۱۹۹۸) ارائه شده استفاده می‌کنیم که از طریق آن تعداد دفعات و زمان تغییر رژیم (نقاط مرزی آستانه) به صورت درون‌زا مشخص شده و نیازی به آزمون‌های شکست ساختاری ندارد. همچنین در مدل تصحیح خطای متناظر با مدل خود رگرسیون آستانه اندرس و گرنجر (۱۹۹۸)، وجود تعدیل متقارن و یا نامتقارن به سمت تعادل بلندمدت مورد آزمون قرار می‌گیرد. در حالی که در مدل نامتقارن اثر وقفه توزیع شده (NARDL) فرض می‌شود تعدیل به سمت تعادل بلندمدت به صورت متقارن است. همچنین، نتایج مدل اندرس و گرنجر (۱۹۹۸) می‌تواند به درک بهتری از سرمایه‌گذاری و همچنین سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی در بازار مالی ایران کمک نماید. به همین منظور، در بخش دوم به مرور ادبیات نظری تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم مطالعات تجربی خارجی و داخلی و در بخش چهارم روش‌شناسی تحقیق ارائه شده است. بخش پنجم نتایج برآورد الگو ارائه شده و بخش ششم به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲- ادبیات موضوع

در حالت کلی، ادبیات مربوط به مبانی نظری رابطه بین بازارهای سهام و نرخ ارز را می‌توان به دو رویکرد تقسیم کرد (نمودار ۱). اول، رویکرد جریان‌گرا^۴ پیشنهاد شده توسط دورنبوش و فیشر^۵ (۱۹۸۰) است که بیان می‌دارد تغییرات نرخ ارز تأثیرات فوری بر قیمت سهام شرکت‌های صادرات محور دارد. به عنوان مثال، افزایش ارزش پول ملی (کاهش ارزش پول ملی) تأثیر منفی (مثبت) بر رقابت‌پذیری صادرات کشور و کاهش (افزایش) قیمت سهام شرکت‌های صادرات محور خواهد داشت. به عبارت دیگر، همچنان

^۱ Distributed lag Effect Asymmetry

^۲ Momentum Equilibrium Adjustment Path Asymmetry

^۳ Enders & Granger (1998)

^۴ Flow-oriented Approach

^۵ Dornbusch & Fisher (1980)

که اگاروال^۱ (۱۹۸۱) بیان می‌کند ارتباط بین این دو بازار ناشی از تأثیر تجارت بین‌الملل است. به نحوی که نرخ ارز علاوه بر اینکه به صورت مستقیم بر قیمت سهام شرکت‌های چندملیتی و صادرات محور تأثیر می‌گذارد، به صورت غیر مستقیم نیز بر شرکت‌های داخلی اثر گذار است. زیرا که شرکت‌های داخلی ممکن است نهاده‌های تولید خود را از خارج وارد کنند و محصولات خود را صادر نمایند. هنگامی که نرخ ارز افزایش می‌یابد، رقابت‌پذیری صادرات افزایش می‌یابد و هزینه ورودی واردات افزایش می‌یابد (جوزف^۲، ۲۰۰۲). به طور کلی، افزایش نرخ ارز برای شرکت‌های صادراتی (وارداتی) اثر مثبت (منفی) و افزایش (کاهش) قیمت سهام آنها را به همراه خواهد داشت. اما کاهش نرخ ارز برای شرکت‌های صادراتی (وارداتی) اثر منفی (مثبت) و قیمت سهام آنها را کاهش (افزایش) خواهد داد. لذا اگر تعداد شرکت‌های صادرات محور نسبتاً بیشتری در بازار سرمایه وجود داشته باشد، قیمت سهام و نرخ ارز باید براساس اثر تجارت بین‌المللی همبستگی مثبت نشان دهند. دوم، رویکرد سهام‌گرا^۳ می‌باشد که شامل دو مدل تعادل پرتفوی و مدل پولی هستند. نظریه تعادل پرتفوی برانسون^۴ (۱۹۸۳) و فرانکل^۵ (۱۹۸۳) که تأثیر قیمت سهام در تعیین نرخ ارز را مستند می‌کند بر نقش محوری ثروت در تعیین نرخ ارز تأکید دارند. به عنوان مثال، قیمت سهام بالاتر تمایل به افزایش ثروت (درآمد) دارد و این افزایش می‌تواند تأثیر مثبتی بر تقاضای پول داخلی و نرخ بهره داشته باشد. با افزایش نرخ بهره، بازار داخلی برای سرمایه‌گذاران خارجی جذاب‌تر می‌شود. این پدیده منجر به افزایش تقاضای پول ملی و افزایش ارزش پول داخلی می‌شود. از سوی دیگر، افزایش قیمت سهام نسبت به روند بلندمدت باعث افزایش جذابیت بازار سهام برای سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی می‌شود. با انتقال سرمایه سرمایه‌گذاران خارجی به داخل کشور، عرضه ارز خارجی افزایش پیدا می‌کند و نرخ آن تنزل می‌یابد. با رونق بازار سهام، سرمایه‌گذاران داخلی نیز با عرضه ارز خارجی و

¹ Aggarwal (1981)

² Joseph (2002)

³ Stock- oriented approach

⁴ Branson (1983)

⁵ Frankel (1983)

تبدیل آن به پول داخلی، سرمایه خود را به این بازار انتقال می‌دهند و به این ترتیب نرخ ارز خارجی کاهش می‌یابد. همانطور که بهمنی اسکویی و سهرابیان^۱ (۱۹۹۲) نیز بیان نموده‌اند براساس این نظریه، بین بازارهای سهام و ارز رابطه منفی برقرار است. بنابراین، از آنجایی که سهام و ارز خارجی همانند پول نقد، سپرده بانکی و غیره در پرتفوی سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرند، تغییر قیمت هر کدام از آنها بر دیگری تأثیر می‌گذارد. مدل پولی گاوین^۲ (۱۹۸۹) نیز بیان می‌کند که رابطه‌ای بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود ندارد و فقط هر دو متغیر از عوامل مشترکی تأثیر می‌پذیرند. همانطور که بیان شد رابطه دقیق و مشخصی بین قیمت سهام و نرخ ارز وجود ندارد. بنابراین، فقط یک تجزیه و تحلیل تجربی می‌تواند به تشخیص این اثرات در مورد ایران کمک کند.



شکل (۱): رابطه بین بازارهای سهام و ارز

منبع: یافته‌های تحقیق

^۱ Bahmani-Oskooee & Sohrabian (1992)

^۲ Gavin (1989)

چانگ و همکاران^۱ (۲۰۲۴) در مقاله‌ای با استفاده از رویکرد کوانتایل لگاریتم مقطعی^۲ به بررسی علیت گرانجر بین شاخص وزنی بورس تایوان و دلار جدید تایوان پرداخته‌اند. یافته‌ها حاکی از آن است که رابطه علیت گرانجر منفی از دلار جدید تایوان به بازار سهام وجود دارد و این نتیجه فرضیه جریان‌گرا را پشتیبانی می‌کند. شیونگ و همکاران^۳ (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد DCC-MIDAS-X^۴ به بررسی اثرات نااطمینانی سیاست اقتصادی، ریسک ژئوپلیتیکی، احساسات مصرف‌کننده و نقدینگی بر همبستگی بین بازارهای سهام و ارز در چین می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که همبستگی قیمت سهام و نرخ ارز منفی بوده و همه متغیرهای مدل به جزء نقدینگی تأثیر منفی بر همبستگی بلندمدت سهام و نرخ ارز دارند. نوسیر و السون^۵ (۲۰۲۲) در تحقیقی به بررسی رابطه قیمت سهام و نرخ ارز برای کشورهای G7 پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که هم رویکرد جریان‌گرا که نرخ ارز بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد و هم رویکرد تعادل پرتفوی که قیمت سهام بر نرخ ارز تأثیر می‌گذارد، در کوتاه مدت حمایت می‌شود. هیچ یک از مدل‌ها در بلندمدت با استفاده از مدل‌های خطی خود رگرسیون با وقفه توزیعی پشتیبانی نمی‌شوند، اما مدل غیرخطی خود رگرسیون با وقفه توزیعی شواهدی را نشان می‌دهد که از رویکرد تعادل پرتفوی در چهار کشور از این کشورها حمایت می‌کند. در این چهار کشور افزایش و کاهش قیمت سهام اثرات بلندمدت قابل توجهی بر نرخ ارز آنها دارد. علاوه بر این، آزمون‌های علیت گرانجر علیت از قیمت سهام به نرخ ارز را در شش کشور تأیید می‌کنند. کاسوری و آلتینتاس^۶ (۲۰۲۰) نیز در مطالعه خود با انواع رویکردهای اقتصادسنجی حرکت‌های پویای پیچیده بین بازار سهام ترکیه و نرخ ارز از ژانویه ۲۰۰۳ تا دسامبر ۲۰۱۸ را بررسی می‌کنند. نتایج حاکی از آن است که نرخ واقعی ارز موثر، نرخ مبادله دلار- لیر ترکیه، عرضه پول و نرخ بهره قدرت پیش‌بینی

¹ Chang et al. (2024)

² Cross-quantilogram

³ Xiong et al. (2024)

⁴ Dynamic Conditional Correlation-mixed Data Sampling Model

⁵ Nusair & Olson (2022)

⁶ Kassouri & Altıntas (2020)

بالایی برای نوسانات قیمت سهام در فرکانس‌های مختلف دارند و با تکیه بر این بینش‌ها، ادعا می‌کنند که عدم تقارن (غیرخطی) به ویژه در بازار مالی ترکیه مهم است، زیرا نیاز به الگوی جدید اقدامات سیاستی برای جلوگیری از خطر بروز بحران بازار مالی در ترکیه را نشان می‌دهد. سالیسو و نداکو^۱ (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای نظریه تعادل پورتفوی را با استفاده از داده‌های تابلویی کشورهای OECD مورد بررسی تجربی قرار می‌دهند. بنابراین، واکنش نرخ ارز به تغییرات قیمت سهام را بر خلاف رویه برجسته در ادبیات که در آن اولی به عنوان پیش‌بینی‌کننده فرض می‌شود، بررسی می‌کنند. با توجه به اهمیت ارز یورو برای OECD، این مطالعه اطلاعات کامل را به مناطق یورو و غیر یورو تقسیم می‌کند. علاوه بر این، رگرسیون‌های جداگانه‌ای برای قبل و بعد از بحران مالی جهانی برآورد می‌شود تا نقش بحران مالی در پیوند نرخ ارز و قیمت سهام را در نظر بگیرد. در مجموع، نتیجه، از نظریه تعادل پورتفوی برای کل OECD، منطقه یورو و منطقه غیر یورو پشتیبانی می‌کند، البته شواهد کمتری برای دومی وجود دارد. همچنین اعتبار این نظریه پس از بحران مالی جهانی آشکارتر شد در حالی که هر دو عدم تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت بدون توجه به نمونه داده‌ها در پیوند نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. یانگ^۲ (۲۰۱۷) با استفاده از مدل ساختاری خودرگرسیون برداری به بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت سهام پرداختند و دریافتند که شوک نرخ ارز موجب تغییر آنی قیمت سهام می‌شود، اما شوک قیمت سهام منجر به تغییر تدریجی نرخ ارز هر چهار کشور (سنگاپور، هنگ کنگ، تایوان و کره جنوبی) می‌شود. تسن^۳ (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی روابط بین بازده نرخ واقعی ارز و بازده قیمت واقعی سهام در مالزی، فیلیپین، سنگاپور، کره، ژاپن، بریتانیا و آلمان می‌پردازد. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های CCC/DCC-MGARCH نشان می‌دهد که رابطه بازده نرخ واقعی ارز و بازده قیمت واقعی سهام برای مالزی، سنگاپور، کره و بریتانیا منفی و معنی‌دار است در حالی که برای فیلیپین، ژاپن و آلمان این رابطه معنی‌دار نمی‌باشد. به

¹ Salisu & Ndako (2018)

² Yang (2017)

³ Tsen (2017)

طور کلی، بازار ارز نقش مهمی در تأثیرگذاری بر بازار سهام دارد. کومار^۱ (۲۰۱۹) نیز در تحقیق خود برای کشور هند به این نتیجه رسیده است که علیت غیرخطی یک طرفه معنی‌دار از نرخ ارز به قیمت سهام وجود دارد. سوی و سان^۲ (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای بر روی کشورهای عضو بریکس تحت رژیم نرخ ارز شناور مدیریت شده، نشان می‌دهند که اثرات سرریز قابل توجهی از نرخ ارز خارجی به بازده سهام در کوتاه‌مدت وجود دارد، اما برعکس آن صادق نیست. علاوه بر این، اثرات سرریز قوی‌تری بین نرخ ارز و بازده سهام در طول بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ وجود دارد. کاپورال و همکاران^۳ (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های مربوط به بحران بانکی بین سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۱۰، ماهیت ارتباط بین قیمت‌های بازار سهام و نرخ ارز را در شش اقتصاد پیشرفته، یعنی ایالات متحده، بریتانیا، کانادا، ژاپن، منطقه یورو و سوئیس بررسی کردند. برآورد مدل‌های UEDCC^۴ GARCH حاکی از علیت گرنجر یک طرفه از بازده سهام به تغییرات نرخ ارز در ایالات متحده و بریتانیا، در جهت مخالف در کانادا و علیت دو طرفه در منطقه یورو و سوئیس است. علاوه بر این، علیت در واریانس^۵ از بازده سهام به تغییرات نرخ ارز در ایالات متحده و در جهت مخالف در منطقه یورو و ژاپن مشاهده می‌شود، در حالی که، شواهدی از بازخورد دو طرفه در سوئیس و کانادا وجود دارد. نتایج حاصل از همبستگی‌های زمان-متغیر^۶ نیز نشان می‌دهد که وابستگی بین دو متغیر در طول بحران مالی مذکور افزایش یافته است. این یافته‌ها حاکی از فرصت‌های محدودی برای سرمایه‌گذاران برای تنوع بخشیدن به دارایی‌های خود در این دوره است. یائو و نیه^۷ (۲۰۰۹) در تحقیقی با استفاده از مدل تصحیح خطای آستانه^۸ به بررسی رابطه پول ملی تایوان در مقابل ین ژاپن با قیمت سهام و همچنین رابطه پول ملی در مقابل دلار آمریکا

^۱ Kumar (2019)

^۲ Sui & Sun (2016)

^۳ Caporale et al. (2014)

^۴ Unrestricted Extended Constant Conditional Correlation GARCH (UECCC-GARCH)

^۵ Causality-in-Variance

^۶ Time-varying Correlations

^۷ Yau & Nieh (2009)

^۸ Threshold Error-Correction Model (TECM)

با قیمت سهام پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه هم انباشتگی آستانه نامتقارن بین NTD/JPY و قیمت سهام تایوان در طول دوره زمانی مورد بررسی وجود دارد. این تحقیق همچنین یک تعادل بلندمدت و روابط علی نامتقارن بین NTD/USD و قیمت سهام تایوان پیدا می‌کند. علاوه بر این، نتایج مدل $TECM$ در هر دو حالت مورد بررسی نشان می‌دهد که هیچ رابطه علی کوتاه‌مدتی بین دو دارایی مالی در نظر گرفته شده وجود ندارد.

محمدی و همکاران^۱ (۱۴۰۳) در مطالعه خود با استفاده از مدل $FAVAR$ ^۲ به بررسی تأثیر نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای^۳ در بازار سهام پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که رفتار رمه‌ای در دهه اخیر در بازار سهام تشدید شده و در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ به اوج خود رسیده است. همچنین نتایج حاصل از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس حاکی از آن است که نرخ ارز سهم به نسبت بیشتری در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی دارد و برای چندین دوره منجر به شکل‌گیری و افزایش رفتار رمه‌ای در بازار سهام شده است. هوشمندی^۴ (۱۴۰۲) به بررسی اثرات متقابل بورس اوراق بهادار و دو بازار طلا و ارز پرداخته است. براساس نتایج مدل برآوردی انتقال شوک یک سویه از بورس اوراق بهادار به بازار ارز وجود دارد و نتیجه می‌گیرد که سهام همچون ارز به عنوان یک فرصت سرمایه‌گذاری در سبد پرتفوی فعالان بازار سرمایه مطرح است. بالونژاد نوری و فرهنگ^۵ (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای اثر نامتقارن برخی متغیرهای مهم کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام را با استفاده از رویکرد کوانتیل $ARDL$ بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر نامتقارن بر شاخص قیمت سهام دارد. این یافته حاکی از آن است که در دوره‌های که بازار سهام در وضعیت رونق، رکود و یا عادی است، اثر نرخ ارز بر قیمت سهام یکسان نبوده و این اثر در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است. رشنوادی و همکاران^۶ (۱۳۹۹)، با استفاده از رویکرد سیستم

^۱ Mohamadi et al. (2024)

^۲ Factor Augmented Vector Auto Regression

^۳ Herding behavior

^۴ Hooshmandi (2023)

^۵ Balounejad Nouri & Farhang (2021)

^۶ Rashnavadi et al. (2020)

معادلات همزمان برای دوره ۱۳۸۶-۱۳۹۶ به بررسی تعاملات بین نرخ ارز و بازار سهام پرداخته‌اند. نتایج حاصل از یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که نرخ ارز اثر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت سهام دارد و با افزایش نرخ ارز، شاخص قیمت سهام نیز افزایش خواهد یافت. از سوی دیگر، شاخص قیمت سهام نیز تأثیر منفی و معناداری بر نرخ ارز دارد. یعنی با افزایش شاخص قیمت سهام، نرخ ارز کاهش می‌یابد. عیوضی و همکاران^۱ (۱۳۹۹) در تحقیقی با استفاده از داده‌های روزانه (پنج روز در هفته) و رهیافت رگرسیون کوانتیل در بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۷ نشان دادند که بازارهای مالی ارز و سهام در دهک‌های مختلف بازدهی سهام تعاملات متفاوتی با هم دارند، به نحوی که در دهک‌های پایینی و میانی بازدهی سهام هیچ رابطه معناداری بین این دو بازار مالی شکل نمی‌گیرد، اما در دهک‌های بالایی یعنی در شرایط رونق بازار سهام رابطه معنی‌دار و مثبتی بین این دو بازار وجود دارد. صراف‌زنجانی و مهرگان^۲ (۱۳۹۷)، با استفاده از داده‌های هفتگی برای دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۵ و با به کارگیری رهیافت خودرگرسیون با وقفه توزیعی نامتقارن (NARDL) نشان داده‌اند که اثر شوک‌های ارزی مثبت بر هر دو شاخص صنایع شیمیایی و فلزات اساسی به عنوان دو صنعت بورسی در کوتاه و بلندمدت مثبت و معنادار می‌باشد، اما اثرگذاری شوک‌های ارزی منفی معنی‌دار نمی‌باشد. همچنین ضرایب مدل برآوردی نشان از اثرگذاری بیشتر شوک‌های مثبت ارز بر شاخص صنعت شیمیایی نسبت به فلزات اساسی است. تعاملات بازار ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۴ توسط مولایی و همکاران^۳ (۱۳۹۶) نیز مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج آزمون علیت گرانجر بیانگر رابطه یکطرفه بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام از نرخ ارز به قیمت سهام است. همچنین براساس رویکرد کاپولا، قیمت سهام با نرخ ارز دارای ضریب همبستگی ۰/۸۵ می‌باشد. یافته‌های تحقیق موتمنی و آریانی^۴ (۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های روزانه شاخص کل سهام و قیمت دلار بازار آزاد در طی دوره ۲۸ خردادماه ۱۳۹۰ الی ۲۳ خردادماه ۱۳۹۲

¹ Eyvazi et al. (2020)

² Sarrafi Zanjani & Mehregan (2018)

³ Molaei et al. (2017)

⁴ Motameni & Ariani (2014)

و برآورد مدل VAR-VECM بیانگر وجود رابطه هم‌انباشتگی بین بازارهای سهام و ارز می‌باشد. واکنش قیمت سهام به شوک‌های نرخ ارز مثبت است، اما واکنش نرخ ارز به تغییرات قیمت سهام منفی برآورد شده است. حیدری و بشیری^۱ (۱۳۹۱)، با استفاده از داده‌های ماهیانه دوره ۱۳۷۸-۱۳۹۰ و با به کارگیری مدل VAR-GARCH استدلال کرده‌اند که بین متغیر تلاطم نرخ ارز و شاخص قیمت سهام رابطه منفی و معناداری شکل گرفته است، اما بین تلاطم قیمت سهام و نرخ ارز رابطه معنی‌داری وجود ندارد. در نتیجه، سیاستگذار باید از اعمال سیاست‌های که منجر به نوسان و تلاطم بیشتر در بازار ارز می‌شود خودداری نماید تا زمینه رشد پایدار بازار سرمایه فراهم شود.

همانطور که ملاحظه می‌شود در مطالعات داخلی انجام شده از مدل‌های غیرخطی برای بررسی رابطه قیمت سهام و نرخ ارز استفاده شده است که زمان تغییر رژیم نامشخص بوده و نیز در الگوی تصحیح خطا به سمت تعادل بلندمدت، فرآیند تعدیل متقارن در نظر گرفته شده است. در حالی که ممکن است این فرآیند تعدیل به سمت تعادل به صورت نامتقارن باشد. بنابراین، برای بررسی دقیق‌تر رابطه قیمت سهام با نرخ ارز، ضروری است از مدلی استفاده شود که زمان تغییر رژیم را به صورت درون‌زا تعیین نماید و هم اینکه فرآیند تعدیل نامتقارن کوتاه‌مدت به سمت تعادل را مورد آزمون قرار دهد.

۳- روش‌شناسی

در این بخش با یک تکنیک شامل فرآیند سه مرحله‌ای زیر به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین قیمت سهام و نرخ ارز پرداخته می‌شود. در مرحله اول، رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرها برآورد می‌شود:

$$S_t = a_0 + a_1 E_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن a_0 و a_1 عناصر بردار هم‌انباشته‌کننده S (لگاریتم شاخص قیمت سهام) و E (لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد) هستند و ε جمله خطا است که منعکس‌کننده عدم تعادل مالی بین بازار ارز و بازار سهام می‌باشد. براساس آزمون هم‌انباشتگی انگل و گرنجر^۲

^۱ Heidari & Bashiri (2012)

^۲ Engle & Granger (1987)

(۱۹۸۷)، فرضیه $a_1 = 0$ یعنی عدم هم‌انباشتگی آزمون می‌شود. در صورت تأیید رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها، به دلیل اینکه در آزمون‌های هم‌انباشتگی رایج فرض می‌شود فرآیند تعدیل به صورت متقارن است، احتمال عدم تقارن تعدیل به سمت تعادل بلندمدت مالی از طریق الگوهای خود رگرسیون آستانه^۱ (TAR) و خود رگرسیون آستانه گشتاور^۲ (MTAR) که به ترتیب توسط اندرس و گرنجر (۱۹۹۸) و اندرس و سیلکوس^۳ (۲۰۰۱) ارائه شده‌اند آزمون می‌گردد.

در مرحله دوم، برآورد حداقل مربعات معمولی (OLS) را از رگرسیون زیر برای ضرایب ρ_1 و ρ_2 به دست می‌آوریم:

$$\Delta \varepsilon_t = I_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \phi_i \Delta \varepsilon_{t-i} + u_t \quad (2)$$

که در آن خطاها (u_t) مستقل و دارای توزیع یکسان^۴ با میانگین صفر و واریانس ثابت هستند و $\Delta \varepsilon_t$ فاقد خودهمبستگی می‌باشد. در اینجا I_t تابع اندیکاتور هوی ساید^۵ و متغیر مجازی تشخیص دهنده آستانه است. اگر این تابع به عدم تعادل مالی در دوره قبل^۶ (ε_{t-1}) به صورت زیر بستگی داشته باشد:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{t-1} \geq c \\ 0 & \text{if } \varepsilon_{t-1} < c \end{cases} \quad (3)$$

آنگاه تصریح (۲) به عنوان مدل خود رگرسیون آستانه (TAR) شناخته می‌شود. اما اندرس و سیلکوس (۲۰۰۱)، معادله (۲) را در شرایطی که جمله تصحیح خطا (سرعت تعدیل) به تغییرات دوره قبل ε_{t-1} بستگی دارد تخمین زدند:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta \varepsilon_{t-1} \geq c \\ 0 & \text{if } \Delta \varepsilon_{t-1} < c \end{cases} \quad (4)$$

در این صورت تصریح (۲) به عنوان مدل خود رگرسیون آستانه گشتاور^۷ شناخته می‌شود. در اینجا c مقدار مرزی آستانه^۸ است که لازم است مقدار آن مانند سایر ضرایب

¹ Threshold Auto Regressive

² Momentum TAR (MTAR)

³ Enders & Silkos (2001)

⁴ Identically and Independently Distributed (iid)

⁵ Heaviside Indicator Function

⁶ Previous period's Financial Disequilibrium

⁷ Momentum TAR (MTAR)

⁸ Critical Threshold Value

برآورد شود. در برخی از روابط اقتصادی رسم نمودار می‌تواند به خوبی مقداری مرزی را مشخص نمایند. در غیر این صورت، می‌توان از روش ارائه شده توسط چان^۱ (۱۹۹۳) برای تعیین مقدار آستانه استفاده نمود. برای این منظور، ابتدا پسماندهای بدست‌آمده از رابطه هم‌انباشتگی (۱) را از کمترین مقدار به بیشترین مقدار مرتب کرده و ۱۵ درصد از بالاترین مقادیر و ۱۵ درصد از پایین‌ترین مقادیر را حذف نمود. سپس با حذف ۳۰ درصد از مشاهدات، مقدار آستانه را باید در بین مشاهدات ۷۰ درصد باقی‌مانده تعیین کنیم. هر معادله‌ای که به ازای مقدار آستانه انتخاب شده از میان مشاهدات میانی باقی‌مانده دارای کمترین مقدار مجموع مربعات پسماندها (RSS)^۲ باشد بهترین مقدار مرزی آستانه است.

مقدار تخمینی ρ_1 و ρ_2 در مدل‌های TAR و MTAR، اطلاعاتی در مورد عمیق بودن دنباله ارائه می‌دهد. اگر $|\rho_1| < |\rho_2|$ باشد دنباله دارای عمیق بودن منفی است که فاز منفی عدم تعادل مالی (دوره‌های افزایش نرخ ارز) طولانی‌تر از فاز مثبت عدم تعادل مالی (دوره‌های کاهش نرخ ارز) است. حالت برعکس، عمیق بودن فاز مثبت را نشان می‌دهد. همچنین، به عنوان مثال، در مدل TAR، اگر ε_{t-1} بزرگتر از مقدار آستانه باشد که معادل با فاز مثبت عدم تعادل مالی (دوره‌های کاهش نرخ ارز) است، آنگاه تعدیل در قالب $\rho_1 \varepsilon_{t-1}$ صورت می‌گیرد و اگر ε_{t-1} کوچکتر از مقدار آستانه باشد که معادل با فاز منفی عدم تعادل مالی (دوره‌های افزایش نرخ ارز) است، تعدیل به صورت $\rho_2 \varepsilon_{t-1}$ انجام می‌شود بنابراین، می‌توان تحت مدل‌های TAR و MTAR اثرات متفاوت فازهای مثبت در مقابل منفی عدم تعادل مالی را بر رفتار شاخص قیمت سهام و نرخ ارز بررسی کرد. در هر دو مدل TAR و MTAR با استفاده از یک آزمون F، آزمون هم‌انباشتگی آستانه و تعدیل متقارن (وقتی که ضرایب دو رژیم برابر باشند) انجام می‌دهیم. نپذیرفتن فرضیه صفر مبنی بر برابری ضرایب تعدیل دو رژیم ($H_0: \rho_1 = \rho_2$) و فرضیه صفر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$) حاکی از وجود هم‌انباشتگی آستانه و تعدیل نامتقارن است. به منظور انتخاب بین دو مدل TAR و

¹ Chan (1993)

² Residual Sum of Squares

MTAR، ابتدا هر دو مدل را برآورد می‌نماییم. هر مدلی که دارای کمترین مقدار معیار اطلاعاتی آکائیک باشد به عنوان مدلی که قدرت توضیح‌دهندگی بیشتر دارد و رابطه هم‌انباشتگی آستانه را به نحو بهتری توضیح می‌دهد انتخاب می‌کنیم و تجزیه و تحلیل را براساس مدل انتخابی انجام می‌دهیم (اندرس و گرنجر، ۱۹۹۸؛ چانگ و همکاران، ۲۰۱۱).

پس از اثبات وجود رابطه هم‌انباشتگی بین قیمت سهام و نرخ ارز و فرآیند تعدیل نامتقارن تحت مدل خود رگرسیون آستانه گشتاور، در مرحله سوم به توسعه مدل تصحیح خطای نامتقارن متناظر می‌پردازیم. همانطور که از معادلات (۵) و (۶) مشاهده می‌شود از مدل تصحیح خطای نامتقارن به منظور بررسی رابطه علیت بین قیمت سهام و نرخ ارز در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده می‌شود.

$$\Delta S_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta E_{t-i} + I_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + u_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta E_t = \tilde{\gamma}_0 + \sum_{i=1}^n \tilde{\alpha}_i \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^n \tilde{\beta}_i \Delta E_{t-i} + I_t \tilde{\rho}_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \tilde{\rho}_2 \varepsilon_{t-1} + u_{2t} \quad (6)$$

که در اینجا $u_{1,2t} \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ می‌باشد. ضرایب مربوط به تفاضل‌های باوقفه برای قیمت سهام و نرخ ارز نشان‌دهنده پویایی کوتاه‌مدت است در حالی که ضرایب جملات تصحیح خطای نامتقارن با وقفه نشان‌دهنده تعدیل بلندمدت بازگشت به تعادل است.

۴- نتایج تجربی

۴-۱- داده‌ها

داده‌های استفاده شده در این تحقیق برای متغیرهای نرخ ارز بازار آزاد و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران مربوط به دوره زمانی فروردین ماه ۱۳۸۵ الی تیرماه ۱۴۰۲ می‌باشد که از سایت بانک مرکزی و سایت شبکه اطلاع رسانی طلا، سکه و ارز جمع‌آوری شده است. شایان ذکر است که متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل اقتصادسنجی این تحقیق لحاظ شده‌اند.

۴-۲- آزمون ریشه واحد

بررسی درجه انباشتگی سری‌های زمانی نخستین اقدام برای برآورد مدل‌های اقتصادسنجی است که نقش مهمی در تعیین روش برآورد و استنباط‌های آماری دارد. نظر به این اهمیت، از آزمون‌های ریشه واحد کویاتافسکی-فیلیپس-اشمیت-شین^۱ و زیوت - اندریو^۲ برای تعیین مانایی یا نامانایی متغیرهای تحقیق استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها برای حالت با عرض از مبدا و روند در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون‌های ریشه واحد KPSS و ZA

نام متغیر	شکل متغیر	آزمون KPSS			آزمون ZA		
		مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد خطا	آماره آزمون	نتیجه	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد خطا	آماره آزمون	نتیجه
نرخ ارز (E)	سطح	۰/۱۴۶۰۰۰	۰/۲۷۵۲۶۴	نامانا	-۵/۰۸	-۴/۶۳۲۷۲۰	نامانا
	تفاضل مرتبه اول	۰/۱۴۶۰۰۰	۰/۰۸۰۸۰۱	مانا	-۵/۰۸	-۱۰/۸۰۰۷۸	مانا
شاخص قیمت بورس (S)	سطح	۰/۱۴۶۰۰۰	۰/۲۵۸۳۸۵	نامانا	-۵/۰۸	-۳/۸۹۹۷۴۶	نامانا
	تفاضل مرتبه اول	۰/۱۴۶۰۰۰	۰/۰۴۹۸۰۳	مانا	-۵/۰۸	-۱۴/۳۳۶۳۹	مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که هر دو متغیر نرخ ارز و قیمت سهام در سطح نامانا بوده و تفاضل مرتبه اول آنها مانا می‌باشد.

^۱ Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS)^۲ Zivot and Andrew (ZA)

۴-۳- آزمون هم‌انباشتگی

از آنجایی که متغیرها انباشته از مرتبه یک می‌باشند، برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت از آزمون انگل گرنجر استفاده می‌شود. این آزمون در واقع انجام آزمون ریشه واحد برای پسماندهای مدل رگرسیونی برآورد شده است. بنابراین، برای انجام آزمون انگل - گرنجر، ابتدا قیمت سهام را بر روی نرخ ارز برازش کرده و پسماندها را محاسبه می‌کنیم. سپس با استفاده از آزمون ریشه واحد بر روی پسماندها، در مورد رابطه هم‌انباشتگی نتیجه‌گیری می‌کنیم. نتیجه برازش قیمت سهام بر روی نرخ ارز به صورت زیر است.

$$S_t = -2.37 + 1.29 E_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

که در آن ضرایب رگرسیون در تمام سطوح خطا معنادار می‌باشند. نتایج آزمون KPSS بر روی پسماندها حاکی از آن است که مقدار آماره آزمون (۰/۰۵۸۵۰۶) کمتر از مقدار بحرانی در سطح خطای ۵ درصد (۰/۱۴۶۰۰۰) می‌باشد و متغیرهای قیمت سهام و نرخ ارز هم‌انباشته هستند.

۴-۴- برآورد مدل خود رگرسیون آستانه گشتاور

نتایج تخمین مدل‌های خودرگرسیون آستانه و خودرگرسیون آستانه گشتاور نشان می‌دهد که فرضیه صفر عدم رابطه هم‌انباشتگی ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$) در کلیه سطوح معناداری رد می‌شود. با توجه به اینکه قیمت سهام و نرخ ارز با هم هم‌انباشته هستند، فرضیه صفر متقارن ($H_0: \rho_1 = \rho_2$) با استفاده از آماره F استاندارد آزمون می‌شود (اندرس و گرنجر، ۱۹۹۸). نتایج نشان می‌دهد که تعدیل بین قیمت سهام و نرخ ارز نامتقارن است. بنابراین هم‌انباشتگی بلندمدت با تعدیل نامتقارن بین قیمت سهام و نرخ ارز در ایران برقرار است. این یافته حاکی از آن است که بازارهای سهام و نرخ ارز در ایران به طور نامتقارن به یکدیگر وابسته هستند و این دستیابی به تنوع بخشیدن موثر پرتفوی را برای سرمایه‌گذاران کاملاً غیرممکن می‌کند. از سوی دیگر، مطابق با فرضیه بازارهای کارآمد که در آن بازارها انتظارات آحاد اقتصادی عقلایی بوده و قیمت سهام از فرآیند گام تصادفی پیروی می‌کند، متغیرهای بنیادی در دوره کوتاه‌مدت قادر به پیش‌بینی

شاخص قیمت سهام نیستند. بنابراین، ارتباط نامتقارن قیمت سهام و نرخ ارز، بیانگر عدم کارایی بازارهای مالی در اقتصاد ایران است.

جدول (۲): نتایج هم‌انباشتگی آستانه TAR و MTAR

	مدل TAR	مدل MTAR
پارمترها:		
ρ_1	-۰/۱۵۰۸۷۸ (۰/۱۱۵۷)	-۰/۱۵۶۳۷۲ (۰/۰۸۱۰)
ρ_2	-۰/۸۳۳۵۹۷ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۸۸۵۷۷۲ (۰/۰۰۰۰)
آزمون‌ها:		
عدم هم‌انباشتگی: H_0		
$F(\rho_1 = \rho_2 = 0)$	۶۳/۷۳۴۳۳	۶۸/۳۹۷۳۳
تقارن: H_0		
$F(\rho_1 = \rho_2)$	۵/۶۳۴۳۹۵ (۰/۰۰۰۰)	۶/۲۰۴۷۱۰ (۰/۰۰۰۰)
عدم خودهمبستگی: H_0	۴/۷۱۷۸	۲/۵۶۴۷
$Q_{LB}(10)$	(۰/۹۰۹)	(۰/۹۹۰)
مقدار آستانه	۰/۳۴۲۹۳۸۵	۰/۱۰۵۳۶۷۹
معیار اطلاعات آکائیک AIC	۰/۹۱۶۵۱۵	۰/۸۹۱۸۲۷

منبع: یافته‌های تحقیق

* مقادیر داخل پرانتز بیانگر مقدار احتمال است. $Q_{LB}(10)$ بیانگر آماره لیونگ-باکس با ۱۰ وقفه است.

همانطور که بیان شد مدل‌های TAR و MTAR هر دو عدم تقارن را می‌سنجند. اما برای داده‌های مختلف یکی از آنها بر دیگری ترجیح دارد. در این تحقیق ملاک تشخیص مدل بهتر کمترین مقدار برای معیار اطلاعات آکائیک است. با توجه به اینکه در مدل خود رگرسیون آستانه گشتاور، نامساوی $|\rho_1| < |\rho_2|$ برقرار است، سرعت تعدیل عدم تعادل مالی در فاز منفی (دوره‌های افزایش نرخ ارز) بیشتر از عدم تعادل در فاز مثبت (دوره‌های کاهش نرخ ارز) است. همانطور که از نتایج جدول فوق مشاهده می‌شود فرضیه تقارن رابطه قیمت سهام و نرخ ارز در تمام سطوح معنی‌داری رد شده است. پس از تخمین رابطه هم‌انباشتگی بین قیمت سهام و نرخ ارز و مشاهده تعدیل نامتقارن تحت مدل خودرگرسیون آستانه گشتاور، اکنون به تخمین مدل تصحیح خطا

می‌پردازیم. جدول (۳) نتایج مدل تصحیح خطای نامتقارن بر مبنای تصریح خود رگرسیون آستانه گشتاور را نشان می‌دهد.

جدول (۳): مدل تصحیح خطای آستانه گشتاور

متغیر وابسته ΔS_t		متغیر وابسته ΔE_t	
کوته‌مدت:		کوته‌مدت:	
$H_0: \Delta E_t$ علت گرنجری ΔS_t نیست		$H_0: \Delta S_t$ علت گرنجری ΔE_t نیست	
$F=13/33336 (0/0000)$		$F=32/76939 (0/0000)$	
جمله تصحیح خطا :		جمله تصحیح خطا :	
ρ_1	$-0/068911 (0/1899)$	$\tilde{\rho}_1$	$0/055259 (0/3828)$
ρ_2	$-0/239897 (0/0006)$	$\tilde{\rho}_2$	$0/659573 (0/0000)$
$Q_{LB}(10)$	$3/37702 (0/957)$	$Q_{LB}(10)$	$2/6733 (0/988)$

منبع: یافته‌های تحقیق

* مقادیر داخل پرانتز بیانگر مقدار احتمال است. $Q_{LB}(10)$ بیانگر آماره لیونگ-باکس با ۱۰ وقفه است.

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت از یک سو، نرخ ارز (β_1) به طور معناداری بر شاخص قیمت سهام تأثیر می‌گذارد و از سوی دیگر، قیمت سهام نیز ($\tilde{\alpha}_1$) اثر معنی‌داری بر نرخ ارز بازار آزاد دارد. بنابراین، هم رویکرد جریان‌گرا که نرخ ارز بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد و هم رویکرد تعادل پرتفوی برانسون (۱۹۸۳) و فرانکل (۱۹۸۳) که قیمت سهام بر نرخ ارز تأثیر می‌گذارد، در کوتاه مدت حمایت می‌شود.

همانگونه که عنوان شد ρ_1 سرعت تعدیل عدم تعادل مالی در فاز مثبت (دوره‌های کاهش نرخ ارز) و ρ_2 سرعت تعدیل عدم تعادل مالی برای فاز منفی (دوره‌های کاهش نرخ ارز) را نشان می‌دهد. نتایج جدول (۳) حاکی از آن است که مقدار $|\rho_2|$ از $|\rho_1|$ بزرگتر است و نیز ضریب جمله تصحیح خطای نامتقارن در فاز مثبت عدم تعادل مالی (ρ_1) از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. این یافته، بیانگر این موضوع است که سرعت تعدیل و عکس‌العمل شاخص سهام به تغییرات نرخ ارز به سمت تعادل مالی در صورت وجود شوک‌های منفی (افزایش نرخ ارز) معنی‌دار و بسیار بیشتر از حالت وجود

شوکه‌های مثبت (کاهش نرخ ارز) است. به عبارت دیگر، در دوره کوتاه‌مدت واکنش شاخص سهام به کاهش نرخ ارز در جهت تعدیل به سمت تعادل مالی کمتر از عکس‌العمل بازار سهام به افزایش نرخ ارز می‌باشد. این نتایج سرعت تعدیل تحت تصریح MTAR را که در جدول (۲) ارائه شد تأیید می‌نماید.

۵- نتیجه‌گیری

برخلاف مطالعات قبلی که رابطه بین قیمت سهام و نرخ ارز را به صورت خطی و متقارن یا نامتقارن اثر وقفه توزیع شده مستند کرده‌اند، این مقاله با ارائه توضیح جدیدی برای نتایج مختلف رابطه بین قیمت سهام و نرخ ارز یک مدل تصحیح خطای نامتقارن را در چارچوب خود رگرسیون آستانه گشتاور برای دوره فروردین ماه ۱۳۸۵- تیرماه ۱۴۰۲ برآورد می‌کند. نتایج برآورد مدل اندرس و گرنجر (۱۹۹۸) نشان می‌دهد که یک رابطه هم‌انباشتگی آستانه نامتقارن بین قیمت سهام و نرخ ارز به صورت تجربی در ایران مشهود است. با توجه به اهمیت عدم تقارن در تعدیل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت در بازار مالی ایران مبتنی بر نتایج مدل MTAR و مدل تصحیح خطای آستانه گشتاور که در این مطالعه ارائه شد، مداخلات بانک مرکزی برای تثبیت بازار سهام بهتر است اثرات نامتقارن تغییرات نرخ ارز را با تفکیک نمودن واکنش‌های مختلف سیاست اقتصادی نسبت به کاهش و افزایش نرخ ارز در نظر بگیرد تا بتواند مدلی برای پیش‌بینی دقیق قیمت سهام ایجاد نماید. همچنین، یافته حاصل از برآورد مدل خود رگرسیون آستانه گشتاور که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت مالی در شوک منفی نرخ ارز (افزایش نرخ ارز) نسبت به شوک‌های مثبت (کاهش نرخ ارز) بسیار بیشتر است ($|p_1| < |p_2|$)، به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا تخصیص پرتفوی خود را در دوره‌های افزایش نرخ ارز در مقایسه با دوره‌های کاهش نرخ ارز بهتر مدیریت کنند. بنابراین، سرمایه‌گذاران باید وجود ساختار نامتقارن سود و زیان بازده مورد انتظار خود را به هنگام اتخاذ استراتژی‌های مدیریت ریسک در بازار سهام در نظر بگیرند.

تضاد منافع

نویسنده نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارد.

فهرست منابع

- ۱- بالونژاد نوری، روزبه و فرهنگ، امیرعلی (۱۴۰۰). اثر نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام: رویکرد کوانتایل ARDL. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۲(۴۵)، ۱۶۳-۱۹۸.
 - ۲- حیدری، حسن و بشیری، سحر (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه مدل VAR-GARCH. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۳(۹)، ۷۱-۹۳.
 - ۳- رشنوادی، یعقوب، نوروزی، حسین، فیروزان سرنقی، توحید و بیگی، شاهرخ (۱۳۹۹). بررسی تعاملات بین نرخ ارز و بازار سهام در ایران: رویکرد سیستم معادلات همزمان. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۱(۳۹)، ۱۱۳-۱۴۸.
 - ۴- صرافی زنجانی، محمد و مهرگان، نادر (۱۳۹۷). اثر نامتقارن ریسک نرخ ارز بر شاخص سهام صنایع صادرات محور با استفاده از مدل NARDL. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۹(۳۳)، ۸۹-۱۱۶.
 - ۵- عیوضی، احمد، مهاجدی موخر، محمد مهدی و محمدی، تیمور (۱۳۹۹). تأثیر بازدهی نرخ ارز در چندک‌های مختلف بازدهی سهام - رهیافت رگرسیون کوانتیل. *فصلنامه علمی مجلس و راهبرد*، ۲۷(۱۰۳)، ۲۷۹-۳۰۶.
 - ۶- محمدی، الهام، برخوردار، سجاد و مهرآرا، محسن (۱۴۰۳). بررسی تأثیر نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران: کاربردی از رویکرد FAVAR. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۹(۱)، ۱۱۷-۱۴۹.
 - ۷- موتمنی، مانی و آریانی، فائزه (۱۳۹۳). واکنش بازار سهام تهران به نرخ ارز. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۷(۳)، ۷۵-۸۴.
 - ۸- موسایی، میثم، مهرگان، نادر و امیری، حسین (۱۳۸۹). رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۸(۵۴)، ۷۳-۹۴.
 - ۹- مولایی، صابر، برزانی، محمد واعظ، صمدی، سعید و پرورده، افشین (۱۳۹۶). تحلیل رابطه‌ی بین بازار ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد ناپارامتریک و کاپولا. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۲(۲)، ۴۵۷-۴۷۶.
 - ۱۰- هوشمندی، حمید (۱۴۰۲). اثرات متقابل شاخص کل قیمت سهام با قیمت طلا و نرخ ارز: رهیافت MSVAR. *فصلنامه اقتصاد محاسباتی*، ۲(۴)، ۹۷-۱۲۴.
1. Aggarwal, R. (1981). Exchange rates and stock prices: a study of the United States capital markets under floating exchange rates. *Akron business and economic review*, 12(3), 7-12.

2. Ajaz, T., Nain, M. Z., Kamaiah, B., & Sharma, N. K. (2017). Stock prices, exchange rate and interest rate: Evidence beyond symmetry. *Journal of Financial Economic Policy*, 9(1), 2–19.
3. Bahmani-Oskooee, M., & Sohrabian, A. (1992). Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Applied Economics*, 24(4), 459–464.
4. Balounejad Nouri R., Farhang A. (2021). The Asymmetric Effect of Macroeconomic Variables on Stock Price Index: Quantile ARDL Approach. *Journal of Economic Modeling Research*, 12(45), 163- 198 (In Persian).
5. Branson, W. H. (1983). Macroeconomic determinants of real exchange risk. in: R.J. Herring (Ed.), *Managing Foreign Exchange Risk*, Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom.
6. Caporale, G. M., Hunter, J., & Ali, F. M. (2014). On the linkages between stock prices and exchange rates: Evidence from the banking crisis of 2007–2010. *International Review of Financial Analysis*, 33, 87-103.
7. Chang, H., Chang, T., Wang, M. (2024). Revisit the impact of exchange rate on stock market returns during the pandemic period. *The North American Journal of Economics and Finance*, 70, Article 102068.
8. Chang, T., Lee, Ch. H., Chou, P. I & D. P. Tang (2011). Revisiting Long-Run Purchasing Power Parity with asymmetric Adjustment for G-7 Countries. *Japan and the World Economy*, 23, 259-264.
9. Chan, K.S. (1993). Consistency and limiting Distribution of the least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive model, *The Annals of Statistics*, 21, 520-533.
10. Delgado, N. A. B., Delgado, E. B., & Saucedo, E. (2018). The relationship between oil prices, the stock market and the exchange rate: Evidence from Mexico. *The North American Journal of Economics and Finance*. 45, 266–275.
11. Dornbusch, R., & Fischer, S. (1980). Exchange Rates and the Current Account. *American Economic Review*, 70(5), 960–971.
12. Enders, W., & Granger, C. W. J. (1998). Unit root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(3), 304–311.
13. Enders, W., & Siklos, P. L. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166–176.
14. Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
15. Eyvazi, A., Mojahedi Moakher, M. M., & Mohammadi, T. (2020). The Effect of Exchange Rate Returns on Stock Returns in Various Percentiles of the Distribution: Quantile Regression Approach. *Majlis and Rahbord Scientific Quarterly Journal*, 27(103), 279-306 (In Persian).
16. Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *American Finance Association*, 25(2), 28-30.
17. Frankel, J. A. (1983). Monetary and Portfolio-balance Models of Exchange Rate Determination. *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*, 84–114.
18. Gavin, M. (1989). The Stock Market and Exchange Rate Dynamics. *Journal of International Money and Finance*, 8(2), 181-200.
19. Heidari, H., & Bashiri, S. (2012). Investigating The Relationship Between Real Exchange Rate Uncertainty and Stock Price Index In Tehran

Stock Exchange Using VAR-GARCH Models. *Journal of Economic Modeling Research*, 3(9), 71-93 (In Persian).

20. Heimonen, K., Junttila, J., & Kärkkäinen, S. (2017). Stock market and exchange rate information in the Taylor rule: Evidence from OECD countries. *International Review of Economics and Finance*, 51, 1-18.

21. Hooshmandi, H. (2023). Mutual Volatility of Stock Price Index, Gold and Exchange Rate: MSVAR Approach. *Computational Economics*, 2(4), 97-124 (In Persian).

22. Ibrahim, H., & Aziz, H. (2003). Macroeconomic variables and the Malaysain equity market: a view through rolling subsamples. *Journal of Economic Studies*, 30(1), 6-27.

23. Joseph, N. L. (2002). Modelling the impacts of interest rate and exchange rate changes on UK stock returns. *Derivatives use, Trading Regulation*, 7(4), 306-323.

24. Kassouri, Y., & Altintas, H. (2020). Threshold cointegration, nonlinearity, and frequency domain causality relationship between stock price and Turkish Lira. *Research in International Business and Finance*, 52, Article 101097.

25. Kim, K. (2003). Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model. *Review of Financial Economics*, 12(3), 301-313.

26. Kumar, S. (2019). Asymmetric impact of oil prices on exchange rate and stock prices, Asymmetric impact of oil prices on exchange rate and stock prices. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 72, 41- 51.

27. Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt & Y. Shin (1991). Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.

28. Mohamadi,E., Barkhordari,S., Mehrara, M. (2024). Investigating the Effect of Exchange Rate on Herd Behavior in Tehran Stock Exchange: Application of FAVAR Approach. *Economic Research*, 59(1), 117-149 (In Persian).

29. Molaei, S., Barzani, M. V., Samadi, S., & Parvardeh, A. (2017). Analyzing the Relationship between the Foreign Exchange Market and the Tehran Stock Exchange Price Index: Nonparametric Approach and Copula. *Economic Research*, 52(2), 457- 476 (In Persian).

30. Motameni, M., & Ariani, F. (2014). Stock prices and exchange rates in Tehran stock market, *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 7(3), 75-84 (In Persian).

31. Musai, M., Mehregan, N., & Amiri, H. (2010). Stock Market and Macroeconomic Variables: A Case Study for Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*. 18(54),73-94 (In Persian).

32. Narayan, P. K., & Smyth, R. (2004). Is South Korea's stock market efficient? *Applied Economics Letters*, 11(11), 707-710.

33. 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.

34. Nusair, Salah A., & Olson, Dennis (2022). Dynamic relationship between exchange rates and stock prices for the G7 countries: A nonlinear

ARDL approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 78, Article 101541.

35. Ozair, A. (2006). Causality between stock prices and exchange rates: A case of the United States. Master of Science Thesis, Florida Atlantic University.

36. Rashnavadi, Y., Norouzi, H., Firoozansarnaghi, T., & Beigi, S. (2020). Investigation Interaction between Exchange Rate and Stock Market in Iran: A Simultaneous Equation System Approach. *Journal of Economic Modeling Research*, 11(39), 113-148 (In Persian).

37. Salisu, A. A., & Ndako, U. B. (2018). Modelling stock price–exchange rate nexus in OECD countries: A new perspective. *Economic Modelling*, 74, 105-123.

38. Sarrafi Zanjani, M., & Mehregan N. (2018). Asymmetric Effect of Exchange Rate Risk on the Stock Index of Export-Oriented Industries Using the NARDL Model. *Journal of Economic Modeling Research*, 9(33), 89-116 (In Persian).

39. Sichel, D. (1993). Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look. *Economic Inquiry*, 31(2), 224-36.

40. Smyth, R., & Nandha, M. (2003). Bivariate causality between exchange rates and stock prices in South Asia. *Applied Economics Letters*, 10(11), 699-704.

41. Soenen, L. A., & Hennigar, E. S. (1988). An analysis of exchange rates and stock prices—the U.S. experience between 1980 and 1986. *Akron business and economic review*, 19(4), 7-16.

42. Solnik, B. (1984). Why not diversity internationally rather than domestically. *Financial Analysts Journal*, 30(1), 48-54.

43. Sui, L., & Sun, L. (2016). Spillover effects between exchange rates and stock prices: Evidence from BRICS around the recent global financial crisis. *Research in International Business and Finance*, 36, 459-471.

44. Tesn, W. H. (2017). Real exchange rate returns and real stock price returns, *International Review of Economics & Finance*, 49, 340-352.

45. Xiong, Y., Shen, J., Yoon, S., Dong, X. (2024). Macroeconomic determinants of the long-term correlation between stock and exchange rate markets in China: A DCC-MIDAS-X approach considering structural breaks. *Finance Research Letters*, 61, Article 105020.

46. Yang, Z., Tu, A. H., & Zeng, Y. (2014). Dynamic linkages between Asian stock prices and exchange rates: New evidence from causality in quantiles. *Applied Economics*, 46(11), 1184-1201.

47. Yang, Sheng-Ping (2017). Exchange rate dynamics and stock prices in small open economies: Evidence from Asia-Pacific countries. *Pacific-Basin Finance Journal*, 46, Part B, 337-354.

48. Yau, H.-Y., & Nieh, C.-C. (2009). Testing for cointegration with threshold effect between stock prices and exchange rates in Japan and Taiwan. *Japan and the World Economy*, 21(3), 292-300.

49. Zivot, E., & Andrews, D.W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.