-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 27, Issue 93, Winter 2023, 137-176
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.62385.1017

Original Research Received: 19/07/2021 Accepted: 04/07/2022 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

The Contagion of Global Financial Crisis on Exchange Rate Volatility in Iran: Copula-GARCH Approach

Fakhri Mirshojaee * PhD Student in International Economics, Mofid University, Qom, Iran

Nasser Elahi Associate Professor, Department of Economics, Mofid University, Qom, Iran

Mohsen Seighali Assistant Professor, Department of Management and Accounting Islamic Azad University - South Branch, Tehran, Iran

Abstract

An important subject in the field of global economy is the financial crisis contagion on various markets. Given the expansion of trade relationships among different countries, proving the existence of contagion will facilitate policymaking in times of crisis. The present article tries to find the answer to the question of whether the Iranian foreign exchange market is affected by certain global crises. The answer may initially seem to be obvious; nevertheless, the channels of contagion or its share in market fluctuations cannot be confirmed if the existence of the phenomenon is not proved at first place.

- This paper is extracted from PhD thesis at Mofid University

* Corresponding Author: fmirshojaeecb@yahoo.com

How to Cite: Mirshojaee, F., Elahi, N., Seighali, M. (2023). The Contagion of Global Financial Crisis on Exchange Rate Volatility in Iran: Copula-GARCH Approach. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (93),* 137- 176.

This study reviews the contagion effects of financial crises in selected crisis-stricken countries and those of oil and gold markets on Iran's free foreign exchange market, covering four crises including the US stock market crash, the Mexican financial crisis, SAARC, and the US subprime mortgage crisis during 1987-2008. For each crisis, stability periods were identified and using daily data and the Copula-GARCH model, the existence of contagion effects was studied. Findings indicated the contagion effects of the crises in the mentioned markets on the foreign exchange market. This was specifically witnessed in the case of the 2008 crisis with effects larger than others, manifesting themselves in the foreign exchange as well as the oil and gold markets. Therefore, part of the fluctuations in the market may be attributed to external factors, requiring the policymaker to avoid any intervention during global financial crisis or turbulence in the oil and gold markets.

1. Introduction

Over the past two decades, contagion has been a highly scrutinized topic in the context of financial crises. Foreign exchange volatilities are known to have adverse effects on macroeconomic indicators and economic stability, making it important to identify the both domestic and global factors behind such turbulence. The emergence of global financial crises often results in a fall in exchange rates for both crisis-stricken countries and those interacting with them.

The present study aimed to explore the possible contagion effects of four global crises between 1987 and 2008 on Iran’s foreign exchange market and exchange rate volatilities. Specifically, the study tried to determine the extent to which volatilities in the Iranian foreign exchange market can be attributed to those in crisis-stricken countries. In this line, the present study used the Copula theory and

the Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) Model for marginal distribution modelling. The Copula-GARCH approach was used to examine the dependency of Iran's foreign exchange market on the markets of the affected countries.
Moreover, the study considered oil and gold markets, which are two influential factors on foreign exchange volatilities, in order to investigate the effect of crisis contagion.

2. Materials and Methods

As conventional econometric methodologies fall short of identifying the codependency between the said markets, Copula-GARCH functions were used to study the dependency structure. Coming from the Latin word for *link* or *tie,* the term *Copula* was introduced by the mathematician Abe Sklar in 1959 to describe a multivariate cumulative distribution function where the marginal probability distribution of each variable is uniform on the interval [0, 1]. Copula functions are useful for modeling the dependence between random variables (Ali et al, 2020).
According to the Fréchet-Hoeffding Theorem, there are upper and lower limits copulas, which are only acceptable when the extracted limits exclude zero. In the present study, Bayesian copula functions, such as Gaussian copula and t-copula were estimated, along with Archimedean Copula functions, such as Frank copula, Gumbel copula, and Clayton copula. The maximum likelihood estimation (MLE) was used to calculate Copula function parameters. The Copula-GARCH model combines Copula and Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) methods. The Copula approach is used to extract univariate marginal distributions, while GARCH is employed for modeling marginal distributions. This combination is expected to facilitate the extraction of any dependency structure among time series that may

be otherwise difficult to observe using traditional measures of interdependence.

3. Results and Discussion

The statistical population of the study consisted of the daily parity rates of the US dollar against the Iranian rial in the open market, the dollar index during the 1987 and 2008 crises, the Mexican peso during the 1994 crisis, and the currencies of Malaysia, Taiwan, Thailand, Hong Kong, and Korea in SAARC region. Additionally, the daily time series of global gold and oil prices were also included. To define crisis and stable periods for the four crises under study, the methodology used by Fuchun Li was adopted, which is presented in the table below:

Table 1: Crisis and Stable Periods during 1987–2008

Crisis	1987	1994	1997	2008
Stable period	January 1, 1986-October 16, 1987	January 1, 1993-December 18, 1994	January 1, 1996-October 16, 1997	January 2, 2007-July 31, 2007
Crisis period	October 17, 1987-December 4, 1987	December 19, 1994-December 31, 1994	October 17, 1997-November 17, 1997	August 1, 2007-September 1, 2007
Crisis countries	The United States	Mexico	Korea, Taiwan, Thailand, Hong Kong, Malaysia	The United States

Source: Fuchun Li (2009)

The estimations of the Copula-GARCH model revealed that crisis contagion through the gold market was significant during the 1987

US Stock Market Crash. Moreover, according to the Gumbel function estimates, the contagion of crisis was significant through the US dollar index and oil market as well. In the 1994 Mexican peso crisis, the results of the model estimation based on the Bayesian and Archimedean Copula-GARCH functions were only significant through the Gumbel function. During the 1997 East Asian crisis, the estimates from the Bayesian Copula-GARCH functions confirmed crisis contagion from the oil market, while the Archimedean functions showed contagion from the gold market and the US dollar index. Regarding the 2008 crisis, the Bayesian-Gaussian function estimation confirmed crisis contagion from the oil market, while the Frank Archimedean function coefficients confirmed contagion from the gold and oil markets. The Gumbel Copula-GARCH function indicated crisis contagion from all the three variables, including the US dollar index, oil prices, and gold prices.

4. Conclusion

The findings confirmed that crisis contagion occurred in Iran's foreign exchange market during the period of global financial crises from 1987 to 2008. Specifically, evidence was found for crisis contagion from the foreign exchange markets of crisis-stricken countries to the Iranian foreign exchange market during the 1997 and 2008 crises. The study suggests that global financial crises can lead to turbulence in asset markets, including the foreign exchange market, due to the impact of these crises on expectations, particularly on the demand side. As the demand-side shocks are temporary, the policymaker intervention aimed at controlling turbulence resulting from changes in demand can be seen as an unexpected shock, which may lead to continuity of the shock and further turbulence.

Therefore, it is recommended that foreign exchange policymakers avoid adopting intervention policies during times of instability in the oil and gold markets or the emergence of a global crisis.

Keywords: Contagion Effects, Financial Crises, Systemic Risk, the Copula-GARCH Model.

JEL Classification: G01 ،G15 ،C10 ،C12.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۱۳

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۳، زمستان ۱۴۰۱، ۱۳۷-۱۷۶

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.62385.1017

سرایت بحران‌های مالی جهانی بر تلاطم‌های ارزی در اقتصاد ایران؛ رویکرد گارچ-کاپولا

فخری میرشجاعی * دانشجوی دکتری، اقتصاد بین‌الملل، دانشگاه مفید، قم، ایران

ناصر الهی دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه مفید، قم، ایران

محسن صیقلی استادیار، گروه مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی- واحد جنوب، تهران، ایران

چکیده

یکی از مباحث مهم در اقتصاد بین‌الملل، پدیده سرایت بحران است. با توجه به شکل‌گیری اقتصاد جهانی و گسترش روابط مالی و اقتصادی بین کشورها، اثبات وجود پدیده سرایت به سیاست‌گذاری در دوره‌های بحرانی کمک شایانی می‌کند. هدف از این مطالعه پاسخ به این سوال است که آیا بازار ارز کشور از بحران‌های جهانی متاثر شده است. هرچند به نظر می‌رسد پاسخ به این سوال از قبل مشخص باشد، اما تا وجود این پدیده اثبات نشود، نمی‌توان گام‌های بعدی را که شامل بررسی کانال‌های این سرایت و یا سهم آن در تلاطمات ارزی است، مورد مطالعه قرار داد. در این مطالعه وجود پدیده سرایت بحران از بازار ارز کشورهای درگیر بحران و همچنین بازار نفت و طلا (به عنوان نمادی از بحران جهانی) به بازار ارز (بازار آزاد) در چهار بحران جهانی در فاصله سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۷ (بازار سهام آمریکا، مکزیک، سارک و بازار مسکن آمریکا) آزمون شد. در هر بحران یک دوره ثبات و بحران تعیین و با استفاده از داده‌های روزانه و توابع گارچ-کاپولا وجود پدیده سرایت بررسی شد. نتایج حاکی از وجود پدیده سرایت بحران به بازار ارز کشور است. این موضوع به ویژه در بحران ۲۰۰۸ که گستره آن بیش از سایر بحران‌ها بود، علاوه بر شاخص دلار از طریق بازار طلا و نفت نیز تایید می‌شود. بنابراین، بخشی از نوسانات بازار ارز ریشه در عوامل خارجی داشته و لازم است سیاست‌گذار ارزی در زمان بروز بحران‌های مالی در سطح جهان و یا نوسانات بازار جهانی طلا و نفت از اعمال سیاست‌های مداخله‌ای در بازار ارز اجتناب کند.

کلید واژه‌ها: سرایت بحران، بحران‌های مالی، ریسک سیستمی، توابع گارچ-کاپولا.

طبقه بندی JEL: G01، G15، C10، C12.

- مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته اقتصاد دانشگاه مفید است

* نویسنده مسئول: fmirshojaeecb@yahoo.com

۱. مقدمه

یکی از موضوعاتی که در بحث بحران‌های مالی در دو دهه اخیر بسیار مورد توجه قرار گرفته، پدیده سرایت[1] بحران‌های مالی است که ممکن است از کشورهای بحران‌زده به داخل کشور و یا از یک بازار دارایی به بازار دارایی دیگر صورت پذیرد. از آنجا که تلاطم‌های ارزی تاثیرات نامطلوبی بر عملکرد متغیرهای اقتصادی و ثبات اقتصاد کلان برجای می‌گذارد، همواره تلاش شده است تا عوامل شکل‌گیری این تلاطمات شناسایی شوند. عوامل متعددی بر تلاطم‌های نرخ ارز موثر است. برخی از این عوامل ریشه در مسائل و مشکلات داخلی داشته و برخی نشات گرفته از تحولات اقتصاد جهانی است. بروز بحران‌های مالی در سطح جهان منجر به سقوط نرخ‌های ارز در کشورهای درگیر بحران شده و کشورهایی که در ارتباطات مالی و تجاری با این کشورها هستند از تلاطم‌های نرخ ارز در این کشورها متاثر می‌شوند. از این رو، هدف اصلی این مطالعه بررسی این موضوع است که آیا بازار ارز کشور از تلاطم‌های بازار ارز کشورهای بحرانی تاثیر می‌پذیرد.

تاثیرپذیری بازار ارز کشور از تلاطم‌های بازار ارز کشورهای درگیر بحران که همان پدیده سرایت است، تاکنون بررسی نشده و این مطالعه می‌تواند گام ابتدایی در بررسی سرایت‌پذیری بازار ارز از بحران‌های جهانی به شمار آید.

سوال اصلی مطالعه حاضر این است که آیا در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۷ که اقتصاد جهانی با چهار بحران بزرگ روبه‌رو شد، سرایت بحران‌های مالی جهانی در تلاطم‌های نرخ ارز در ایران موثر بوده است. به عبارت دیگر، آیا می‌توان بخشی از تلاطم‌های بازار ارز را به تلاطم بازار ارز کشورهای بحرانی مرتبط کرد. علاوه بر این، برای بررسی اثر بحران، دو بازار طلا و نفت به عنوان دو بازاری که از شرایط بحرانی متاثر می‌شوند در مطالعه مدنظر قرار گرفت. در این پژوهش از تئوری کاپولا[2] و در مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای از مدل واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته (گارچ)[3] استفاده و از ترکیب این

1. Contagion
2. Copula
3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

دو با به‌کارگیری رهیافت گارچ-کاپولا[1] ساختار وابستگی بازار ارز کشور با بازار ارز کشورهای بحرانی بررسی شد. همچنین برای بررسی اثر سرایت بحران، دو بازار نفت و طلا نیز به عنوان منابع اثرگذار بر تلاطم‌های ارزی کشور لحاظ شد. در این مطالعه هر دو نوع توابع بیزین و ارشمیدسی کاپولا مورد استفاده قرار گرفت تا هرگونه وابستگی بین بازار ارز کشور با متغیرهای تحقیق استخراج شود.

جهت این بررسی داده‌های روزانه (روزهای کاری مشترک و غیرمشترک) قیمت دلار در بازار ارز آزاد و نرخ ارز کشورهای درگیر بحران در ۴ بحران جهانی در فاصله زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۷ و سری زمانی قیمت جهانی طلا و نفت استفاده شد. این چهار بحران عبارت بود از بحران ۱۹۸۷ بازار سهام آمریکا، بحران ۱۹۹۴ مکزیک، بحران ۱۹۹۷ کشورهای آسیای جنوب شرقی (سارک) و بحران ۲۰۰۸. در این مطالعه ابتدا مبانی نظری و پیشینه تحقیق و روش مورد استفاده بیان و در ادامه با معرفی داده‌ها، نتایج برآورد مدل ارائه می‌شود. در انتها نیز ضمن نتیجه‌گیری، پیشنهادات سیاستی و همچنین جنبه‌های دیگر تحقیق که می‌تواند در مطالعات آتی مورد توجه محققان قرار گیرد، آمده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

بحران‌های مالی واپسین دهه قرن گذشته و دهه آغازین قرن جاری زمینه شکل‌گیری نظریه‌ای جدید به نام نظریه شبکه[2] را فراهم آورد تا توضیحی برای پدیده انتشار بحران ارائه دهد. پدیده انتشار دو نمود نسبتا متفاوت دارد به نام سرایت که در بحران مالی ۱۹۹۷ پدیدار شد و ریسک سیستمی که در بحران ۲۰۰۸ رخ نمود. این دو پدیده در عین اشتراک در ویژگی حمل و انتشار بحران، تفاوت‌های مفهومی و کارکردی روشن دارند. حامل سرایت، عارضه یا عارضه‌هایی را از محیط بحران زده به محیط‌های جدید منتقل می‌کند که ممکن است دایره انتشار آن فراتر از سیستم خاصی باشد؛ با این وجود به فروپاشی هیچ سیستمی منجر نشود و تنها متغیرهای کلان را تحت تاثیر قرار دهد. در حالی که در ریسک

1. Garch- Copula
2. Theory Of Network

سیستمی، بحران از جزء خاص به کل سیستم سرایت می‌کند و بقای آن را به مخاطره می‌افکند.

از جمله بحران‌های مهمی که از دیرباز در کانون توجه فعالان اقتصادی و سیاست‌گذاران قرار گرفته، بحران ارزی است. بحران ارزی به شرایطی اطلاق می‌شود که ارزش پول ملی کاهش شدید داشته و دولت برای حفظ ارزش پول ملی مبادرت به فروش ذخایر ارزی و یا تغییر در نرخ بهره می‌کند. تکانه‌های ارزی ناشی از بحران قابلیت انتقال پویا داشته و بر اساس شواهد مختلف به دلیل گستره جهانی بازارهای مالی از طریق جریان آزاد سرمایه و تجارت بین‌الملل به دارایی‌های حقیقی و بازارهای دیگر سرایت می‌کند. دامنه این سرایت با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش از پیش بازارهای مالی به یکدیگر، رو به افزایش است. بنابراین، بروز تکانه تنها محدود به بازار خاصی نبوده و به سایر بازارهای مالی نیز سرایت می‌کند.

ادبیات علمی مرتبط با سرایت به طور عمده بر مفهوم‌شناسی، روش‌های اندازه‌گیری و کانال‌های سرایت اختصاص دارد. بررسی مطالعات انجام شده در خصوص واژه‌شناسی سرایت نشان می‌دهد که تعاریف متعددی برای آن عنوان شده است. انتقال تکانه از یک کشور که با بحران اقتصادی روبه‌رو است به سایر کشورها یکی از تعاریف ارائه شده در این حوزه است (Forbes & Rigobon,1999). در برخی از مطالعات به جای واژه «سرایت» از واژه «انتقال سرایت»[1] استفاده شده است. در این مطالعات منظور از سرایت، افزایش معنی‌دار در تلاطم متغیرهای اقتصادی پس از بروز تکانه در بازار یک کشور (ویا گروه کشورها) است؛ به نحوی که این تغییرات با حقایق اقتصادی داخل کشور قابل توضیح نیست. در برخی دیگر از مطالعات از مفهوم گسترده سرایت استفاده شده است. در این تعریف هر نوع انتقال تکانه چه در شرایط بحرانی و چه غیربحرانی سرایت قلمداد می‌شود (Claessens, et al., 2001). چنانچه مشاهده می‌شود تاثیرپذیری تلاطم‌های یک متغیر از بروز تکانه در سایر کشورها وجه مشترک تعاریف فوق به شمار می‌رود. دراین مطالعه نیز همین مفهوم مورد استفاده قرار گرفت.

1. Shift-Contagion

اندازه‌گیری سرایت با پیچیدگی‌های متعددی روبه‌رو است. در اولین مطالعه تجربی در خصوص سرایت بحران مالی که توسط کینگ و وادوانی (۱۹۹۰)[1] ارائه شد، افزایش قابل توجه در ضریب همبستگی[2] بین بازده دارایی‌ها به عنوان نمادی از وجود سرایت در نظر گرفته شد.

ایچن گرین و همکاران[3] (۱۹۹۶) مدل مبتنی بر احتمال[4] را به کار بردند. کالوو و رینهارت[5] (۱۹۹۶) از مدل عامل استفاده کردند. تجزیه و تحلیل خود توضیح برداری[6] به عنوان نمادی از سرایت بحران توسط گلدفان و رودریگو[7] (۱۹۹۸) به کار گرفته شد. کورستی و همکاران[8] (۲۰۰۱) از تجزیه و تحلیل همبستگی دو طرفه[9] و مدل عامل استفاده کردند. دونگی و همکاران[10] (۲۰۰۱) مدل عامل وقفه‌ای[11] (طبقه‌ای از مدل‌های عامل) را معرفی کردند که با استفاده از آن نه تنها علامت اثر سرایت را نشان می‌دهد، بلکه می‌توان اندازه سرایت را نیز تعیین کرد.

فوربس و ریگبون[12] (۲۰۰۲) با انتقاد از مطالعاتی که بدون توجه به واریانس ناهمسانی، افزایش ضریب همبستگی را به عنوان سرایت در نظر گرفته بودند با استفاده از آزمون ضریب همبستگی تعدیل شده با فرض واریانس ناهمسانی[13] افزایش وابستگی را دلیلی بر وجود سرایت تحلیل کردند. بعدها ملاحظه شد که برخی از متغیرهایی که برای سرایت بحران مورد استفاده قرار می‌گیرد، نظیر شاخص سهام و یا قیمت سایر دارایی‌ها، دارای توزیع با دنباله چاق و چولگی بیشتر نسبت به توزیع نرمال هستند. در نتیجه، تحمیل فرض توزیع نرمال مشترک و ضریب همبستگی خطی برای نشان دادن وابستگی بین بازارهای

1. King,M.A. & Wadhwani,S.
2. Correlation
3. Eichengreen,B., et al.
4. Probability-Based Model
5. Calvo, S.G. & Reinhart, C.M.
6. Vector Autoregressive (VAR)
7. Goldfajn, I. & Rodrigo, V.
8. Corsetti, G., et al.
9. Bivariate Correlation Analysis
10. Dungey, M., et al.
11. Latent Factor Model
12. Forbes, K. & Rigobon, R.
13. Heteroscedasticity-Adjusted Correlation Coefficient Test

مالی مناسب نبوده و تا حد زیادی به نتایج گمراه‌کننده منجر خواهد شد. در این میان رویکرد کاپولا از ضعف روش‌های تحلیلی مبتنی بر ضریب همبستگی می‌کاهد و هم زمان دقت در خصوصیات غیرخطی و وابستگی‌های مجانبی را لحاظ می‌کند. همچنین این توابع قادر به اندازه‌گیری وابستگی دنباله‌ای (دمی) بالایی و پایینی توزیع‌های مختلف‌اند. بدین ترتیب مدل‌های نامبرده متناسب با شرایط واقعی بوده و به مفروضات کمتری در استفاده از این مدل‌ها نیاز است.

با به کارگیری توابع کاپولا می‌توان ساختار وابستگی بین متغیرها را به طور کامل در نظر گرفت و با استفاده از توزیع‌های حاشیه‌ای دقیق متغیرها، توزیع توام[1] آن‌ها را به دست آورد. امروزه با توجه به ساختار حاکم بر سری‌های زمانی استفاده از مدل‌های گارچ همراه با توابع کاپولا به یکی از بهترین ابزارها در زمینه ارزیابی وابستگی بین بازارهای مختلف و سری‌های زمانی تبدیل شده‌اند.

۲-۲. پیشینه پژوهش

ادبیات سرایت بحران مالی در سرتاسر جهان پراکنده شده است. بر این اساس می‌توان آن‌ها را در سه گروه مطالعات مربوط به بازاراقتصادهای پیشرفته (Corbet & Twoney, 2015; Gallegati, 2012; Karanasos, et al., 2014; King & Wadhwani, 1990; Masih & Masih, 1997; Simone, et al., 2019 and Tiwari, et al., 2016)، بازار کشورهای آسیایی (Arestis, et al., 2005; Chen, et al., 2020; Cho, & Parhizgari, 2008; Chiang, et al., 2007; Sun & He, 2012; Wang, & Thi, 2006 and Gonzalea, & Espinosa, 2019) و بازار کشورهای آفریقا (Collins & Biekpe, 2003; Aderajo & Olaniran, 2021, Morales, Andreosso, 2014; Bouri, 2014 and Offiong, et al., 2018) دسته‌بندی کرد. در اغلب مطالعات فوق موضوع سرایت بحران تایید شده است.

در گروه اول مطالعات، بررسی کینگ و وادوانی[2] (۱۹۹۰) درخصوص بازار سهام آمریکا، ژاپن و لندن نشان داد که سقوط بازار سهام در اکتبر ۱۹۸۷ منجر به افزایش ضریب همبستگی بین بازارهای سهام شده و تاییدی بر سرایت بحران است.

1. Joint Distribution
2. King, M. & Wadhwani, S.

مسیح و مسیح[1] (۱۹۹۷) در مطالعه مشابهی درخصوص شش بازار سهام آمریکا، ژاپن، آلمان، لندن، فرانسه و کانادا قبل و بعد از بحران ۱۹۸۷ نتیجه‌گیری کردند که ضرایب همبستگی قبل و بعد از بحران تغییر معنی‌داری داشته که حاکی از سرایت بحران است.

کاراناسوس و همکاران[2] (۲۰۱۴) با مطالعه بازارسهام اقتصادهای نوظهور اروپای مرکزی و شرقی در فاصله زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۷ مشاهده کردند که بازار سهام این کشورها تحت تاثیر شوک‌های خارجی بوده و می‌توان سرایت بحران را ملاحظه کرد.

سایمون و همکاران[3] (۲۰۱۹) با طراحی مدلی تلاش کردند که نقش سرایت مالی را در بروز شوک‌های بخش واقعی اقتصاد ترسیم کنند.

در مطالعه تیواری و همکاران[4] (۲۰۱۶) نتیجه‌گیری شد که بروز بحران و سرایت آن در کوتاه‌مدت منجر به افزایش ضریب همبستگی و در بلندمدت یک هم حرکتی بین بازارها به وجود خواهد آورد.

در مطالعات مربوط به بازار کشورهای نوظهورآسیایی، آرستیس و همکاران[5] (۲۰۰۵) موضوع سرایت بحران را از بازار اعتبارکشورهای پیشرفته شامل ژاپن، انگلستان، آلمان و فرانسه به چهار کشور نوظهور آسیایی شامل؛ تایوان، مالزی، کره جنوبی و اندونزی در دوره بحران ۱۹۹۶ بررسی کردند. چن و همکاران[6] (۲۰۲۰) و چو و پرهیزگاری[7] (۲۰۰۸) نیز در مطالعات مشابهی سرایت بحران آسیایی را بر اقتصاد چین مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعات با بررسی مقادیر متغیرها قبل و بعد از بحران پدیده سرایت بحران تایید شد.

چیانگ و همکاران[8] (۲۰۰۷) شواهدی از سرایت بحران در کشورهای آسیایی شامل تایلند، کره جنوبی، مالزی، فیلیپین، اندونزی، تایوان، هنگ کنگ و سنگاپور مشاهده کردند. در این مطالعه مشاهده شد که در ابتدا عامل بروز بحران در کشورهای مورد اشاره

1. Masih, A. & Masih, R.
2. Karanasos, M., et al.
3. Simone, M., et al.
4. Tiwari, A., et al.
5. Arestis, P., et al.
6. Chen, X., et al.
7. Cho, J., Parhizgari, A.
8. Chiang ,T., et al.

سرایت بحران بوده و در ادامه رفتار گله‌ای سرمایه‌گذاران و هجوم به بازارهای مالی منجر به تشدید بحران شده است.

در مطالعه گونزالس و اسپینوزا[1] (۲۰۱۹) که درخصوص بازار ارز ۱۲ کشور آسیایی انجام شد، همزمانی دوره‌های افزایش و یا کاهش نرخ ارز در این گروه کشورها مورد تایید قرار گرفت.

در سومین گروه از مطالعات، نوسانات بازار سهام کشورهای آفریقایی با بازار سهام کشورهای بحرانی بررسی شده است.

کولینز و بیکپه[2] (۲۰۰۳) با بررسی بازار سهام کشور مصر و آفریقای جنوبی شواهدی از سرایت بحران ۱۹۹۷ را در این دو کشور مشاهده کردند.

آدراگو و اولانیران[3] (۲۰۲۱) با بررسی بازار سهام ۵ کشور آفریقایی شامل مصر، نیجریه، آفریقای جنوبی، تونس و کنیا آثار سرایت بحران از بازار سهام آمریکا در فاصله ۲۰۱۸-۲۰۰۴ را بر بازار سهام این کشورها بررسی کردند. نتایج حاکی از سرایت بحران بود به نحوی که در دوره‌های بحرانی نوسانات بازار سهام با افزایش مواجه بوده است.

مورالس و اندرسو[4] (۲۰۱۴) با بررسی بازار سهام ۵۸ کشور در فاصله زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۳ شواهدی از سرایت بحران مشاهده نکرده و علت افزایش نوسانات در بازارها ناشی از اثرات سرریز که نقطه آغاز آن کشور آمریکا بود، بیان شد.

در مطالعه بوری[5] (۲۰۱۴) درخصوص بازده بازار سهام ۱۴کشور منا[6] در دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۳ سرایت بحران کشور آمریکا تایید شد.

آفیونگ و همکاران[7] (۲۰۱۸) نیز با بررسی بازار سهام نیجریه قبل، حین و پس از بحران ۲۰۰۹ سرایت بحران مالی به بازار سهام این کشور را نتیجه‌گیری کردند.

بررسی مطالعات داخلی انجام شده نشان می‌دهد که اولین مطالعه درخصوص سرایت بحران که بعد از بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸ انجام شد به کشاورز حداد و مقاره عابد

1. Gomez-Gonzalez, J. E., & Rojas-Espinosa, W.
2. Collins,D. & Biekpe, N.
3. Aderajo,O.M. & Olaniran, O.D.
4. Morales, L.& Andreosso, O'C. B.
5. Bouri, E.I.
6. Middle East and North Africa (MENA)
7. Offiong, A., et al.

(۱۳۹۱) اختصاص دارد. آنان با استفاده از مدل گشتاور تعمیم یافته نتیجه‌گیری کردند که بحران مالی جهانی بر شاخص قیمت و صنعت بازار سهام اثر داشته، اما بر شاخص‌های بازار ثانویه بی‌تاثیر بوده است.

در مقاله سید حسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های بازار سهام دبی، استانبول و تهران و مدل چند متغیره گارچ CCC[1] و DCC[2]، معناداری سرایت تلاطم از بازارسهام دبی به بازار سهام تهران مورد تایید قرار گرفت.

در مطالعه فلاحی و جهانگیری (۱۳۹۴) با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا، سرایت بحران بین بازار ارز و طلا مورد تایید قرار گرفت، اما شواهدی از سرایت بحران بین بازار سهام و دو بازار دیگر مشاهده نشد.

فتاحی و دیگران (۱۳۹۶) سرایت بحران در بازارهای مالی داخلی را با استفاده از ترکیبی از روش‌های فرآیند اورنشتاین اولنبک[3] و تبدیل موجک پیوسته بررسی و نتیجه‌گیری کردند که شروع بحران مالی از بازار نفت بوده و سرعت همگام‌سازی بازار بورس با بازار نفت بیش از بازار ارز و طلا است.

یزدانی و اسماعیلی (۱۳۹۶) با استفاده از رویکرد معادلات همزمان با متغیر وابسته گسسته در داده‌های تابلویی به این نتیجه رسیدند که بحران‌های مالی ۱۹۹۴ و ۲۰۰۸ از کانال جریان‌های تجاری به اقتصاد ایران سرایت کرده است.

هوشمند و دیگران (۱۳۹۸) با استفاده از مدل گارچ چند متغیره و داده‌های روزانه خالص ارزش دارایی‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک فعال در بازار سرمایه ایران، نتیجه‌گیری کردند که ضرایب سرایت شوک‌های ارزی تنها بر بازدهی تعدادی از صندوق‌ها معنادار است.

همچنان که ملاحظه شد در هیچ یک از مطالعات انجام شده در داخل، موضوع سرایت‌پذیری بازار ارز کشور از بحران های جهانی و به طور مشخص بازار ارز کشورهای

1- Constant Conditional Correlation (CCC)
2. Dynamic Conditional Correlation (DCC)
3. Ornstein- Uhlenbeck

بحرانی بررسی نشده است. این در حالی است که مطالعات بسیاری در خصوص این کانال سرایت‌پذیری بازار ارز در سایر کشورها انجام شده است.

۳. روش پژوهش

در این مطالعه ساختار وابستگی بین بازار ارز کشور با بازار ارز کشورهای درگیر بحران در ۴ بحران جهانی در فاصله زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۷ مورد تحلیل قرار گرفت. علاوه بر این، با توجه به اینکه ممکن است این سرایت‌پذیری از کانال بازار ارز کشورهای درگیر بحران تبیین نشود، قیمت جهانی دو کالای نفت و طلا که نقش موثری بر بازار ارز کشورهای جهان داشتند، انتخاب شد. از آنجا که استفاده از روش‌های مرسوم اقتصاد سنجی قادر به شناسایی وابستگی بین بازارهای مورد اشاره نبود از توابع گارچ-کاپولا برای بررسی ساختار وابستگی استفاده شد تا هر گونه رابطه بین این بازارها مشخص شود. ضمن اینکه برای اطمینان از نتیجه‌گیری صحیح از انواع توابع کاپولا استفاده شد تا هر نوع وابستگی استخراج شود.

۳-۱. توابع کاپولا

کلمه کاپولا واژه‌ای لاتین به معنی لینک، اتصال و گره است. واژه کاپولا اولین بار در علم ریاضی و آمار توسط اسکلار[1] (۱۹۵۹) به عنوان توابع متصل‌کننده توابع توزیع حاشیه‌ای یک بعدی به منظور توابع توزیعی توام چند متغیره، معرفی شد.

یک کاپولا، تابعی است که می‌تواند دو یا چند توزیع حاشیه‌ای را برای ایجاد یک توزیع توام به یکدیگر متصل سازد (Ali,M., et al., 2020). طبق قضیه بنیادی اسکلار تابع چگالی هر توزیع چند متغیره را می‌توان به صورت دو مولفه کاملا جدا از هم به صورت توزیع‌های حاشیه‌ای و ساختار وابستگی بیان کرد. توزیع‌های حاشیه‌ای با توابعی که دارای توزیع‌های یکنواخت هستند، مدل‌سازی می‌شوند و ساختار وابستگی بین متغیرها هم از طریق تابع کاپولا مدل‌سازی می‌شود (شهیکی تاش و همکاران، ۱۳۹۶).

1. Sklar, A.

براساس قضیه فریچت هوفدینگ[1] هر تابع کاپولا بین دو حد بالا و پایین قرار خواهد داشت. زمانی این مقادیر قابل قبول است که حدود استخراج شده شامل عدد صفر نباشد. با توجه به ساختار وابستگی بین متغیرها انواع مختلفی از کاپولاها را می‌توان در مقالات علمی پیدا کرد. با توجه به تنوع توابع کاپولا تنها توابعی که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است، معرفی می‌شود.

الف- کاپولای گاوسی[2] (یا کاپولای نرمال)

سونگ[3] (۲۰۰۰) تابع توزیع خانواده تابع کاپولای نرمال یا گاوسی را به صورت رابطه (۱) تعریف کرد.

$$C_{Gausian}(U_1, U_2;\ \rho) = \Phi_\rho(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2)) \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، Φ_ρ توزیع توأم، توزیع نرمال استاندارد چند بعدی با ضریب همبستگی خطی ρ بین ۰ و ۱ بوده و Φ تابع توزیع نرمال استاندارد است. کاپولای گاوسین تنها در حالتی که توزیع‌های حاشیه‌ای با یکدیگر همبستگی کامل داشته باشند، دارای وابستگی دنباله بوده و در غیر این صورت وابستگی دنباله در این کاپولا مشاهده نمی‌شود.

ب- تابع کاپولای تی- استیودنت[4]

فرم کلی تابع کاپولای تی- استیودنت به صورت رابطه (۲) معرفی می‌شود.

$$c_T(u_t, v_t; \rho, v^c) = t_{\rho v}\left(t^{-1}(u).\, t^{-1}(v)\right) \qquad (۲)$$

که v درجه آزادی آن و ρ ضریب همبستگی خطی است.

1. Fréchet. Hoeffding Theorem
2. Gaussian Copula
3. Song P.X.-K.
4. t-copula

ج- تابع کاپولای فرانک[1]

در این تابع نیز $0 \leq \delta < \infty$ و به صورت رابطه (۳) نوشته می‌شود. این نوع از تابع کاپولا حالت متقارن از کاپولای ارشمیدسی است.

$$C(u,v,\delta) = -\delta^{-1}\log\left(\frac{\left[\eta - \left(1-e^{-\delta u}\right)\left(1-e^{-\delta v}\right)\right]}{\eta}\right) \qquad (۳)$$

در این تابع $u = 1 - e^{-\delta}$ کاپولا نیز فرض $0 \leq \delta < \infty$ برقرار است و به صورت رابطه (۴) تعریف شده است.

$$C(u,v;\delta) = \left(u^{-\delta} + v^{-\delta} - 1\right)^{-1/\delta} \qquad (۴)$$

د- تابع کاپولای گمبل[2]

این تابع برای $1 \leq \delta < \infty$ به صورت زیر معرفی شده است. این تابع دارای توزیع نامتقارن است و وابستگی دنباله مثبت بیش از وابستگی دنباله منفی است (رابطه (۵)).

$$C(u,v;\delta) = \exp\left\{-\left(\tilde{u}^{-\delta} + \tilde{v}^{-\delta}\right)^{1/\delta}\right\} \qquad (۵)$$

ح- تابع کاپولای کلایتون[3]

این تابع دارای توزیع نامتقارن است؛ به نحوی که در آن وابستگی به دنباله منفی بیشتر از وابستگی به دنباله مثبت است. معادله این تابع به صورت رابطه (۶) است.

$$C(u,v;\delta) = \max\left[u^{-\delta} + v^{-\delta} - 1, 0\right] \qquad (۶)$$

اولین گام برای استفاده از مدل کاپولا، برآورد پارامترهای تابع کاپولا است. برای این منظور از روش‌های حداکثر درستنمایی (MLE)[4]، روش استنتاج برای حاشیه‌ها (IFM)[5]،

1. Frank copula
2. Gumbel copula
3. Clayton copula
4. Maximum Likelihood
5. Inference For The Margins

GMM [1] و روش GLM [2] استفاده می شود. در این مطالعه از روش حداکثر درست نمایی استفاده شده است.

۳-۲. مدل گارچ- کاپولا

مدل گارچ-کاپولا، ترکیبی از دو روش گارچ و کاپولا است. به این ترتیب توزیع‌های حاشیه‌ای تک متغیره با استفاده از رهیافت کاپولا استخراج می‌شود و در مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای از مدل واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته (گارچ) استفاده می‌شود. با استفاده از این ترکیب انتظار می‌رود که هر نوع ساختار وابستگی بین سری‌های زمانی را که ممکن است با استفاده از ضریب همبستگی مشاهده نشود، استخراج کرد.

بررسی اغلب مطالعاتی که از این روش برای بررسی ساختار وابستگی بین بازارهای مختلف استفاده کرده‌اند، نشان می‌دهد اختلاف بین روش‌شناسی هر یک به نوع تابع کاپولا مربوط بوده و با توجه به نوع بازار و یا دوره مورد بررسی، توابع مختلف کاپولا مورد استفاده قرار گرفته است (Ciprian, 2010).

در این مطالعه ساختار وابستگی بین بازار ارز کشور ایران با بازار ارز کشورهای درگیر بحران مورد بررسی قرارگرفت. استفاده از مدل کاپولا این اطمینان را خواهد داد که هر نوع وابستگی بین سری‌های زمانی استخراج شود. برای اطمینان از چند نوع تابع کاپولا برای بررسی ساختار وابستگی بین تلاطم‌های بازار ارز کشور با بازار ارز کشورهای درگیر بحران و همچنین قیمت جهانی نفت و طلا استفاده شد.

٤. برآورد مدل

٤-١. داده‌های پژوهش

در این مطالعه جامعه آماری شامل قیمت روزانه دلار در بازار آزاد و بازار ارز کشورهای درگیر بحران بود که با توجه به دسترسی به اطلاعات آماری به ترتیب شاخص روزانه دلار برای بحران‌های ۱۹۸۷ و ۲۰۰۸، نرخ روزانه ارز مکزیک برای بحران ۱۹۹۴ و برای بحران سارک نرخ روزانه ارز کشورهای مالزی، تایوان، تایلند، هنگ کنگ و کره جنوبی برای روزهای

1. Generalized Method Of Moments
2. Generalized Linear Models

مشترک و غیرمشترک کاری (۷ روز) استخراج و برآورد شد. در دو بحران ۱۹۹۴ و ۱۹۹۷ علاوه بر نرخ ارز کشورهای درگیر بحران، شاخص دلار نیز مورد استفاده قرار گرفت[۱].

با توجه به اینکه قیمت جهانی طلا و نفت نیز در شرایط بحرانی با تغییرات مواجه می‌شوند شاخص مناسبی برای تبیین شرایط بحرانی است. به همین دلیل سری زمانی روزانه این دو متغیر نیز جمع آوری شد. با توجه به اینکه در مطالعه اصلی از سایر روش‌های بررسی ساختار وابستگی نیز استفاده شد، کلیه متغیرها به صورت روزانه برای کل دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۷ جمع آوری شد.

در این مطالعه لازم بود برای بررسی اثر سرایت بحران دوره‌های بحرانی و غیربحرانی در هر بحران از هم تفکیک شود، از این رو، با توجه به آنچه در مطالعه مربوط به بانک کانادا توسط فوچون لی(۲۰۰۹)[۲] انجام شده، دوره‌های بحرانی و غیربحرانی (ثبات) در چهار بحران مورد بررسی در تحقیق حاضر به شرح جدول (۲) تعیین شد.

بررسی مشخصه‌های آماری سری‌های مختلف (جدول (۳)) نشان می‌دهد که هیچ کدام دارای توزیع نرمال نیست.

با توجه به تواتر بالای سری‌های زمانی استفاده شده در این مطالعه، استفاده از آزمون‌های مانایی نظیر دیکی فولر[۳] یا فیلیپس پرون[۴] ممکن است به خطای بررسی ریشه واحد منجر شود. هلیبرگ و همکاران [۵] (۱۹۹۰) برای رفع این مشکل به معرفی آزمونی پرداختند که به آزمون ریشه واحد هگی[۶] معروف شد. محاسبه آمار ه هگی (جدول (۴)) نشان می‌دهد که اغلب سری‌های زمانی در سطح ۹۵ درصد نامانا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

۱- ماخذ آمارهای شاخص دلار و قیمت جهانی طلا و نرخ ارز کشورهای مورد بررسی سایت
https://fred.stlouisfed.org
و برای قیمت جهانی نفت سایت:
http://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s۱_d.htm

2. Fuchun, L.
3. Dickey-Fuller
4. Phillips–Perron
5. Hylleberg,S., et al.
6. Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (HEGY)

جدول ۱. معرفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	دلار بر حسب ریال(آزاد)	شاخص دلار آمریکا	قیمت طلا	قیمت نفت	دلار بر حسب پزوی مکزیک
علامت اختصاری	IREX	USIND	pgold	poil	Mexiex
نام متغیر	دلار بر حسب وون کره جنوبی	دلار بر حسب بات تایلند	دلار بر حسب رینکیت مالزی	دلار بر حسب دلار هنگ کنک	دلار بر حسب دلار تایوان
علامت اختصاری	soukex	thailex	Malazex	hongkex	Taiex

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. تفکیک دوره‌های ثبات و بحران در دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۶

بحران	۱۹۸۷	۱۹۹٤	۱۹۹۷	۲۰۰۸
دوره ثبات	اول ژانویه ۱۹۸٦ تا ۱٦ اکتبر ۱۹۸۷	اول ژانویه ۱۹۹۳ تا ۱۸ دسامبر ۱۹۹٤	اول ژانویه ۱۹۹٦ تا ۱٦ اکتبر ۱۹۹۷	دوم ژانویه ۲۰۰۷ تا ۳۱ جولای ۲۰۰۷
دوره بحرانی	۱۷ اکتبر ۱۹۸۷ تا ٤ دسامبر ۱۹۸۷	۱۹ دسامبر ۱۹۹٤ تا ۳۱ دسامبر ۱۹۹٤	۱۷ اکتبر ۱۹۹۷ تا ۱۷ نوامبر ۱۹۹۷	اول اگوست ۲۰۰۷ تا اول سپتامبر ۲۰۰۷
کشورهای آغازگر بحران	آمریکا	مکزیک	کره جنوبی، تایوان، تایلند، هنگ کنگ و مالزی	آمریکا

ماخذ: Fuchun, L., 2009

جدول ۳. مشخصه‌های آماری داده‌های مورد استفاده در پژوهش

نام متغیر	IREX	USIND	PGOLD	POIL	Mexiex	soukex	thailex	Malazex	hongkex	Taiex
میانگین	۵۳۱۸/۳۰	۹۱/۱۰	۴۰۶/۶۵	۳۲/۴۵	۷/۱۴۶	۹۷۴/۴۳	۳۲/۴۲	۳/۱۶۴	۷/۷۷۴	۳۰/۶۱
میانه	۴۸۷۹/۵	۸۹/۹۸	۳۷۷/۸۰	۲۱/۷۶	۸/۲۶	۹۱۹/۵۵	۳۱/۴۵	۳/۲۲	۷/۷۸	۳۱/۴۱
ماکزیمم	۱۰۳۸۲/۰	۱۲۱/۷	۱۰۲۳/۵	۱۴۷/۲	۱۴/۸	۱۹۶۰/۰	۵۶/۱	۴/۷	۷/۹	۳۹/۹
مینیمم	۴۴۶/۰	۶۹/۳	۲۵۲/۹	۹/۱	۰/۴	۶۶۷/۲	۲۲/۷	۲/۴	۷/۴	۲۴/۵
انحراف استاندارد	۳۴۵۰/۰	۹/۶	۱۳۷/۴	۲۳/۲	۳/۹	۲۲۲/۴	۷/۳	۰/۶	-۰/۶	۳/۵
کشیدگی	-۰/۰۸	۰/۳	۲/۱	۲/۰	-۰/۲	۰/۶	۰/۴	۰/۱	۱۰/۲	۰/۱
چولگی	۱/۳	۲/۹	۷/۵	۷/۱	۱/۶	۲/۵	۱/۶	۱/۲	۱۹۲۷۷/۹	۱/۹
جارک برا	۱۰۷۶/۶	۱۲۲/۸	۱۴۰۹۷/۲	۱۱۹۵۴/۹	۷۸۷/۵	۶۱۱/۷	۸۹۹/۹	۱۱۳۰/۴	۱۹۲۷۷/۹	۳۷۶/۲
احتمال	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰
تعداد مشاهدات	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٤. آزمون مانایی آماره هگی برای داده‌های مورد استفاده در پژوهش

نام متغیر	آماره هگی				
	Frequency 0	Frequency 2PI/4 & 6PI/4	Frequency PI	All seasonal frequencies	All frequencies
IREX	-۱/۹۷	٤٧٤/٣٤	-۲٥/۹۷	٦/۸۲	٤٥۷/۷۹
USIND	-۱/۷۳	۱۲٤۹/٥٤	-۳۳/۸۰	۱۲۲۱/۰۲	۹۱٦/٥۹
PGOLD	-۱/۱۸	۷٤۳/۸٦	-۲۷/٤٦	۷٤۹/۷۲	٥٦۲/٥٥
POIL	-۰/۰۳	۱٦۰۱/٤٥	-۳۳/۲۳	۱۸٤۲/۸۹	۱۳۸۲/۲٤
Mexiex	-۱/۰۹	۷۱۹/۲٦	-۲٦/۲۳	۷۰۷/۰۸	٥۳۰/٦۳
soukex	۰/۰۸	٤٤۲/۷۲	-۲٦/٥۸	٥۸۳/۹٥	٤۳۷/۹٦
thailex	۰/۰۳	۸۰٦/۰۲	-۲۷/۱٤	۸۸۹/۲۸	٦٦٦/۹٦
Malazex	-۰/٥۲	۸۷۲/۷٤	-۲٤/۲۱	۸٥۱/۹٥	٦۳۹/۰۸
hongkex	-۰/۲۹	۸٦٦/٤۷	-۲۰/٥۰	۷۹۷/۸۷	٥۹۸/٤۳
Taiex	-۱/۲٤	٦٤۰/۹٤	-۲٥/۸۹	٦٥۳/۰۳	٤۹۰/۲۱
سطوح معنی‌داری					
٪۱	-۲/٥٦	۳۲/٥۷	-۲/٥٦	۲۲/٤۰	۱۷/۳۲
٪٥	-۱/۹۳	۸/٦۰	-۱/۹۳	٦/۲٥	٥/۲۱
٪۱۰	-۱/٦۰	۳/۸۷	-۱/٦۰	۳/۰٥	۳/۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار Eviews

٤-۲. نتایج برآورد مدل

در این مطالعه با استفاده از نرم‌افزار متلب و برآورد تابع گارچ[1]، توابع کاپولای گوسین[2]، تی-استودنت[3]، کلایتون[4]، فرانک[5] و گمبل[6] با روش حداکثر درستنمایی[7] استخراج شد. جهت بررسی سرایت بحران‌های انتخاب شده بر نوسانات ارز کشور، میزان همبستگی میان نرخ ارز و متغیرهای انتخاب شده در هر بحران در دوره ثبات و بحران مقایسه و بر این اساس تغییر این همبستگی در دوره بحران نسبت به دوره ثبات نشان‌دهنده سرایت از طریق متغیر مورد نظر است. البته باید توجه داشت که معنی داری این ضریب به مقدار حد بالا و پایین آن بستگی دارد؛ چنانچه این مقادیر حدی شامل عدد صفر شود، ضرایب بی‌معنی و در صورتی که دربر گیرنده عدد صفر نباشد، معنی‌دار خواهد بود.

برآورد مدل گارچ-کاپولا نشان داد که سرایت بحران در بحران ۱۹۸۷ از طریق بازار طلا صورت گرفته است. البته در این بحران براساس نتایج برآورد تابع گمبل سرایت بحران از شاخص دلار آمریکا و بازار نفت نیز معنادار است. در بحران ۱۹۹۴ نتایج برآورد مدل براساس توابع بیزین و ارشمیدسی گارچ- کاپولا، تنها از طریق تابع گمبل معنادار است که البته اختلاف ضرایب همبستگی بسیار ناچیز است و نمی‌شود به صراحت سرایت بحران را مورد تایید قرار داد.

در بحران ۱۹۹۷ برآورد توابع گارچ-کاپولای بیزین، سرایت بحران را از بازار نفت و در توابع ارشمیدسی از بازار طلا و شاخص دلار آمریکا تایید می‌کند. البته براساس ضرایب برآورد شده برای توابع کاپولا سرایت بحران از بازار ارز برخی از کشورهای آسیای جنوب شرقی نیز معنادار بوده و حاکی از سرایت بحران است. در بحران ۲۰۰۸ برآورد تابع بیزین گوسین، سرایت بحران را از بازار نفت تایید می‌کند. ضرایب تابع ارشمیدسی فرانک

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
2. Gaussian Copula
3. t-copula
4. Clayton copula
5. Frank copula
6. Gumbel copula
7. Maximum Likelihood

سرایت بحران را از بازار طلا و نفت و تابع گارچ-کاپولای گمبل سرایت بحران را از طریق هر سه متغیر شامل شاخص دلار آمریکا، قیمت نفت و قیمت طلا مورد تایید قرار می‌دهد.

با توجه به معنی‌دار بودن ضرایب توابع در بحران‌های مختلف می‌توان نتیجه‌گیری کرد که سرایت بحران‌های جهانی به بازار ارز کشور بیشتر از طریق قیمت جهانی نفت، طلا و شاخص دلار صورت پذیرفته است. حتی در بحران‌هایی که در مناطق جغرافیایی خاصی به وقوع پیوسته ضرایب این سه متغیر معنی دار بود. گسترش شبکه‌های ارتباطی این سرایت‌پذیری را تقویت کرده است به طوری که در بحران‌های ۱۹۸۷ و ۲۰۰۸ با وجود اینکه منشا هر دو بحران کشور آمریکا بود، سرایت بحران به بازار ارز از طریق شاخص دلار در بحران ۲۰۰۸ در دو تابع معنی‌دار است و در بحران ۱۹۸۷ تنها با توجه به تابع گمبل معنی‌دار است. بنابراین، می‌توان انتظار داشت به موازات رشد و توسعه شبکه‌های ارتباطی مالی در سطح بین‌المللی این سرایت‌پذیری بیشتر نیز شود.

در جداول (۵) و (۶) ضرایب معنی‌دار توابع گارچ- کاپولا که تاییدی بر سرایت بحران است، ارائه شده است.

جدول۵. متغیرهای اثرگذار بر بازار ارزدر بحران‌های مختلف بر اساس برآورد مدل گارچ-کاپولا

بحران	تابع کاپولا	۱۹۷۸	۱۹۹٤	۱۹۹۷	۲۰۰۸
بزرین	گاوسین	قیمت طلا	-	قیمت طلا - قیمت نفت	قیمت نفت
	تی استیودنت	قیمت طلا	پزوی مکزیک	قیمت نفت - بات تایلند - دلار هنگ کنگ	-
ارشمیدسی	کلایتون	-	-	شاخص دلار - قیمت طلا - دلار هنگ کنگ - دلار تایوان - ون کره جنوبی	-
	فرانک	قیمت طلا	-	شاخص دلار - قیمت طلا - بات تایلند - دلار هنگ کنگ	شاخص دلار قیمت نفت
	گمبل	شاخص دلار قیمت نفت قیمت طلا	-	شاخص دلار - قیمت طلا - دلار هنگ کنگ - دلار تایوان- ون کره جنوبی	شاخص دلار قیمت نفت قیمت طلا

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٦. ضرایب معنادار متغیرهای اثرگذار بر بازار ارزدر بحران‌های مختلف بر اساس برآورد مدل گارچ-کاپولا

بحران		۱۹۷۸			۱۹۹٤				۱۹۹۷						۲۰۰۸		
تابع کاپولا		متغیر الرگذار	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا	پزوی مکزیک	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا	دلار هنگ‌کنگ	دلار تایوان	ون کره جنوبی	بات تایلند	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا
بزرگ	گوسین	پیش از بحران	۰/۰٦۹٦	-	-	-	-۰/۱۰٤۷	-۰/۰۹٦۱	-	-	-	-	-	-	-۰/٤۳۷٦	-
		پس از بحران	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	تی - استیودنت	پیش از بحران	۰/۰٦۸۹	-	-	۰/٤٦٤٤	-	-۰/۱۰۳۲	-	۰/۵۵۹۳	-	-	۰/۱۱۲۸	-	-	-
		پس از بحران	-	-	-	-	-	-۰/۳۰۲۰	-	۰/٦۹۲۱	-	-	۰/۰۳۱۱	-	-	-
ارشمیدسی	کلایتون	پیش از بحران	-	-	-	-	۰/۲۸۹۱	-	۰/۲۱۹٦	۰/۷۱٤٤	۰/۲۲۰۷	۰/۳۲۵۸	-	-	-	-
		پس از بحران	-	-	-	-	-	-	۰/۵۷٦٤	۱/۳۹۷۵	-	-	-	-	-	-
	فرانک	پیش از بحران	۰/٤۳٦۰	-	-	-	-۲/۷۱۱۲	-	-	۱/۵۲۲۳	-	-	۱/٤۰٤۷	-	-٤/۲۰۱٤	-۳/۱۱۸۹
		پس از بحران	۰/٤۵٦۸	-	-	-	-	-	۳/۸۲۳۱	٦/۰٤۳٤	-	-	-	-	-	۳/٦۹۹۳
	گمبل	پیش از بحران	۱/۰۳۵۸	۱/۰۰۰۰	۱/۰۱۲۳	-	-	۱/۲٦۸٦	۱/۱٦٦۱	۱/٦۱۵۵	۱/۱٤۲۰	۱/۱۹۵۰	-	۱/۰۰۵۱	۱/۰۰۰۰	۱/٤۰۵۸
		پس از بحران	۱/۰٦٦٤	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	-	-	۱/٤۵۲۵	۱/٦۵۷۷	۰/۰۸۳۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۳۳٤	-	۱/۰۰۰۰	۱/٦۲۱٤	۱/۵۸۲۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

نتایج نشان داد با استفاده از توابع گارچ- کاپولا به ویژه توابع کاپولای ارشمیدسی می‌توان سرایت بحران را از طریق بازارهای طلا و نفت و شاخص دلار به بازار ارز مورد تایید قرار داد. حتی در بحران‌های منطقه‌ای نظیر سارک، سرایت بحران از طریق شاخص دلار نیز معنی‌دار است. بدین ترتیب در پاسخ به سوال اصلی این تحقیق که عبارت بود از اینکه آیا در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۷ سرایت بحران‌های مالی جهانی به تلاطم‌های نرخ ارز در ایران مشاهده شده است، می‌توان این‌گونه پاسخ داد که به ویژه در دو بحران ۱۹۹۷ و ۲۰۰۸ شواهدی از سرایت بحران از بازار ارز کشورهای بحرانی به بازار ارز کشور با استفاده از توابع گارچ- کاپولای ارشمیدسی تایید می‌شود.

با توجه به نقشی که بحران‌های جهانی بر شکل‌گیری انتظارات به ویژه انتظارات سمت تقاضا دارند، انتظار می‌رود با وقوع بحران‌های جهانی در بازار دارایی‌ها از جمله بازار ارز تلاطماتی رخ دهد. از آنجا که شوک‌های ناشی از انتظارات سمت تقاضای اقتصاد ماندگار نبوده و معمولا پس از یک دوره زمانی حذف می‌شوند، مداخله سیاست‌گذار برای کنترل تلاطمات ناشی از این تغییر تقاضا، نوعی شوک غیرمترقبه محسوب می‌شود و منجر به ماندگاری دیرهنگام‌تر شده و به تلاطمات بیشتر می‌انجامد. بنابراین، توصیه این است که در زمان بی‌ثباتی بازارهای نفت و طلا و یا بروز بحران در سطح جهانی و اثرپذیری بازار ارز از این شرایط، سیاست‌گذار ارزی از اعمال سیاست‌های مداخله‌ای در بازار ارز خودداری کند.

از آنجایی که مطالعه مشابهی در داخل انجام نشده، نمی‌توان هم‌راستایی نتایج آن را با سایر مطالعات مقایسه کرد، اما بررسی مطالعات انجام شده درخصوص سرایت بحران در سایر بازارهای دارایی نظیر بازار سهام، موید سرایت بحران‌های جهانی به این بازار بوده و این مطالعه می‌تواند تاییدی بر نتایج آن‌ها به شمار آید.

در این بررسی تنها این فرضیه که بازار ارز از بازار ارز کشورهای بحرانی متاثر می‌شود، مورد آزمون قرارگرفت. البته برای بررسی اثر بحران بر بازار ارز، تلاطمات بازار جهانی نفت و طلا نیز به عنوان نماینده‌ای از شرایط بحرانی در مطالعه در نظر گرفته شد. در مطالعات بعدی علاوه بر بازارهای ارز، نفت و طلا، می‌توان کانال‌های دیگر سرایت‌پذیری

نظیر طرف‌های تجاری، نوع کالاهای وارداتی و روابط مالی بین‌المللی را در بروز بحران‌های ارزی کشور مورد بررسی قرار داد. انجام مطالعات فراتحلیلی در موضوع سرایت‌پذیری بحران های جهانی و مقایسه آن با مطالعات انجام شده در داخل منجر به ارائه الگوی دقیق‌تری از میزان اثرپذیری بازار ارز از بحران‌های جهانی خواهد شد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Fakhri Mirshojaee https://orcid.org/0000-0002-7860-6665
Nasser Elahi https://orcid.org/0000-0002-3313-3366
Mohsen Seighali https://orcid.org/0000-0002-2609-0855

منابع

بهره‌مند، عبدالرضا، الوندی، احسان وتیموری، مهدی . (۱۳۹۴). *توابع کاپولا و کاربرد آن در هیدرولوژی استوکاستیک*، *حفاظت و بهره‌برداری از منابع طبیعی*، ۲ (۴)، ۲۰-۱.

سید حسینی، سید محمد و ابراهیمی، سید بابک .(۱۳۹۲). بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام، مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، ۶(۱۹)، ۸۱-۹۷. Id:211159

شهیکی تاش، محمد نبی، خداداد کاشی، فرهاد و میرباقری جم، محمد. (۱۳۹۶). بررسی ضریب وابستگی شاخص‌های ساختاری بازار در صنایع کارخانه ایران بر مبنای توابع مفصلی شرطی. *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*،۱۰۷، ۱۳(۱)، ۵۴-۲۹. doi: 10.22096/esp.2017.32480

عبادی، جعفر، الهی، ناصر و هوشمند گهر، سعیده. (۱۳۹۸) . *اثر شوک ارزی بر شاخص ریسک سیستمی صندوق‌های سرمایه گذاری مشترک*. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۷(۸۹)، ۲۹۷-۲۷۳.

فتاحی، شهرام، سهیلی، کیومرث و دهقان جبارآبادی، شهرام. (۱۳۹۶). بررسی سرایت در بازارهای مالی ایران با استفاده از فرآیند اونشتاین اولنک و مبدل موجک پیوسته. *مدلسازی اقتصادسنجی*،۲(۴)، ۵۴-۳۳. doi: 10.22075/jem.2018.12956.1090

فلاحی، فیروز و جهانگیری، خلیل (۱۳۹۴). آزمون وجود سرایت مالی میان بازار سهام، ارز و سکه طلا در ایران، *اقتصاد پولی، مالی (دانش وتوسعه سابق) دوره جدید*، ۲۲(۱۰) ، ۳۵-۶۰. doi: 10.22067/pm.v22i10.40535

کشاورز حداد، غلامرضا و مقاره عابد، سپهر .(۱۳۹۲). آیا بحران مالی جهانی به بازار سهام تهران سرایت کرد؟. *تحقیقات اقتصادی* ، ۴۸(۲)، ۱۹۹-۱۷۹. doi: 10.22059/jte.2013.35173. .

کشاورز حداد، غلامرضا. (۱۳۹۶). *اقتصاد سنجی سری‌های زمانی*. تهران: نشر نی.

یزدانی، مهدی، اسماعیلی، علی .(۱۳۹۶). تعامل جریان‌های تجاری و نشر بحران‌های مالی در کشورهای نوظهور رویکرد معادلات همزمان با متغیر وابسته گسسته در داده‌های تابلویی. *پژوهش های اقتصادی ایران*، ۲۲-(۷۰)، ۱۷۳-۱۳۳. doi: 10.22054/ijer.2017.7968

References

Aderajo, O.M., Olaniran, O.D. (2021). Analysis of financial contagion in influential African stock markets. *Future Business Journal*, ISSN 2314-7210, Springer, Heidelberg, *7(1)*,1-9.

Ali, M., Deo, R. C., Downs, N. J., Maraseni, T. (2020). *Monthly rainfall forecasting with Markov Chain Monte Carlo simulations integrated with statistical bivariate copulas*.In Handbook of Probabilistic Models , Elsevier (Butterworth-Heinemann), Oxford, United Kingdom, 89-105.

Arestis P, Caporale G, Cipollini A, Spagnolo N. (2005). Testing for financial contagion between developed and emerging markets during the 1997 East Asian Crisis. *International Journal of Finance & Economics,10(4)*, 359–367.

Bahremand,A., Alvandi,E., Teimouri,M. (2015). Copula functions and their application in stochastic hydrology. *Journal of Conservation and Utilization of Natural Resources*, *4 (2)*, 1-20. [In Persian]

Bouri, E.I. (2014). Isreali-Hezbollah war and global financial crisis in the Middle East and North African equity markets. *Journal of Economic Integration*, 29, 1–19.

Calvo, S.G. & Reinhart, C.M. (1996). Capital flows to Latin America: is there evidence of contagion effects? *World Bank Policy Research Working Paper*:1619.

Calvo, S.G., Mendoza,M. (1998). Rational Herd Behavior and the Globalization of Securities Market. *Discussion Paper/Institute for Empirical Macroeconomics 120*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Chen, X., Hao, A., Li, Y. (2020). The impact of financial contagion on the real economy. *PLoS ONE* ,15,3.

Cherubini, U., Luciano, E., Vecchiato, W. (2004). *Copula Methods in Finance*. West Sussex.

Chiang, T., Jeon, B., Li, H. (2007). Dynamic correlation analysis of financial contagion: evidence from Asian markets. *J Int Money Finance*, 26,1206–1228.

Cho, J., Parhizgari, A. (2008). East Asian financial contagion under DCCGARCH, *Int J Bank Finance ,6(1)*, 17–30.

Ciprian, N. (2010). A Copula-Garch Model, *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, *23(2)*, 1-10.

Claessens, S., Dornbusch,R., Park,Y.C. (2001). Contagion: Why Crises Spread and How This Can Be Stopped. In Claessens,S. & Forbes,K. (Eds.), *International Financial Contagion*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 19-41.

Corbet, S., Twoney, C. (2015). European equity market contagion: an empirical application to Ireland's Sovereign debt crisis, *Eur Financ Account J ,10(3)*, 15–34.

Corsetti, G., Marcello P., Massimo, S. (2004). Some Contagion, Some Interdependence: More Pitfalls in Tests of Financial Contagion. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, *24(8)*, 1177-1199.

Dungey, M., Fry, R.A., González,H.B., Martin, V.L. (2005c). Emprical Modeling of Contagion, A Review of Methodologies, *Quantitative Finance, 5(1)*, 9-24.

Eichengreen, B., Andrew ,R. & Charles ,W. (1996). Contagious Currency Crises. *Scandinavian Economic Review*, 98, 463-84.

fallahi, F.& jahangiri, K. (2015). The Study of Financial Contagion among Stock Market, Exchange and Gold Coin in Iran. *Monetary & Financial Economics*, 22(10), 35-60. doi: 10.22067/pm.v22i10.40535 [In Persian]

Fattahi, Sh,, Soheili, K., and Dehghan .J, S. (2017). Investigating the spread in Iran's financial markets using a combination of the Orenstein Olenbeck process and continuous wave conversion. *Quarterly Journal of Econometric Modeling*, *4*, 33-53. doi: 10.22075/jem. 2018.12956.1090 [In Persian]

Forbes, K., Rigobon, R. (2001). *Measuring contagion: conceptual and empirical issues.* International Financial Contagion, Springer, 43-66.

Forbes, K., Rigobon,R.(1999). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movements. *NBER Working Paper*: 7267.

Forbes, K.J., Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements, *The Journal of Finance, 57(5)*, 2223-2261.

Fuchun, Li.(2009). Testing for Financial Contagion with Applications to the Canadian Banking System, *Financial Stability Department. Bank of Canada*, Ottawa, Ontario, Canada K۱A ۰G۹, fuchunli@bankofcanada.ca.

Gallegati, M. (2012). A wavelet-based approach to test for financial market contagion. *Comput Stat Data Anal*, *56*, 11,3491–3497.

Glick, R., Hutchison, M. (2011). Currency Crises. *Federal Reserve Bank of San Francisco* ,Working Paper Series 22.

Goldfajn, I., Valdés, R. (1997). Capital Flows and Twin Crises: The Role of Liquidity. *IMF Working Paper* : 97/87.

Gose, E., Gomez,G.,Wilmer, R.E. (2019). Detecting contagion in Asian exchange rate markets using asymmetric DCC-GARCH and R-vine copulas. *Economic Systems*, Elsevier, *43(3),* Issues 3–4, 1-39.

Gray, D. (2009). Financial contagion among members of the EU-8: a cointegration and Granger causality approach. *International Journal of Emerging Markets*, *4(4),* 299-314.

Houshmand Gohar, S.(2019). Effect of exchange rate change shocks on systemic risk index among mutual funds. *Journal of Economic Research and Policies*. 2019*; 27 (89)* , 373-398. [In Persian]

Hylleberg,S., Engle, R.F., Granger, C.W.J., Yoo, B.S. (1990).Seasonal integration and cointegration. *sciencedirect*, *44*, Issues 1–2, 215-238.

Joe, H. (2001). Multivariate models and dependence concepts. 139-168.

Kaminsky,G.L., Reinhart,C.M., Vegh,C.A. (2003). The Unholy Trinity of Financial Contagion. *NBER Working Paper*:10061.

Karanasos, M., Paraskevopoulos, A., Ali, F., Karoglou, M., Yfanti, S. (2014). Modelling stock volatilities during financial crises: a time varying coefficient approach. *Empirical Finance*, *29*, 113–128.

Keshavarz Haddad, G., Maghareh Abed, S. (2013). Contagion Effects of Global Financial Crisis on Tehran Stock Exchange. *Journal of Economic Research* (Tahghighat- E- Eghtesadi), *48(2),* 179-199. doi: 10.22059/jte.2013.35173. [In Persian]

Keshavarz Haddad, G.(1396). *Econometrics of time series*. Tehran, Nei Publishing. [In Persian]

king, M.A. , Wadhwani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial Studies*, *3(1),* 5-33.

Masih, A., Masih, R. (1997). Dynamic linkages and the propagation mechanism driving major international stock markets: an analysis of the preand post-crash eras. *Q Rev Econ Finance*, *37(4),* 859–885.

Morales, L., Andreosso,O'C.B. (2014). The global financial crisis: world market or regional contagion effects? *Int Rev Econ Finance*, *29*,108–131.

Offiong, A., Riman, H., Godwin, B. (2018). Financial contagion and its impact on the Nigerian Stock Market. *J Econ Bus*, 1, 3, 268–281.

Reinhart,C.M., Kaminsky,G., Vegh,C.(2003). Two Hundred Years of Contagion. *Journal of Economic Perspectives 17(4)*,51-74.

Seyed Hosseini, S M, Ebrahimi, S B, Babakhani, M. (2013). Correlation Turbulence Model Fixed Condition with Long-Term Memory Evidence from Tehran and Dubai Stock Markets. *Journal of Financial Engineering and Securities Management*, *3 (11)* ,25 – 46.id=353538.[In Persian]

Shahiki Tash, M., Khodadad Kashi, F., Mirbagherijam, M. (2017). Survey of the Dependency Coefficient among Market Structure Indices in the Iranian Manufacturing by the Conditional Vine Copulas Function

Approach. The *Journal of Economic Studies and Policies*, *4(1)*, 29-54. doi: 10.22096/esp.2017.32480 [In Persian]

Simone, M., Alberto, B., Danilo, L. (2019). Financial contagion and economic development: an epidemiological approach, *Econ Behav Organ*, *162*, 211–228.

Song, P.X.-K. (2000). Multivariate dispersion models generated from Gaussian copula. *Scandinavian Journal of Statistics*, *27(2)*, 305–320.

Tiwari, A., Mutascu, M., Albulescu, C. (2016). Continuous wavelet transform and rolling correlation of European stock markets.,*Int Rev Econ Finance*, *42*, 237–256.

Yazdani, M., Esmaeili, A. (2017). Interaction between Trade Flows and Contagion of Financial Crises in Emerging Market Countries: Approach of Simultaneous Equations with Discrete Dependent Variable in Panel Data. *Iranian Journal of Economic Research*, *22(70)*, 133-173. doi: 10.22054/ijer.2017.7968. [In Persian]

پیوست ۱- نتایج برآورد مدل

الف-توابع بیزین

جدول ۱- نتایج برآورد مدل گارچ-کاپولای بیزین (بحران سال‌های (۱۹۷۸ و ۱۹۹٤)

بحران	۱۹۷۸					۱۹۹٤				
متغیر اثرگذار	قیمت طلا	شاخص دلار آمریکا	قیمت نفت	بزرگی مکزیک	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا
پیش از بحران	۰/۰۶۹۶*	۰/۰۱٤۸	۰/۰۲۵۲	-۰/۰٤۳۳	۰/۰۲۱۹	۰/۰٤۱	-۰/۰۳۲٦
حد بالا	۰/۱۳٤۰	۰/۰۷۹۲	۰/۰۸۹٦	۰/۰۱۸۲	۰/۰۸۳۳	۰/۰٦۵۵	۰/۰۲۸۹
حد پایین	۰/۰۰۵۳	-۰/۰٤۹۵	-۰/۰۳۹۲	-۰/۱۰٤٦	-۰/۰۳۹٦	-۰/۰۵۷٤	-۰/۰۹٤۲
پس از بحران	۰/۱۱٤۹	-۰/۰۱۷۳	-۰/۰۲۰۳	۰/۰٤۰٤	-۰/۳۳٤۱	۰/۰۷۹۲	-۰/۳۳٤۹
حد بالا	۰/۳٤۹۹	۰/۲۱۷۷	۰/۲۱٤۷	۰/٤۹٦٦	۰/۰۹۲۱	۰/۰۵۳۵٤	۰/۲۸۵۳
حد پایین	-۰/۱۲۰۱	۰/۲۵۲۳	-۰/۲۵۳۳	-۰/٤۱۵۸	-۰/۸۲۰۳	-۰/۳۷۷۰	-۷۵۵۰۰
پیش از بحران	۰/۰٦۸۹*	-۰/۰۰۷٤	۰/۰۱۹۱	-۰/٤٦٤٤*	۰/۰۱۹۵	-۰/۰۰۹۵	-۰/۰٤۵۰
حد بالا	۰/۱۳٤۲	۰/۰۵۸۹	۰/۰۸۳۵	-۰/۳۸۷۱	۰/۰۸۸۳	۰/۰۵٤۳	۰/۰۰۷٦
حد پایین	۰/۰۰۳۷	-۰/۰۷۳۷	-۰/۰٤۵۲	-۰/۰۵٤۱٦	-۰/۰٤۹٤	-۰/۰۷۳۵	-۰/۱۱۵۵
پس از بحران	۰/۰۷٤۸	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۳۸۵	۰/۰۱٦٤	-۰/۱٦۰۷	۰/۰۲٤٦	-۰/۰۹۰
حد بالا	۰/۳۳۹۹	۰/۲۷۱۰	۰/۲۰۹۰	۰/٤۷۲٦	۰/۳۳۹٦	۰/٤۸۰۸	۰/٤۵۳۹
حد پایین	-۰/۱۹۰۳	-۰/۲۸٦۱	-۰/۲۸٦۱	-۰/٤۳۹۸	-۰/٦٦۰۹	-۰/٤۳۱٦	-۰/٦٤۱۹

*-چنانچه محدوده حد بالا و پایین شاخص برآورد شده شامل عدد صفر نشود، معنی‌دار و در غیر این صورت بی‌معنی است.
ماخذ: یافته‌های پژوهش

ادامه جدول ۱- نتایج برآورد مدل گارچ-کاپولای بیزین (بحران سال‌های ۱۹۹۷ و ۲۰۰۸)

بحران		۱۹۹۷								۲۰۰۸		
تابع کاپولا		متغیر اثرگذار	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا	دلار هنگ کنگ	دلار تایوان	وون کره جنوبی	بات تایلند	رینگینگ مالزی	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا
نرمال	پوکسین	پیش از بحران	-۰/۱۰٤۷■	-۰/۰۹٦۱●	۰/۰٤۱۳-	۰/۰۰۲۳	-۰/۰۳۱۸	-۰/۰۱۸۳	۰/۰۰۹٦	-۰/۰۱۷٦	۰/۱۹۳۹	-۰/٤۳۷٦*	۰/۰۸۰٤
		حد بالا	-۰/۰٤۰٥	-۰/۰۳۱۸	۰/۰۲۳۱	۰/۰٦٦٦	۰/۰۳۲٥	۰/۰٤٥۹	۰/۰۷۳۹	۰/۰٤٦۷	۰/٤۹٤۲	-۰/۱۳۷۳	۰/۳۸۰۷
		حد پایین	-۰/۱٦۹۰	-۰/۱٦۰٤	-۰/۱۰٥۷	-۰/۰٦۱۹	-۰/۰۹٦۱	-۰/۰۸۲٦	-۰/۰٤٥٦	-۰/۰۸۱۹	-۰/۱۰٦٤	-۰/۸۳۷۹	-۰/۲۱۹۹
		پس از بحران	-۰/۰٥۲۳	-۰/۰۰۸۷	۰/۰۸۳۹	۰/۰۰٤۹	۰/۰۹۸٥	۰/۰٥۹۹	۰/۰٥۳۸	۰/۰۲۷۹	-۰/۰٦٤۷	۰/۱۹۰٦	۰/۱۲۱۰
		حد بالا	۰/۲۳۸٤	۰/۲۸۲۰	۰/۳۸۹٤	۰/۲۹٥۷	۰/۳۸۹۳	۰/۳٥۰۷	۰/۳٤٤٥	۰/۳۱۸۷	۰/۲۲۳٤	۰/٤۸۱٤	۰/٤۱۱۸
		حد پایین	-۰/۳٤۳۱	-۰/۲۹۹٥	-۰/۲۲۱٥	-۰/۲۸٥۸	-۰/۱۹۲۲	-۰/۲۳۰۹	-۰/۲۳۷۰	-۰/۲٦۲۸	-۰/۳٥۸۱	-۰/۱۰۰۱	-۰/۱٦۹۸
	نرمال - استیودنت	پیش از بحران	-۰/۱۲۳٥	-۰/۱۰۳۲●	-۰/۰۱۰۷	۰/٥۹۹۳●	۰/۰۱٦٦	-۰/۰۲۲٦	۰/۱۱۲۸●	-۰/۰۱۷۹	۰/۱۱٦۳	-۰/٥۱۲۲	۰/۱۸٦۷
		حد بالا	۰/۰۳۸۹	-۰/۰۳۰۹	۰/۰۹۸۸	۰/٦٦۳٤	۰/۱۰۹٦	۰/۰۹٦۹	۰/۱۷۷۰	-۰/۰٤٦٤	۰/٤۱٦٦	۰/٤۱٥٥	۰/٥۱۹۱
		حد پایین	-۰/۲۸٥۹	-۰/۱۷٥٤	-۰/۱۲۰۱	۰/٤٥٥۳	۰/۰۷٦٤	-۰/۱٤۲۱	۰/۰٤۸٥	-۰/۰۸۲۱	-۰/۱۸٤۰	۱/٤٤۰۰	-۰/۸۹۲٥
		پس از بحران	-۰/۱۰۰۹	-۰/۳۰۲۰	۰/٤٤۷٥	۰/٦۹۲۱●	۰/۱٥۸۷	۰/۲۳٤۷	۰/۰۳۱۱	-۰/۰۸٤۹	-۰/۱۹۰٤	۰/۲۰٤۹	۰/۱۷۱۸
		حد بالا	۰/۸۱۸٦	۰/۱۹٤۲	۱/۳۷٥۰	۱/۰٥٥۳	۰/٤٤۹٥	۰/۵۲٥٥	۰/۳۲۱۹	۰/۳۷٥٦	۰/۱۰۰۳	۰/۷۳۱٥	۰/۷٦٤۱
		حد پایین	-۱/۰۲۰٤	-۰/۷۹۸۱	-۰/۱٦۰٥	۰/۰۰۹۲	-۰/۱۳۲۰	-۰/۰٥٦۱	-۰/۲٥۹۷	-۰/۲۰٥۹	-۰/٤۸۱۲	-۰/۳۲۱۷	-۰/٤۲۰٤

*-چنانچه محدوده حد بالا و پایین شاخص برآورد شده شامل عدد صفر نشود، معنی‌دار و در غیر این صورت بی‌معنی است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول۲- نتایج برآورد مدل گارچ-کاپولای ارشمیدسی

بحران			۱۹۷۸			۱۹۹٤			
تابع کاپولا		متغیر اثرگذار	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا	پزوی مکزیک	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا
ارشمیدسی	کلایتون	پیش از بحران	۰/۰۳۷٦	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۰٤	۰/۰۰۰۰	۰/۰۷۱۳	۰/۰۱۳۰	۰/۰۰۰۰
		حد بالا	-۰/۰۳۷۱	-۰/۰۷۰۵	۰/۰۵۵۹	-۰/۱۳۵۵	-۰/۰۳۱٦	-۰/۰۹۰۷	-۰/۱۰۵۸
		حد پایین	۰/۱۱۲٦	۰/۰۷۰۵	۰/۰۷٦٦	۰/۱۳۵۵	۰/۱۷٤۲	۰/۱۱٦۷	۰/۱۰۵۸
		پس از بحران	۰/۰۷۳۹	۰/۰۲۷۵	۰/۰۲۷۳	۰/۰۲٦۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۲۷۷
		حد بالا	-۰/۱۲۲۹	-۰/۳٦۲۸	-۰/۱۷۳۵	-۲/۲۸۷٦	-۰/۱۷۱۰	-۰/۳٦۵۲	-۰/۱۱۹۹
		حد پایین	۰/۲۲۰۷	۰/٤۱۷۸	۰/۲۲۸۲	۲/۳٤۰۲	۰/۱۷۱۱	-۰/۳٦۵۲	۰/۱۷۵۳
	فرانک	پیش از بحران	۰/٤۳٦۰*	۰/۰۳٤٦	-۰/۲۲٦۳	-۳/۱٤۵۱	۰/۱۵۳۸	-۰/۰۰۳۸	-۰/۳٤۱٤
		حد بالا	۰/۰۰۵۳	-۰/٤۲۳۹	-۰/٦٦۳۷	-۳/۵۹٤۸	-۰/۳۸۸۸	-۰/۵٤٦۷	-۰/۸۸۲٦
		حد پایین	۰/۸٦٦۷	۰/٤۹۳۰	۰/۲۱۱۱	-۲/٦۹۵۳	۰/٦۹٦٤	۰/۵۳۹۱	۰/۱۹۹۹
		پس از بحران	۰/٤۵٦۸	-۰/۲۵۹٤	-۰/۱۰۱۳	-۰/۳۵۲٦	-۱/۰۵۸۱	۰/۵۷۸۱	-۱/۲۰۵۳
		حد بالا	-۰/۹۱۹۷	-۲/۱۲٦٤	-۱/٤۱۱۸	-۳/۹٦۸٦	-۳/٤۲۳۰	-۳/۷۱٦۸	-۳/٦٤۸۸
		حد پایین	۱/۸۳۳۲	۱/٦۰۷۷	۱/۲۰۹۲	۳/۲٦۳۳	۱/۳۰٦۸	٤/۸۷۲۹	۳/۲۳۸۱
	گمبل	پیش از بحران	۱/۰۳۵۸*	۱/۰۰۰۰*	۱/۰۱۲۳*	۱/۰۰۰۰	۱/۰۲۱٦	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰۰
		حد بالا	۰/۹۹۵٤	۰/۹٦۲۱	۰/۹۸۱۵	۰/۹٤۲۸	۰/۹٦۸۹	۰/۹٤۷٤	۰/۹٤۱۵
		حد پایین	۱/۰۷۳٦	۱/۰۳۷۹	۱/۰٤۳۲	۱/۰۵٤۲	۱/۰۷٤۲	۱/۰۵۲٦	۱/۰۵۸۵
		پس از بحران	۱/۰٦٦٤*	۱/۰۰۰۰*	۱/۰۰۰۰*	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰
		حد بالا	۰/۹۱۳۰	۰/۸۰۲۷	۰/۸۸۹٤	۰/۸۱۰۵	۰/۸٤٦۰	۰/۷٦۲۱	۰/۸۳۳۰
		حد پایین	۱/۲۱۹۷	۱/۱۹۷۳	۱/۱۱۰٦	۱/۱۸۹۵	۱/۱۵٤۰	۱/۲۳۷۹	۱/۱٦۷۰

*-چنانچه محدوده حد بالا و پایین شاخص برآورد شده شامل عدد صفر نشود، معنی‌دار و در غیر این صورت بی‌معنی است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

ادامه جدول۲- نتایج برآورد مدل گارچ-کاپولای ارشمیدسی

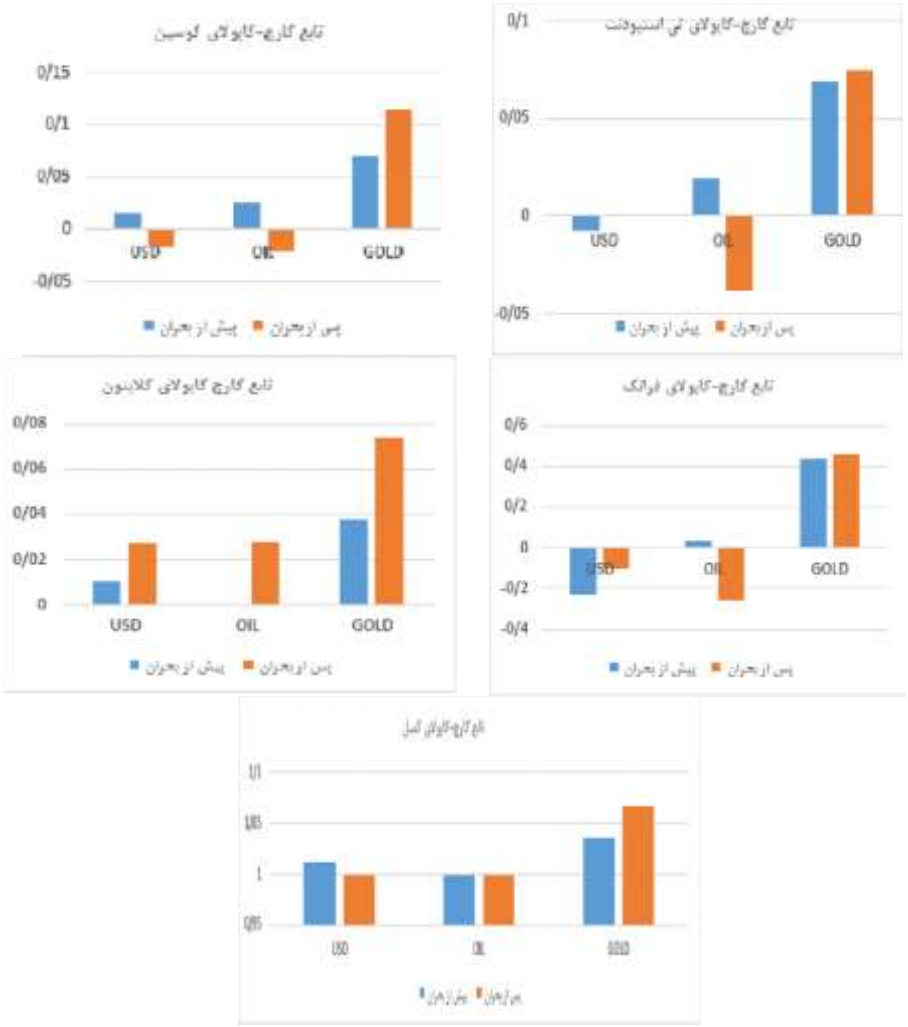
بحران														
تابع کاپولا		متغیر اثرگذار	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا	دلار هنگ کنگ	دلار تایوان	ون کره جنوبی	بات تایلند	رینگیت مالزی	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا
ارشمیدسی	کلایتون	پیش از بحران	۰/۲۸۹۱*	۱/۰۰۰۰	۰/۲۱۹۶*	۰/۷۱۴۴*	۰/۲۲۰۶*	۰/۳۲۵۸*	۰/۰۷۱۷	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۶۷۶	۰/۴۸۷۳
		حد بالا	۰/۴۷۷۱	۰/۱۱۸۷	۰/۳۸۲۵	۰/۸۵۱۹	۰/۳۷۳۷	۰/۵۰۳۶	۰/۱۸۵۸	۰/۱۱۶۹	−۰/۴۱۲۹	−۰/۶۵۹۶	−۰/۶۶۶۱
		حد پایین	۰/۱۰۱۱	−۰/۱۱۸۷	۰/۰۵۶۶	۰/۵۷۶۸	۰/۰۶۷۶	۰/۱۴۸۰	−۰/۰۳۹۲	−۰/۱۱۶۹	۰/۴۱۲۹	۰/۷۹۴۸	۱/۶۲۲۶
		پس از بحران	۰/۶۸۰۲	۰/۰۰۰۰	۰/۵۷۶۳*	۱/۳۹۷۵*	۰/۰۲۶۶	۰/۲۷۴۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۲۹۳۹	۰/۳۹۷۰
		حد بالا	۱/۷۷۳۵	۰/۷۴۸۹	۱/۱۲۸۳	۲/۲۰۶۸	۰/۳۳۲۳	۰/۷۳۶۳	۰/۲۸۲۵	۰/۳۰۱۷	−۰/۵۱۹۷	−۰/۵۷۱۸	−۰/۳۹۷۲
		حد پایین	−۰/۴۱۳۰	−۰/۷۴۸۹	۰/۰۲۴۳	۰/۴۸۸۲	−۰/۲۷۹۰	−۰/۱۸۷۵	−۰/۲۸۲۵	−۰/۳۰۱۷	۰/۵۱۹۷	۱/۱۵۹۵	۱/۱۹۱۱
	فرانک	پیش از بحران	−۲/۷۱۱۲*	−۰/۵۰۷۰	−۰/۰۶۸۰	۴/۵۲۲۳*	۰/۱۶۷۶	۰/۱۱۷۱	۱/۴۰۴۷*	−۰/۱۱۸۷	۰/۸۱۸۹	−۴/۲۰۱۴*	−۳/۱۱۸۹*
		حد بالا	−۲/۰۴۴۷	۰/۰۷۷۰	۰/۶۵۵۱	۵/۰۳۷۲	۰/۹۵۲۲	۰/۸۵۴۵	۲/۰۳۷۹	۰/۴۸۱۱	−۱/۹۸۴۱	−۶/۵۹۴۵	−۵/۸۵۶۷
		حد پایین	−۳/۳۷۷۷	−۱/۰۹۱۱	−۰/۷۹۱۲	۴/۰۰۷۳	−۰/۶۱۶۸	۰/۷۷۱۵	−۰/۶۲۰۲	−۰/۷۱۸۶	۳/۵۵۲۶	−۱/۸۰۸۳	−۰/۳۸۱۰
		پس از بحران	−۲/۹۹۹۱	−۲/۱۱۵۹	۳/۸۲۳۱*	۶/۰۴۳۴*	۱/۵۸۱۰	۱/۶۶۳۸	۰/۳۳۰۶	۱/۱۱۶۸	−۱/۷۱۹۲	۲/۹۳۲۰	۳/۶۹۹۳*
		حد بالا	۰/۴۱۹۳	۰/۵۵۷۱	۶/۴۰۰۳	۸/۴۳۵۹	۳/۸۷۳۰	۴/۰۷۰۵	۲/۴۰۰۵	۳/۲۱۲۹	−۴/۸۲۵۴	−۰/۲۰۰۲	۱/۱۱۱۵
		حد پایین	−۶/۲۵۹۲	−۴/۷۸۸۹	۱/۲۴۵۹	۳/۶۵۰۸	−۰/۷۱۱۰	−۰/۷۴۲۹	−۱/۷۳۹۲	−۰/۹۷۹۳	۱/۳۸۷۱	۶/۰۶۴۲	۶/۲۸۷۱
	گمبل	پیش از بحران	۱/۲۶۸۶*	۱/۰۰۰۰	۱/۱۶۶۱*	۱/۶۱۵۵*	۱/۱۴۲۰*	۱/۱۹۵۰*	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۵۱*	۱/۰۰۰۰*	۱/۴۰۵۸*
		حد بالا	۱/۳۸۰۱	۱/۰۸۰۸	۱/۲۷۴۷	۱/۷۰۸۷	۱/۲۳۶۷	۱/۳۰۰۷	۱/۰۸۰۰	۱/۰۷۵۱	۰/۸۲۲۹	۰/۵۱۵۶	۰/۸۶۱۱
		حد پایین	۱/۱۵۷۱	۰/۹۱۹۲	۱/۰۵۷۵	۱/۵۲۲۴	۱/۰۴۷۳	۱/۰۸۹۳	۱/۰۹۲۰۰	۰/۹۲۴۹	۱/۱۸۷۳	۱/۴۸۴۴	۱/۹۵۰۶
		پس از بحران	۱/۴۵۲۵*	۱/۰۰۰۰	۱/۶۵۷۷*	۲/۰۸۳۰*	۱/۰۰۰۰*	۱/۰۳۴۵*	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰*	۱/۶۲۱۴*	۱/۵۸۲۷*
		حد بالا	۲/۱۴۴۳	۱/۳۵۶۶	۲/۱۸۸۶	۲/۶۱۰۹	۱/۱۸۶۶	۱/۳۶۲۰	۱/۲۶۶۵	۱/۲۱۹۱	۰/۲۰۸۶	۰/۹۹۳۳	۱/۰۱۰۴
		حد پایین	۰/۷۹۰۷	۰/۶۴۳۴	۱/۱۲۶۷	۱/۵۵۰۱	۰/۸۱۳۴	۰/۷۰۴۹	۰/۷۳۳۵	۰/۷۸۰۹	۱/۷۹۱۴	۲/۲۴۹۴	۲/۱۵۰۱

*-چنانچه محدوده حد بالا و پایین شاخص برآورد شده شامل عدد صفر نشود، معنی‌دار و در غیر این صورت بی‌معنی است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

پیوست ۲- نمودارهای مدل برآورد شده

نمودار۱- توابع گارچ- کاپولا بحران ۱۹۸۷ آمریکا



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار۲- توابع گارچ- کاپولا بحران۱۹۹٤

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار۳- توابع گارچ- کاپولا بحران ۱۹۹۷(سارک)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ٤- توابع گارچ- کاپولا بحران ۲۰۰۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

استناد به این مقاله: میرشجاعی، فخری، الهی، ناصر، صیقلی، محسن. (۱۴۰۱). سرایت بحران‌های مالی جهانی بر تلاطم‌های ارزی در اقتصاد ایران؛ رویکرد گارچ-کاپولا، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۳)، ۱۳۷-۱۷۶.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.