



Are the volatilities of investment returns in stocks different from the volatilities of stock returns?

Mohsen Golsorkh Hagh¹ | Mahdi Zolfaghari^{2*} | Asghar Asgharzadeh^{3*} | Mohamad Gholipour Khatir^{4*} | Mohamad Ali Mozafari^{5*}



Research Paper

Received:
2024/08/04
Revised:
2024/10/24
Accepted:
2024/12/13
Published:
2025/04/20

ISSN: 2717-1809
E-ISSN: 2717-199x



Abstract

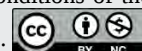
The real return of investors in stocks is determined not only by the return of stocks, but also by the time and capital inflow and outflow from it. Therefore, in this study, we have differentiated between the two concepts of investors' returns from stocks and stock returns, and unlike previous researches, we have used money-weighted returns instead of the percentage of price changes as a measure of Investment return. In order to compare the volatilities of investors' returns and stock returns, we have examined their volatility behavior on the TSE Index. Then, we have examined the safe heaven and hedge capability and the risk spillover effect of the dollar on the returns of investors and compared the results with the returns of the index. The results indicate that there is a significant difference between the volatility of investors' returns from stocks and stock returns, and the volatility of investors' returns is lower than the volatility of stock returns. Because investors tend to fluctuate with the market flow and enter the market in periods of high volatility to earn short-term profits and exit the market in periods of low volatility. Examining conditional volatility models shows that stock returns have stronger leverage effects and more stability and durability in their shocks. At the end of the research findings, it is confirmed that the gold coin has a safe heaven and hedge capability for investors, and there is no evidence that there is a risk spillover effect from the dollar rate on investors' returns.

Keywords: Volatility, Money-Weighted Return, Buy-Hold Return, Safe Heaven and Hedge Capability, Risk Spillover.

DOR: 20.1001.1.27171809.1404.6.1.4.8

1. Graduate of Strategic Defense Studies, National Defense University, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor of Economic Sciences (Financial Economics, Energy Economics), Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
3. Assistant Professor, Social Sciences Research Institute, AJA Command and Staff University, Tehran, Iran.
4. PhD student in Accounting, Faculty of Humanities, Islamic Azad University, Babol, Iran.
5. Corresponding Author: Graduated in Financial Management, Insurance Major, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran. Mohammadali.mozaffari.96@gmail.com

This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution Non-Commercial (CC-BY-NC) license.





آیا نوسانات بازدهی سرمایه‌گذاری در سهام متفاوت از نوسانات بازدهی سهام است؟

محسن گل‌سرخ حق^۱ | مهدی ذوالفقاری^۲ | اصغر اصغرزاده^۳ | محمد قلی‌پور خطیر^۴ | محمد علی مظفری^۵

۱

سال ششم
بهار ۱۴۰۴
صص: ۱۳۴-۱۰۵

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت:
۱۴۰۳/۰۵/۱۴

تاریخ بازنگری:
۱۴۰۳/۰۸/۰۳

تاریخ پذیرش:
۱۴۰۳/۰۹/۲۳

تاریخ انتشار:
۱۴۰۴/۰۱/۳۱

شاپا چاپی: ۲۷۱۷-۱۸۰۹
الکترونیکی: ۲۷۱۷-۱۹۹ x



DOR: 20.1001.1.27171809.1404.6.1.4.8

چکیده

بازده واقعی سرمایه‌گذاران در سهام نه تنها با بازده سهام، بلکه با زمان و میزان جریان ورود و خروج سرمایه از آن تعیین می‌شود. از این رو در پژوهش حاضر بین دو مفهوم بازدهی سرمایه‌گذاران از سهام و بازدهی سهام تفاوت قائل شده‌ایم و برخلاف پژوهش‌های پیشین از بازدهی موزون به پول (بازدهی پول وزنی) به جای درصد تغییرات قیمت به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری بازدهی سرمایه‌گذاری استفاده شده است. به منظور مقایسه‌ی نوسانات بازده سرمایه‌گذاران و بازدهی سهام، رفتار نوسانی آن‌ها را بر روی شاخص کل بورس بررسی کرده‌ایم. در ادامه قابلیت امن و پوششی و اثر سرریز ریسک دلار را بر روی بازدهی سرمایه‌گذاران بررسی نموده و نتایج آن را با بازدهی شاخص مقایسه کرده‌ایم. نتایج حاکی از آن است که میان نوسانات بازده سرمایه‌گذاران از سهام و بازده سهام تفاوت معناداری وجود دارد و نوسانات بازده سرمایه‌گذاران کمتر از نوسانات بازده سهام است. علت این مسئله این است که سرمایه‌گذاران بیشتر تمایل به نوسانگیری از جریان بازار دارند و در دوره‌های با نوسان بالا جهت کسب سود کوتاه‌مدت به بازار ورود کرده و در دوره‌های با نوسان کم از بازار خارج می‌شوند. بررسی مدل‌های نوسان شرطی نشان می‌دهد که بازدهی سهام دارای اثرات اهرمی قوی‌تر و ثبات و ماندگاری بیشتری در شوک‌های خود می‌باشد. در پایان یافته‌های تحقیق مویده آن است که سکه طلا برای سرمایه‌گذاران دارای قابلیت امن و پوششی است و شواهدی مبنی بر وجود اثر سرریز ریسک از نرخ دلار بر روی بازدهی سرمایه‌گذاران وجود ندارد. **کلیدواژه‌ها:** نوسانات، بازدهی پول وزنی، بازدهی خرید-نگهداری، قابلیت امن و پوششی، سرریز ریسک

۱. دانش‌آموخته مطالعات دفاعی راهبردی، دانشگاه عالی دفاع ملی، تهران، ایران.
۲. استادیار علوم اقتصادی (اقتصاد مالی، اقتصاد انرژی)، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
۳. استادیار پژوهشکده علوم اجتماعی، دانشگاه فرماندهی و ستاد آجا، تهران، ایران.
۴. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران.
۵. نویسنده مسئول: دانش‌آموخته مدیریت مالی گرایش بیمه، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

Mohammadali.mozaffari.96@gmail.com

این مقاله یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت شرایط و ضوابط مجوز (CC BY-NC) Creative Commons Attribution Non-

Commercial



توزیع شده است.

مقدمه و بیان مسئله

سرمایه‌گذاران سهام یکی از تامین‌کنندگان کلیدی سرمایه در اقتصاد مدرن هستند و رفتار آنها تأثیر گسترده‌ای بر ریسک‌پذیری اقتصادی، نوآوری و رشد دارد. از آنجایی که سرمایه‌گذاران سهام اساساً با چشم‌انداز کسب بازدهی، اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند، به دست آوردن یک برآورد دقیق از بازده تاریخی آنها برای حوزه‌های مختلف اقتصاد مالی اهمیت زیادی دارد. تقریباً در تمام بحث‌های موجود، تمایزی بین بازده اوراق بهادار و بازده سرمایه‌گذار قائل نمی‌شوند و معمولاً این دو یکسان فرض می‌شوند. برای مثال، زمانی که متخصصان و محققان به بازده سرمایه‌گذاران سهام بین سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ اشاره می‌کنند، معمولاً به میانگین بازده خرید-نگهداری برای برخی از شاخص‌های سهام پرکاربرد مانند شاخص کل بورس اشاره می‌کنند، چنین بازدهی، بازده اوراق بهادار است، در حالی که بازده سرمایه‌گذاران در این اوراق می‌تواند کاملاً متفاوت باشد (دیچو ۲۰۰۷). بازده واقعی سرمایه‌گذاران نه تنها با بازده اوراق بهادار تحت مالکیت تعیین می‌شود، بلکه با زمان و میزان جریان ورود و خروج سرمایه‌گذاری شده نیز تعیین می‌شود (دیچو و ژنگ ۲۰۲۴). فرض کنید سهام شرکتی در بازار اولیه عرضه و طی یک دوره یکساله افزایش قابل توجهی در قیمت خود تجربه کرده باشد. پس از این دوره بنابر دلایل بنیادی همچون توقف تولید، کاهش سهم بازار، افزایش هزینه‌های تولید و یا حتی وقوع بحران در بازار، قیمت سهم با یک روند نزولی عقب نشینی کرده و به سطوح قیمتی در تاریخ عرضه اولیه خود برسد. از آنجایی که بازدهی سهام، بازدهی خرید-نگهداری است، از طریق درصد تغییرات در قیمت سهام محاسبه می‌گردد. از این رو بازدهی سهام طی این دوره تقریباً برابر با صفر می‌باشد. با این حال، از دیدگاه سرمایه‌گذاران، این سهام یک سرمایه‌گذاری نسبتاً ضعیف بوده است چرا که در آن تعداد نسبتاً کمی از سرمایه‌گذاران بازده مثبت در طول دوره عرضه اولیه به دست آوردند و بسیاری دیگر در سقوط قیمت سهم متحمل ضرر شدند. در پژوهش حاضر بین بازدهی سرمایه-گذار از سرمایه‌گذاری در سهام و بازدهی سهام تفاوت قائل خواهیم شد. این معیار جدید مبتنی بر مفهوم وزن دهی پولی به بازده است از اینرو برای استخراج معیاری از بازده سرمایه‌گذار، بازده اوراق بهادار باید با مقدار سرمایه‌گذاری شده موزون شود. به عبارت دیگر، وزن‌دهی

پول به بازده، وزن دادن به ارزش بازده است (دیچو ۲۰۰۷). وزن‌دهی ارزش بازده در یک سبد به وزن‌دهی مقطعی بازده اوراق بهادار براساس ارزش نسبی بازار آنها اشاره دارد. وزن‌دهی پول مفهوم وزن‌دهی ارزش را به سری‌های زمانی بازده گسترش می‌دهد چرا که خروج و ورود جریان سرمایه به طور موثری موقعیت سرمایه نسبی سرمایه‌گذاران را در سبد سهام آنها کاهش یا افزایش می‌دهد. به طور عملی، بازده پول وزنی به عنوان نرخ بازده داخلی (IRR) ارزش اولیه بازار و جریان‌های ورودی و خروجی سرمایه و ارزش بازار پایانی محاسبه می‌شود (دیچو ۲۰۰۷). بنابراین بازدهی سرمایه‌گذاری در طول زمان بسته به اینکه در هر دوره سرمایه‌گذار چه مقدار پول به سهام مورد نظر تزریق و چه مقدار برداشت می‌کند، متفاوت خواهد بود. سرمایه‌گذاران در سهام، به دلیل نوسانات سهامی که در اختیار دارند، نوسان بازدهی را تجربه می‌کنند. با این حال بایستی توجه داشت که سرمایه‌گذاری صورت گرفته در سهام با گذشت زمان در معرض نوسانات متفاوتی نسبت به نوسانات سهام قرار خواهد گرفت، این نوسانات بسته به میزان سرمایه‌گذاری انجام شده در سهام شرکت در طول زمان متفاوت خواهد بود (دیچو و ژانگ ۲۰۲۴). بعنوان مثال، سرمایه‌گذاری را در نظربگیرید که بطور پیوسته برای دوره‌ی بازنشستگی خود در یک صندوق شاخصی سهام برای یک دوره‌ی ۲۰ ساله شروع به سرمایه‌گذاری می‌کند. فرض کنید که طی این دوره‌ی ۲۰ ساله در ۱۰ سال نخست، صندوق دارای نوسانات کم در بازدهی خود باشد در حالی که در ۱۰ سال بعد نوسانات بالایی تجربه نماید. پر واضح است که نوسانات بازدهی این سرمایه‌گذار در طول عمر ۲۰ ساله سرمایه‌گذاری بیشتر از نوسانات متناظر بازده صندوق شاخصی خواهد بود چرا که پول سرمایه‌گذاری شده توسط این شخص در ۱۰ سال نخست که نوسانات پایین بوده کمتر از پول سرمایه‌گذاری شده در دوره‌ای با نوسانات بالاتر بوده است. از این رو می‌توان نتیجه گرفت که نوسانات بازدهی سرمایه‌گذاران از سهام متفاوت از بازدهی سهام می‌باشد. یافته‌های صورت گرفته در پژوهش‌های پیشین حاکی از این است که میان بازدهی موزون به پول و بازدهی خرید_نگهداری شکاف بزرگی وجود دارد و بازدهی موزون به پول نسبت به بازدهی خرید_نگهداری مقدار کمتری محاسبه می‌شود (دیچو ۲۰۰۷، چن و گن ۲۰۲۱ و جیانگ ۲۰۲۴). این مسئله در خصوص صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و حتی در صندوق‌های با درآمد ثابت نیز صادق است (فریستن و ساپ ۲۰۰۷، هسو ۲۰۱۶ و ماهاوان و سوبیچک ۲۰۱۹). با اینحال در

طرح‌های بازنشتی با مزایای تعریف‌شده بازدهی موزون به پول بیشتر از بازدهی خرید_نگهداری می‌باشد که علت آن ماهیت متفاوت اینگونه طرح‌ها با صندوق‌های سرمایه‌گذاری است (دووراک ۲۰۱۹). از سوی دیگر بررسی نوسانات نشان می‌دهد که نوسانات بازدهی سرمایه‌گذاران از نوسانات بازدهی سهام بیشتر است و این اختلاف به لحاظ آماری معنادار می‌باشد و علت آن را می‌توان تمایل سرمایه‌گذاران به فرار از نوسانات دانست (دیچو و ژنگ ۲۰۲۴). مفهوم بازدهی موزون به پول چندان جهت ارزیابی بازده تاریخی سرمایه‌گذاری در سهام شرکتها استفاده نشده است با این حال این معیار بطور گسترده در حوزه‌ی ارزیابی بازده پروژه‌های سرمایه‌گذاری استفاده شده است. براساس شواهد تجربی، تجزیه و تحلیل رفتار تاریخی نوسانات بازده سرمایه‌گذاران با استفاده از رویکرد بازده موزون به پول، در بازار سرمایه ایران تاکنون مورد بررسی قرار نگرفته است و برای نخستین بار در پژوهش حاضر ارائه شده است. از اینرو معرفی رویکردی جهت ارزیابی داده‌های تاریخی مرتبط با بازده و نوسانات سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران جهت توصیف وجه تمایز بازدهی و نوسانات سرمایه‌گذاران با بازدهی و نوسانات سهام با هدف شناخت تمایل سرمایه‌گذاران ایرانی به فرار از نوسانات و یا تعقیب ثبات با عنایت به اهمیت سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه به عنوان وسیله‌ای جهت تامین مالی و توسعه کسب و کارها و همچنین فضایی جهت مشارکت آحاد مردم در رشد و شکوفایی اقتصادی، امری اجتناب‌ناپذیر و ضروریست. در پژوهش حاضر قصد داریم وجه تمایز نوسانات بازدهی سرمایه‌گذاران و بازدهی سهام و رفتار نوسانات شرطی آن‌ها در افق‌های زمانی متعدد برای شاخص کل بورس بررسی نماییم. همچنین در ادامه در راستای ژرف‌نگری در بررسی ابعاد مختلف تمایز موجود در نوسانات دو سری بازدهی مذکور، خاصیت امن و پوششی سکه طلا را برای بازدهی سرمایه‌گذاری و بازدهی سهام تجزیه و تحلیل نموده و در پایان اثر سربز ریسک نرخ دلار را بر بازدهی سرمایه‌گذاران و بازدهی سهام ارزیابی نماییم.

مبانی نظری پژوهش

در پژوهش حاضر، در چهار بخش به ارائه‌ی مفاهیم نظری در حوزه‌های بازدهی موزون به پول، مدل‌های نوسان شرطی، قابلیت پناهگاه امن و پوششی و اثرسربز خواهیم پرداخت. در سال ۲۰۰۴

دیچو^۱ برای نخستین بار بین مفهوم بازدهی دارایی‌های مالی و بازدهی سرمایه‌گذاران از دارایی‌های مالی تمایز قائل شد و معیاری برای مطالعه بازده تاریخی سرمایه‌گذاران معرفی کرد. پس از آن فریستن و ساپ^۲ (۲۰۰۷)، دیچو و یو^۳ (۲۰۱۱)، دووراک^۴ (۲۰۱۲)، هسو و همکاران^۵ (۲۰۱۶)، ماهاوون و سویچک^۶ (۲۰۱۹)، سان و لی^۷ (۲۰۱۹)، چن و گن^۸ (۲۰۲۱)، جیانگ و همکاران^۹ (۲۰۲۴)، دیچو و ژنگ^{۱۰} (۲۰۲۴) بطور گسترده در این حوزه مطالعه و بررسی داشته‌اند. در یک تعریف کلی، بازدهی سهام معادل درصد تغییرات در قیمت سهام شرکت طی دوره نگهداری می‌باشد. از این رو به بازدهی سهام، بازده خرید_نگهداری^{۱۱} نیز می‌گویند، با اینحال اگر زمانبندی جریان سرمایه برای بازده سهام مهم باشد، بازده خرید_نگهداری معیار ضعیفی برای بازده واقعی سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود (دیچو ۲۰۰۷). بعنوان مثال اگر سرمایه‌گذاری اقدام به خرید سهام شرکتی به مبلغ ۱۰۰ میلیون ریال در قیمت ۱,۰۰۰ ریال نماید، سپس در پایان سال نخست با رسیدن قیمت سهام به ۲,۰۰۰ ریال مجدد ۱۰۰ میلیون ریال دیگر سرمایه‌گذاری نماید، با فرض اینکه پس از یک دوره‌ی صعود با وقوع بحران در بازار قیمت سهام عقب نشینی کرده و طی یک روند نزولی به قیمت ۱,۰۰۰ ریالی در پایان سال دوم برسد. بازدهی سهام طی دوره‌ی دو ساله مذکور صفر درصد می‌باشد این در حالی است که اگر نرخ بازدهی داخلی سهامدار از این سرمایه‌گذاری معادل منفی ۱۸ درصد خواهد بود و متحمل زیان شده است. در یک نتیجه‌گیری کلی، بازدهی سرمایه‌گذاران می‌تواند به واسطه‌ی جریان نقد سرمایه‌گذاری شده در طول زمان، متفاوت از بازدهی سهام باشد (دیچو و ژنگ ۲۰۲۴). فرض مشکل ساز در بازده خرید_نگهداری این است که این معیار در طول زمان وزن برابری برای بازدهی‌ها فرض می‌کند این در حالی است که سرمایه‌گذاران میزان سرمایه‌گذاری خالص خود را در طول زمان تغییر می‌دهند. از اینرو برای استخراج معیاری از بازده سرمایه‌گذار، بازده اوراق بهادار باید با مقدار سرمایه‌ی سرمایه‌گذاری

1. Ilia D.Dichev
2. Friesen and Sapp
3. Dichev and Yu
4. Dvorak
5. Hsu, Myers and Whitby
6. Madhavan and Sobczyk
7. Sun and Lee
8. Chen and Gan
9. Jiang, Krishnamurthy and Lustig
10. Dichev and Zheng
11. Buy_Hold Return R_{BH}

شده موزون شود. بدین منظور بازدهی موزون به پول به عنوان نرخ بازده داخلی ارزش اولیه سرمایه‌گذاری و جریان‌های ورودی و خروجی سرمایه و ارزش پایانی سرمایه‌گذاری محاسبه می‌شود (دیچو ۲۰۰۷). براساس موارد فوق‌الذکر وجه تمایز اصلی بین بازده خرید_نگهداری و بازده پول وزنی، رفتار جریان سرمایه سهامداران است. از سوی دیگر بازدهی خرید_نگهداری در طول زمان به طور مساوی وزن‌دهی می‌شود در حالی که بازدهی پول‌وزنی در طول زمان دارای وزن-دهی مبتنی بر سرمایه است و معیار بهتری از تجربه واقعی سرمایه‌گذار است. با عنایت به اینکه مفهوم بازدهی موزون به پول چندان جهت ارزیابی بازده تاریخی سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌ها استفاده نشده است، مطالعه‌ی رفتار تاریخی نوسانات بازده سرمایه‌گذاران ایرانی با استفاده از رویکرد بازده موزون به پول، در بازار سرمایه ایران مسئله‌ی با اهمیتی تلقی می‌گردد. در خصوص بررسی رفتار نوسانی سری‌های زمانی مالی پژوهش‌های گسترده‌ای صورت گرفته است که می‌توان به مطالعات بولرسلو و همکاران^۱ (۱۹۸۸)، بیلی^۲ (۱۹۹۶)، بولرسلو و میکلسن^۳ (۱۹۹۶)، چکیلی و همکاران^۴ (۲۰۱۴)، دایبرگ^۵ (۲۰۱۶)، والتر و همکاران^۶ (۲۰۱۷)، کلین و همکاران^۷ (۲۰۱۸)، کومار و بیسوال^۸ (۲۰۱۹)، دیکیت و آگراوال^۹ (۲۰۱۹)، بهومیک و وانگ^{۱۰} (۲۰۱۸ و ۲۰۱۹)، چادوهری و همکاران^{۱۱} (۲۰۲۰)، زنگ و همکاران^{۱۲} (۲۰۲۴) اشاره کرد. در پژوهش حاضر از مدل EGARCH نلسون^{۱۳} (۱۹۹۰ و ۱۹۹۱)، مدل APARCH دینگ^{۱۴} (۱۹۹۳) و مدل FIGARCH بیلی، بولرسلو و میکلسن (۱۹۹۶)، استفاده شده است. ضریب اهرمی در مدل‌های EGARCH و APARCH اثرات اهرمی شوک‌های زمانی نوسانات را اندازه‌گیری می‌کند و در صورت مثبت بودن بدین معنا است که اگر شوک وقفه قبلی مثبت (منفی) باشد نوسانات سری کاهش (افزایش) می‌یابد^{۱۵} و در

1. Bollerslev, Engle and Wooldridge
2. Baillie
3. Bollerslev and Mikkelsen
4. Chkili, Hammoudeh and Nguyen
5. Dyhrberg
6. Walther, Klein, Thu and Piontek
7. Klein, Walther and Thu
8. Kumar and Biswal
9. Dixit and Agrawal
10. Bhowmik and Wang
11. Chaudhary, Bakhshi and Gupta
12. Zeng, Tang, Yang and Zhang
13. Nelson
14. Ding
15. Leverage Effect

صورت منفی بودن بیانگر آن است که اگر شوک وقفه قبلی مثبت (منفی) باشد نوسانات سری افزایش (کاهش) می‌یابد.^۱ مدل FIGARCH یک مدل حافظه بلندمدت است که پارامتر حافظه بلندمدت در آن مؤید ماندگاری و ثبات شوک‌ها است و این ثبات با میل کردن آن به سمت صفر افزایش می‌یابد. در حوزه قابلیت پناهگاه امن و پوششی می‌توان به مطالعات، باور و لوسی^۲ (۲۰۱۰)، باور و مک‌درموت (۲۰۱۰ و ۲۰۱۶)، باور و همکاران (۲۰۱۸)، کاپی و همکاران^۳ (۲۰۰۵)، دایرگ (۲۰۱۶)، بوری و همکاران^۴ (۲۰۱۷)، کلین و همکاران (۲۰۱۸)، دامیان و همکاران^۵ (۲۰۱۹)، مظفری، باجلان و عیوضلو (۲۰۲۰)، الناصر و همکاران^۶ (۲۰۲۳)، هود و مالک^۷ (۲۰۱۳)، ریان و همکاران^۸ (۲۰۲۴)، شاهزاد و همکاران^۹ (۲۰۱۹)، باور و همکاران^{۱۰} (۲۰۲۰)، توی و همکاران^{۱۱} (۲۰۲۴) اشاره کرد. بنابر تعریف باور و لوسی (۲۰۱۰)، قابلیت پناهگاه امن^{۱۲} عبارت‌انداز دارایی‌هایی است که صرفاً در زمان بروز بحران در بازار با سایر دارایی‌ها همبستگی منفی دارند یا غیر همبسته هستند. قابلیت پوششی^{۱۳} عبارت‌انداز دارایی‌هایی که با سایر دارایی‌ها همبستگی منفی دارند یا غیر همبسته هستند. در زمینه‌ی اثر سرریز می‌توان به پژوهش‌های دیبولد و ییلماز^{۱۴} (۲۰۱۲)، وانگ و همکاران^{۱۵} (۲۰۱۷)، لیو و ژو^{۱۶} (۲۰۲۴)، فنگ و همکاران^{۱۷} (۲۰۲۳)، ژنگ و همکاران^{۱۸} (۲۰۲۳)، وی و همکاران^{۱۹} (۲۰۲۳)، ژائو و همکاران^{۲۰} (۲۰۲۳)، چن و سان^{۲۱} (۲۰۲۳)، جین و همکاران^{۲۲} (۲۰۲۳)، مینگ و همکاران^{۲۳} (۲۰۲۰)،

1. Inverse Leverage Effect
2. Baur and Lucey
3. Capie, Mills and Wood
4. Bouri, Gupta, Tiwari and Roubaud
5. Damian, Danianov and Ahmed
6. Al-Nassar, Boubaker, Chaibi and Makram
7. Hood and Malik
8. Ryan, Corbet and Oxley
9. Shahzad, Bouri, Roubaud, Kristoufek and Lucey
10. Baur, Dimpfl and Kuck
11. Thuy, Tran and Hong Ha
12. Safe Heaven
13. Hedge
14. Diebold and Yilmaz
15. Wang, Xie, He and Stanley
16. Liu and Xu
17. Fang, Shao and Zhao
18. Zheng, Wen, Jiang, Wang and Shen
19. Wei, He, Zhou and Wang
20. Zhao, Cui, Liu and Zhang
21. Chen and Sun
22. Jin, Liu, Yu and Huang

تیان و جی^۲ (۲۰۲۲)، ژائو^۳ (۲۰۲۳)، جواهری و همکاران (۲۰۲۴)، معین نمینی و محسنی (۲۰۲۳)، محمدی نژادپاشاکی و همکاران (۲۰۲۳)، برقی اسگوئی و ثقفی کلوانق (۲۰۱۹) و محسنی و صادقی شاهدانی (۲۰۱۹) اشاره کرد. در پژوهش حاضر از رویکرد آدریان و برونمیر^۴ (۲۰۱۶)، برای محاسبه سهم یک متغیر بر ارزش در معرض ریسک متغیر دیگر بر مبنای تابع کاپیولا و آزمون علیت گرنجر جهت تعیین اثر سرریز ریسک استفاده شده است.

پیشینه پژوهش

مطالعات خارجی

در پژوهش حاضر پیشینه تحقیق، در زمینه‌ی بازدهی موزون به پول، قابلیت پناهگاه امن و پوششی و اثر سرریز در دو بخش مطالعات خارجی و داخلی ارائه خواهد شد. نخستین بار دیچو در سال ۲۰۰۴ بین بازده دارایی‌های مالی و بازده سرمایه‌گذاران از دارایی‌های مالی تمایز قائل شد و روشی برای دستیابی به بازده تاریخی سرمایه‌گذاران ارائه کرد. وی نشان داد که بازدهی سرمایه‌گذاران در درارایی‌های مالی تنها به بازدهی دارایی مالی وابسته نیست، بلکه زمانبندی جریان وجوه سرمایه‌گذاری شده نیز حائز اهمیت است. از اینرو برای نشان دادن بازده سرمایه‌گذاران از معیار بازده موزون به پول استفاده کرد. فریستن و ساپ (۲۰۰۷) نشان دادند که طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۴، تصمیمات زمان‌بندی سرمایه‌گذاران صندوق سهام، میانگین بازده سرمایه‌گذاران صندوق را سالانه ۱٫۵۶٪ کاهش داده است. دیچو و یو (۲۰۱۱) اذعان داشتند که بازده سرمایه‌گذاران صندوق‌های پوششی نه تنها به بازده صندوق‌هایی که در اختیار دارند، بلکه به زمان و میزان جریان سرمایه آنها در داخل و خارج از این صندوق‌ها نیز بستگی دارد. آنها یافتند که بازده سالانه وزن دار دلاری ۳ تا ۷ درصد کمتر از بازده خرید_نگهداری صندوق مربوطه است. دووراک (۲۰۱۲) با بررسی تاثیر زمانبندی بر طرح‌های بازنشستگی با مزایای تعریف شده و طرح‌های بازنشستگی با مشارکت معین دریافت که بازدهی موزون به دلار طرح‌های بازنشستگی با مزایای تعریف شده ۱٪ بیشتر از بازده خرید_نگهداری مربوط به آنها است. هسو و همکاران (۲۰۱۶)

1. Meng, Nie, Mo and Jiang
2. Tian and Ji
3. Zhao and Xu
4. Adrian and Brunnermeier

نشان دادند که بازدهی موزون به دلار صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در حدود ۱٪ تا ۳٪ کمتر از بازدهی خرید_نگهداری مربوط به آن‌ها است. ماه‌آوان و سویچک (۲۰۱۹) با مطالعه‌ی شکاف بازده بین نرخ بازده داخلی جریان‌های سرمایه‌گذار میانی (بازدهی موزون به دلار) و بازده‌های خرید_نگهداری صندوق‌ها، نشان دادند که ETFهایی که در آن جریان سرمایه با بازده گذشته همبستگی مثبت دارند (تعقیب بازده) بین آنچه که سرمایه‌گذار بطور متوسط تجربه می‌کند و آنچه گزارش می‌شود، دارای شکاف بازدهی بیشتری است. آن‌ها دریافتند که شکاف بازده بین ETFها به طور متوسط بسیار کم و برای صندوق‌های سهام منفی ۰٫۹۳ درصد و برای صندوق‌های با درآمد ثابت منفی ۰٫۵۲ درصد است. سان و لی (۲۰۱۹) اذعان داشتند که بازده‌های وزنی دلار برحسب دلار آمریکا در تمام کشورها مشابه است اما بازده‌های وزنی دلار بر مبنای ارز محلی مشابه نیست و در کشورهایی که به لحاظ مالی بسته هستند، بیشتر است. چن و گن (۲۰۲۱) با مطالعه‌ی تفاوت بین بازده خرید_نگهداری و بازده واقعی سرمایه‌گذاران در کشور چین، طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰، دریافتند که بازده خرید و نگهداری سالانه ۱۱ درصد بوده است، در حالی که بازده واقعی سرمایه‌گذاران ۵٫۸ درصد است. جیانگ و همکاران (۲۰۲۴) دریافتند که زمانبندی خرید و فروش اوراق خزانه ایالات متحده توسط سرمایه‌گذاران خارجی بگونه‌ای بوده که بازدهی بسیار پایینی داشته باشند. بازده سالانه وزن دار دلاری آنها، که با نرخ بازده داخلی خرید و فروش اوراق خزانه اندازه‌گیری می‌شود، بیش از ۳٫۲۶ واحد درصد کمتر از استراتژی خرید و نگهداری در همان افق زمانی است. همچنین بازده آنها ۱٫۶۲ درصد کمتر از بازده سرمایه‌گذاران داخلی است. دیچو و ژنگ (۲۰۲۴) اذعان داشتند که نوسانات بازده سرمایه‌گذاران به طور مداوم بیشتر از نوسانات مربوط به بازده سهام تقریباً در همه مشخصات است. مقدار نسبی دیفرانسیل نوسانات از ۱۰٪ تا ۷۵٪، با افق سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. این اختلاف عمدتاً ناشی از تمایل سرمایه‌گذاران به فرار از نوسانات و برداشت سرمایه از سهام پس از دوره‌های با نوسان بالا است. در خصوص پژوهش‌های انجام شده در خصوص قابلیت امن و پوششی می‌توان به پژوهش باور و همکاران (۲۰۲۰) اشاره کرد. آن‌ها از رگرسیون چندکی برای تجزیه و تحلیل بازده دارایی‌های بالقوه امن استفاده کردند و نشان دادند که طلا و اوراق قرضه دارای قابلیت امن طی دوران بحران مالی می‌باشند. توی و همکاران (۲۰۲۴) اذعان داشتند که نقش پناهگاه امن دارایی‌ها طی

دوره‌ی وقوع بحران تغییر خواهد کرد. در حوزه‌ی اثر سرریز ریسک طی چند سال اخیر می‌توان به مطالعات تیان و جی (۲۰۲۲) اشاره کرد که سرریز ریسک به سیستم مالی بازارهای توسعه‌یافته را بررسی کردند و متوجه شدند که آلمان بیشترین سرریز ریسک را نشان می‌دهد و پس از آن فرانسه، ایالات متحده و بریتانیا قرار دارند، و سرریز ریسک در طول همه‌گیری کرونا بسیار بیشتر از دوره‌های بحران مالی و بحران بدهی‌های دولتی است. ژانگ و همکاران (۲۰۲۲) سرریزهای ریسک سیستمیک مستقیم و غیرمستقیم را در بازارهای سهام آسیای شرقی، اروپا و ایالات متحده طی همه‌گیری کرونا بررسی کرده و دریافتند که هنگ‌کنگ بیشترین تغییر را در ارزش در معرض خطر، پس از همه‌گیر کرونا نشان داده‌است. ژائو (۲۰۲۳) به مطالعه‌ی اثر سرریز ریسک بازار تجاری کربن بر بازار سهام چین پرداخته و نشان داد که بازار تجارت جهانی کربن بیشترین اثر سرریز ریسک را بر بازار سهام شرکت‌های برقی دارد و هر چه سطح معنی‌داری کاهش یابد به واسطه‌ی افزایش ریسک در بازار کربن اثر سرریز ریسک افزایش می‌یابد.

مطالعات داخلی

در خصوص مطالعات داخلی مرتبط با پژوهش، براساس شواهد تجربی، تجزیه و تحلیل رفتار تاریخی نوسانات بازده سرمایه‌گذاران با استفاده از رویکرد بازده موزون به پول تاکنون مورد بررسی قرار نگرفته است. با اینحال در حوزه‌ی قابلیت امن و پوششی می‌توان به پژوهش انجام شده توسط سیف‌الدینی و رهنمای‌رودپشتی (۲۰۱۸) اشاره داشت. آن‌ها نشان دادند که رابطه بین بازده سهام و بازده سکه بهار آزادی تابع رژیم‌های خاصی نیست، بلکه طلای داخلی به عنوان نوعی پوشش ریسک ضعیف در برابر تغییرات بازده بورس اوراق بهادار تهران بشمار می‌رود. حسین-زاده (۲۰۱۹) اذعان داشت که بازار طلا پوشش ریسک قوی برای بازار سهام است. اما پناهگاه امن قوی برای آن به شمار نمی‌آید. همچنین طلا در مقابل تورم یک پناهگاه امن بوده اما پوشش ریسک قوی برای آن نیست. مظفری، باجلان و عیوضلو (۲۰۲۲) بیان داشتند که بیت‌کوین، سکه-امامی و دلار برای شاخص بورس و فرابورس دارای قابلیت امن می‌باشند. امیری و همکاران (۲۰۲۳) اذعان داشتند که سکه طلا و بیت‌کوین پناهگاه امن قوی برای سهام در بورس تهران محسوب می‌شوند. اما به لحاظ پوششی ضعیف هستند. نعیم‌زاده و همکاران (۲۰۲۳) نشان دادند طلا و دلار آمریکا بر خلاف دوره‌های قبل از پاندمی کرونا دارایی مناسبی به عنوان پناهگاه

امن برای بازار سهام در طی همه‌گیری کرونا نیست. جمشیدی نوید و همکاران (۲۰۲۴) بیان داشتند که جهت بهره‌مندی از منافع تنوع‌بخشی، حرکت به سمت سرمایه‌گذاری در کالاها با در نظر گرفتن دوره‌های رونق و رکود بازار سهام گزینه‌ای مناسب خواهد بود. در زمینه‌ی اثرات سرریز می‌توان به پژوهش محسنی و صادقی شاهدانی (۲۰۱۹) اشاره کرد. نتایج مطالعات آن‌ها مؤید وجود پایداری کوتاه‌مدت منفی و پایداری بلندمدت مثبت شوک‌های نرخ ارز بر بازدهی بازار سرمایه است. همچنین سرریزی نوسان به صورت نامتقارن و مثبت از بازار ارز بر بازار سرمایه تأیید می‌شود. برقی‌اسگوئی و ثقفی کلوانق (۲۰۱۹) اذعان داشتند که جهت سرریز ریسک مثبت و منفی از سمت بازار سهام به سمت بازار ارز بوده است. محمدی‌نژاد پاشاکی و همکاران (۲۰۲۳) بیان داشتند که با توجه به ارتباط معکوس بین سهام و طلا، ایجاد پرتفوی متشکل از سهام و طلا، جهت کاهش اثرهای ریسک سرریز مفید است و به سرمایه‌گذاران جهت کاهش ریسک سرمایه‌گذاری کمک می‌کند. جواهری و همکاران (۲۰۲۴) اذعان داشت که بازار ارز و رمز ارز دارای سرریزی خالص مثبت و بازار بورس دارای سرریزی خالص منفی بوده است. رودری و همکاران (۲۰۲۴) اشاره داشتند که عمده ارتباط میان تلاطمات متغیرهای مورد بررسی به صورت بلندمدت بوده است و نرخ ارز عامل مسلط در توضیح تلاطمات شبکه مورد بررسی بوده است. در کوتاه‌مدت نقدینگی انتقال‌دهنده خالص تلاطمات به تورم و نرخ ارز بوده است اما در میان‌مدت و بلندمدت نرخ ارز انتقال‌دهنده خالص تلاطمات و تورم و نقدینگی دریافت‌کننده خالص تلاطمات ارز هستند.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر به لحاظ هدف از نوع پژوهش کاربردی است چرا که به کشف ماهیت اشیاء، پدیده‌ها و روابط بین متغیرها می‌پردازد. هدف اساسی این نوع پژوهش تبیین روابط بین پدیده‌ها، آزمون نظریه‌ها و افزودن به دانش موجود در یک زمینه خاص است. روش پژوهش از نوع تحقیق توصیفی-پیمایشی (پیمایشی طولی) است چرا که بر آن هستیم تا روابط بین متغیرها را در طول زمان بسنجیم. جامعه‌ی آماری پژوهش شامل سری زمانی شاخص کل بورس و سری زمانی قیمت سکه امامی و دلار (دلار بازار آزاد) از ابتدای سال ۱۳۹۴ (۱۳۹۴/۰۱/۰۵) تا انتهای سال ۱۴۰۲ (۱۴۰۲/۱۲/۲۸) می‌باشد. داده‌های پژوهش برای سری زمانی شاخص کل بورس و دلار با استفاده

از نرم‌افزار ره‌آورد نوین^۳ و سری زمانی قیمت سکه امامی از وب‌سایت شبکه اطلاع‌رسانی طلا و ارز (tgju.org) استخراج شده است. جهت محاسبه‌ی بازدهی متغیرها از رابطه‌ی (۱) $r = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}}$ استفاده می‌شود که از این به بعد از آن به عنوان بازدهی خرید_نگهداری یاد خواهد شد. همانطور که در بخش‌های قبل به آن اشاره کردیم بازده موزون به پول بر مبنای نرخ بازده داخلی جریان نقد سرمایه‌گذاری شده محاسبه خواهد شد. لذا فرمول بازده موزون به پول بصورت ذیل خواهد بود.

$$MV_0 = \frac{MV_T}{(1 + r_{mw})^T} + \sum_{t=1}^T \frac{\text{Capital Flow}_t}{(1 + r_{mw})^t}$$

مشابه آنچه که دیچو (۲۰۰۷) در پژوهش تحقیقاتی خود انجام داد جریانات نقد سرمایه‌گذار با استفاده از رابطه‌ی ذیل محاسبه خواهد شد. در این فرمول r_t میانگین هندسی بازدهی خرید_نگهداری طی دوره‌ی بررسی است و $Distributions_t$ بیانگر جریان وجوه سرمایه‌گذار است و زمانی که مقداری مثبت محاسبه می‌شود، بیانگر جریان خروج سرمایه (همچون دریافت سود تقسیمی یا خرید مجدد سهم) است و زمانی که مقدار منفی محاسبه می‌شود، بیانگر جریان ورود سرمایه است.

$$Distributions_t = MV_{t-1} \times (1 + r_t) - MV_t \quad (۳)$$

با استفاده از نمونه‌گیری بوت‌استرپینگ اقدام به مقایسه‌ی سطح اطمینان میانگین و انحراف معیار سری بازده خرید_نگهداری و سری بازده پول وزنی برای هر یک از نمونه‌های مورد بررسی در افق زمانی یک‌ساله، دو‌ساله، چهارساله، شش‌ساله و هشت‌ساله کرده‌ایم. برای بررسی برابری میانگین و انحراف معیار به ترتیب از آزمون‌های فرض ذیل استفاده شده است.

$$Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \quad (۴) \quad F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \quad (۵)$$

برای بررسی خاصیت نوسان‌گریزی سرمایه‌گذاران اقدام به بررسی همبستگی بین نسبت جریان وجوه سرمایه‌ای به ارزش بازار ($Dist/MV_t$) با بازدهی خرید_نگهداری می‌نماییم و در ادامه با استفاده از رگرسیون‌های ذیل اقدام به بررسی دقیق‌تر روابط بین نسبت جریان وجوه سرمایه‌ای به ارزش بازار با بازدهی و نوسانات بازده خرید_نگهداری می‌پردازیم.

(۶) هبردی بودجه و مالیه دانشگاه جامع امام حسین (علیه‌السلام)

(۷)

(۸)

$$\begin{aligned} \text{Dist}/\text{MV}_t &= \beta_0 + \beta_1 \text{Std}(R_{t-1}) + \beta_2 \text{Std}(R_{t-2}) + \beta_3 R_{t-1} + \beta_4 R_{t-2} \\ \text{Std}(R_t) &= \beta_0 + \beta_1 \text{Dist}/\text{MV}_{t+1} + \beta_2 \text{Dist}/\text{MV}_{t+2} \\ \text{Std}(R_t) &= \beta_0 + \beta_1 (\text{Dist}/\text{MV}_{t+1})^2 + \beta_2 (\text{Dist}/\text{MV}_{t+2})^2 \end{aligned}$$

برای مقایسه‌ی رفتار نوسانی سری‌های بازدهی از مدل‌های نوسان شرطی EGARCH(1,1)، رابطه‌ی (۹) APARCH(1,1) رابطه‌ی (۱۰) و FIGARCH(1,d,1) رابطه‌ی (۱۱) (با فرض اینکه اجزاء اخلاص دارای توزیع t_{student} می‌باشند) بر روی سری پسماند حاصل از مدل خودرگرسیون مرتبه اول استفاده شده است.

$$\log h_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i \log h_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \left[\frac{|\varepsilon_{t-j}|}{h_{t-j}} - \sqrt{\frac{v-2}{\pi}} \frac{\Gamma(\frac{v-1}{2})}{\Gamma(\frac{v}{2})} \right] + \sum_{j=1}^q \gamma_j \left(\frac{|\varepsilon_{t-j}|}{h_{t-j}} \right) \quad (۹)$$

$$h_t^{2/2} = \omega + \alpha(|\varepsilon_{t-1}| - \gamma \varepsilon_{t-1})^{2/2} + \beta h_{t-1}^{2/2} \quad (۱۰)$$

$$h_t = \omega + (1 - \beta L - (1 - \phi L)(1 - L)^d) \varepsilon_t^2 + \beta h_{t-1} \quad (۱۱)$$

پس از تجزیه و تحلیل نوسانات دو سری بازدهی مورد اشاره، در راستای مطالعه‌ی موشکافانه-ی تفاوت موجود در نوسانات دو سری بازدهی مذکور، قابلیت پناهگاه امن و پوششی سکه امامی و اثر سرریز ریسک دلار بر روی جفت سری زمانی مذکور مورد بررسی قرار خواهد گرفت. برای بررسی قابلیت امن و پوششی سکه طلا برای بازده شاخص کل بورس و بازده سرمایه‌گذاران در شاخص مذکور، ابتدا اقدام به تشکیل سبدهای سرمایه‌گذاری دوتایی بر مبنای طلا می‌نماییم و پس از اجرای مدل خودرگرسیون برداری ذیل (۱۲)، مدل diagonal BEKK بر روی سری پسماند-های حاصل، اجرا شده تا ماتریس واریانس-کوواریانس پویا برای هر یک از سبدهای دوتایی جهت دستیابی به سبد بهینه‌ای از دارایی‌ها برآورد گردد. (کلین و همکاران، ۲۰۱۸)

$$\begin{aligned} \begin{cases} r_{i,t} = \theta_{0,i} + \alpha_{i,t-1} r_{i,t-1} + \beta_{j,t-1} r_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t} \\ r_{j,t} = \theta_{0,j} + \alpha_{j,t-1} r_{j,t-1} + \beta_{i,t-1} r_{i,t-1} + \varepsilon_{j,t} \end{cases} \\ H_t = C^T C + A_1^T \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T A + G^T H_{t-1} G \end{aligned}$$

بعد از محاسبه ضریب همبستگی داینامیک بین دارایی‌های تشکیل دهنده‌ی پرتفوی دوجزئی از مدل رگرسیون خطی ذیل، قابلیت امن و پوششی سکه طلا را در صدک‌های ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ سری بازدهی خرید_نگهداری و سری بازدهی پول وزنی اندازه‌گیری می‌کند. (دامیان و همکاران، ۲۰۱۹). متغیر $D(r_{it}, q\%)$ ، متغیر موهومی است و زمانی مقدار یک به خود می‌گیرد که بازدهی شاخص در صدک q ام خود قرار داشته باشد.

$CORR(i, j)_t = \gamma_0 + \gamma_{1\%}D(r_{it}, 1\%) + \gamma_{5\%}D(r_{it}, 5\%) + \gamma_{10\%}D(r_{it}, 10\%)$ (۱۴)
در پایان برای محاسبه‌ی اثر سرریز ریسک دلار بر روی بازدهی شاخص و بازدهی سرمایه‌گذاران از شاخص، از اجزاء اخلال مدل‌های نوسان شرطی بخش قبل برای تحلیل همبستگی بین سری زمانی بازده نرخ دلار آزاد با سری بازدهی‌ها استفاده خواهد شد. این روش بر مبنای توابع کاپیولا استوار است که دیدگاه کامل‌تری نسبت به روش‌های دیگر در شناسایی همبستگی بین متغیرها دارد. در پژوهش حاضر از تابع کاپیولا t-student برای برآورد ساختار همبستگی بین متغیرها استفاده شده است.

$$\lambda_v = \lambda_u = \lambda = 2T_{v+1} \left(-\sqrt{\frac{(v+1)(1-\rho)}{1+\rho}} \right) \quad (15)$$

در پژوهش حاضر برای بررسی سرریز قیمتی از معیار ارزش در معرض ریسک شرطی استفاده می‌شود تا تاثیر ارزش در معرض ریسک یک متغیر بر روی ریسک سیستماتیک متغیر دیگر ارزیابی شود. معیار ارزش در معرض ریسک بیانگر حداکثر زیان ممکن در یک بازه زمانی خاص و سطح اطمینان مشخص $(1 - \alpha)$ است.

$$\Pr(X_t \leq VaR_{\alpha;t}) = \alpha \quad (16)$$

ارزش در معرض ریسک شرطی برای یک متغیر برابر است با ارزش در معرض ریسک آن به شرط اینکه متغیر دیگر در معرض بحران قرار داشته باشد.

$$\Pr(x_{1t} \leq CoVaR_{\beta;t}^1 | x_{2t} \leq VaR_{\alpha;t}; x_{3t}) = \beta \quad (17)$$

آدریان و برونمیر (۲۰۱۶)، برای محاسبه سهم متغیر i روی ارزش در معرض ریسک بازار j معیار فاصله بین مقدار ارزش در معرض ریسک شرطی بازار j در حالی که متغیر i در سطح

ارزش در معرض خطر خود باشد و مقدار ارزش در معرض ریسک شرطی بازار Z در حالی که متغیر i در سطح میانه خود باشد را بصورت رابطه‌ی ذیل معرفی کردند.

$$\Delta \text{CoVaR}_q^{ji} = \text{CoVaR}_q^{j|X^i=\text{VaR}_q^i} - \text{CoVaR}_q^{j|X^i=\text{Median}^i} \quad (18)$$

ضابطه‌ی فوق را می‌توان بصورت ذیل نیز باز نویسی کرد.

$$\Delta \text{CoVaR}_q^{ji} = \beta_q^i (\text{VaR}_q^i - \text{VaR}_{\text{Median}}^i) \quad (19)$$

اگر سرریز ریسک از متغیر i روی متغیر j بطور معناداری وجود داشته باشد، بایستی همبستگی معناداری بین ارزش در معرض ریسک i و ریسک سیستماتیک (ارزش در معرض ریسک شرطی) j وجود داشته باشد. بنابراین با استفاده از آزمون علیت گرنجری وجود این تاثیر و معنی‌داری آن مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت.

یافته‌های پژوهش

در جدول (۱) سری بازده خرید_نگهداری (R_{BH}) و بازده موزون به پول (R_{MW}) به لحاظ متغیرهای آمار توصیفی مقایسه شده‌اند. سری R_{BH} دارای میانگین و انحراف معیار بیشتری نسبت به R_{MW} می‌باشد. جفت سری‌های زمانی مورد بررسی چوله بوده و نسبت به توزیع نرمال دارای کشیدگی روبه بالا می‌باشند با اینحال سری R_{MW} دارای چولگی و کشیدگی بیشتری نسبت به R_{BH} است. در ادامه در جدول (۱) مقادیر بحرانی آزمون‌های جارک-برا، لیانگ-باکس، اثرات آرچ (برای وقفه ۱۲۵م) و دیکی-فولر ارائه شده است. نتایج آزمون جارک-برا بیانگر آن است که هیچ‌یک از سری‌های زمانی مذکور نرمال نمی‌باشند. نتایج آزمون لیانگ-باکس و اثرات آرچ نشان می‌دهد که بین وقفه‌های قبلی بازدهی و واریانس، خودهمبستگی وجود دارد و در پایان مقادیر بحرانی آزمون دیکی-فولر بیانگر این است که سری‌های زمانی پژوهش مانا می‌باشند.

جدول ۱. آمار توصیفی داده‌های پژوهش

عنوان	R_{BH}	R_{MW}
میانگین	۰,۰۰۱۶۱۴	۰,۰۰۱۴۹۷
انحراف معیار	۰,۰۱۲۳۳۷	۰,۰۰۴۸۴۹
چولگی	۰,۱۸۱۰۴۶	۱,۳۵۲۵۴۴
کشدگی	۵,۲۶۹۵۷۷	۷,۳۶۳۷۶۶
آزمون جاکوبی	۵,۹۶۵۳۰۸	۵,۹۶۵۳۰۸
آزمون لیانگ باکس	۳۱,۴۱۰۴۳	۳۱,۴۱۰۴۳
آزمون اثرات آرچ	۳۷,۶۵۲۴۸	۳۷,۶۵۲۴۸
آزمون دیکی فولر	۱,۹۴۱۶-	۱,۹۴۱۶-

در جدول (۲) نتایج مرتبط با توزیع بازده خرید_نگهداری (R_{BH}) و بازده موزون به پول (R_{MW}) برای افق‌های زمانی مختلف برای شاخص کل بورس ارائه گردیده است. همچنین برای در نظر گرفتن اثرات داده‌های پرت احتمالی، صدک‌های رایج برای توزیع‌های بازدهی نیز در نظر گرفته شده است. برای بررسی تفاوت موجود در انحراف معیار بین R_{MW} و R_{BH} از روش آزمون بوت‌استرپ با تکرار ۲۰۰ مرتبه استفاده شده است.

جدول ۲. مقایسه توزیع بازدهی R_{MW} و R_{BH} شاخص کل بورس

	t=1		t=2		t=4		t=6		t=8	
	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}
μ	۰,۰۵۶۷-	۰,۰۷۳۷	۰,۰۷۵۲	۰,۰۴۳۴	۰,۰۵۱۵	۰,۰۲۱۵	۰,۱۹۳۹	۰,۲۰۴۲	۰,۱۸۷۱	۰,۲۰۴۲
σ	۰,۲۴۸۳	۱,۲۰۲۶	۰,۳۹۵۷	۱,۲۷۱۷	۰,۳۹۵۵	۱,۴۷۰۴	۰,۵۸۳۵	۱,۳۸۶۴	۰,۵۴۰۷	۱,۳۸۶۴
%۹۹	۱,۲۷۷۳	۰,۲۶۹۸	۱,۳۳۸۴	۰,۴۳۰۱	۱,۳۷۴۵	۰,۴۱۶۷	۱,۵۵۱۷	۰,۶۲۰۶	۱,۴۴۳۰	۰,۵۷۰۴
%۹۸	۱,۲۵۲۷	۰,۲۶۸۱	۱,۳۲۹۲	۰,۴۲۰۹	۱,۳۷۳۱	۰,۴۱۵۲	۱,۵۳۵۱	۰,۶۱۷۳	۱,۴۴۱۸	۰,۵۶۷۷
%۹۵	۱,۲۰۹۹	۰,۲۶۳۸	۱,۳۰۵۱	۰,۴۱۶۱	۱,۳۴۵۲	۰,۴۰۹۴	۱,۵۲۱۷	۰,۶۱۱۱	۱,۴۳۲۱	۰,۵۶۲۲
%۹۰	۱,۱۷۹۷	۰,۲۶۰۷	۱,۲۸۷۷	۰,۴۱۲۵	۱,۳۲۶۸	۰,۴۰۷۵	۱,۵۱۲۷	۰,۶۰۲۵	۱,۴۲۴۸	۰,۵۵۵۵
۷۵%	۱,۱۱۹۶	۰,۲۵۵۵	۱,۲۴۸۰	۰,۴۰۳۴	۱,۲۹۶۷	۰,۴۰۱۴	۱,۴۸۸۶	۰,۵۹۵۲	۱,۴۰۳۵	۰,۵۵۰۱
%۵۰	۱,۰۵۸۳	۰,۲۴۷۶	۱,۱۹۹۷	۰,۳۹۲۶	۱,۲۶۸۸	۰,۳۹۴۲	۱,۴۶۵۸	۰,۵۸۲۴	۱,۳۸۱۵	۰,۵۳۹۹
%۲۵	۰,۹۸۶۷	۰,۲۳۹۷	۱,۱۵۷۰	۰,۳۸۳۰	۱,۲۳۶۹	۰,۳۸۷۰	۱,۴۴۲۲	۰,۵۷۳۶	۱,۳۶۱۴	۰,۵۲۹۷

t=8		t=6		t=4		t=2		t=1		
R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	
۰,۵۲۳۰	۱,۳۴۱۷	۰,۵۶۱۴	۱,۴۲۴۴	۰,۳۸۱۲	۱,۲۱۵۷	۰,۳۷۴۳	۱,۱۱۱۸	۰,۲۳۴۸	۰,۹۳۸۵	%۱۰
۰,۵۲۰۰	۱,۳۲۴۸	۰,۵۵۲۰	۱,۴۰۱۵	۰,۳۷۸۳	۱,۲۰۹۷	۰,۳۶۷۶	۱,۰۸۷۶	۰,۲۳۱۶	۰,۸۹۵۰	%۵
۰,۵۱۲۸	۱,۳۱۹۰	۰,۵۴۴۶	۱,۳۸۵۰	۰,۳۷۵۷	۱,۱۹۲۹	۰,۳۶۰۱	۱,۰۴۵۷	۰,۲۲۸۲	۰,۸۶۲۶	%۲
۰,۵۱۱۴	۱,۳۱۳۰	۰,۵۳۷۲	۱,۳۶۵۳	۰,۳۷۳۴	۱,۱۸۱۳	۰,۳۵۵۶	۱,۰۱۰۶	۰,۲۲۷۳	۰,۸۴۱۷	%۱

همانطور که ملاحظه می‌فرمایید، نوسانات بازده موزون به پول در تمامی افق‌های زمانی بطور قابل توجهی کمتر از نوسانات بازده خرید_نگهداری است. به عنوان مثال در افق زمانی شش ساله انحراف معیار R_{MW} معادل ۰,۵۸۳۵ درصد است که در مقایسه با انحراف معیار ۱,۴۷۰۴ درصدی R_{BH} دارای اختلاف قابل ملاحظه‌ای می‌باشد و این تمایز چشمگیر در تمام افق‌های زمانی قابل مشاهده است. تفاوت موجود میان انحراف معیار سری‌های زمانی با افزایش افق زمانی، طی روندی متناوب کاهش می‌یابد. بطوری که اختلاف ۷۹٪ بین انحراف معیار دو سری زمانی در افق یکساله به ۶,۵٪ در افق زمانی هشت ساله رسیده است. این مسئله مؤید آن است که جریان سرمایه و نوسانات طی زمان در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت اثر متقابل بیشتری بر روی یکدیگر دارند. برخلاف مشاهدات دیچو و ژنگ (۲۰۲۴) که نشان‌دادند تفاوت موجود در توزیع دو سری بازدهی در دامنه چپ توزیع بازدهی‌ها آشکارتر و بیشتر از دامنه راست توزیع است. نتایج جدول (۲) حکایت از آن دارد که توزیع بازدهی بین بازدهی خرید_نگهداری و بازدهی موزون به پول چه در دامنه چپ و چه در دامنه راست دارای تفاوت آشکاری می‌باشد و با افزایش افق زمانی تفاوت موجود بین انحراف معیار دو سری زمانی R_{MW} و R_{BH} از تقریباً ۸۰٪ به ۶۰٪ کاهش می‌یابد. در افق زمانی یکساله هر چه از سمت راست توزیع به سمت چپ حرکت می‌کنیم انحراف معیار سری‌های زمانی کاهش می‌یابد که بیانگر آن است که تفاوت موجود در انحراف معیار دو سری بازدهی در سمت راست توزیع بیش از سمت چپ توزیع است. البته ذکر این نکته ضروری است که با افزایش افق زمانی اختلاف موجود کاهش یافته بطوری که در افق زمانی هشت ساله تفاوت موجود در انحراف معیار دو سری بازدهی در سمت راست توزیع کمتر از سمت چپ توزیع است. مقایسه‌ی مقادیر P_value حاصل از آزمون مشابهت میانگین و واریانس (روابط ۴ و ۵) دو سری زمانی R_{MW} و R_{BH} گویای آن است که در تمامی افق‌های زمانی با وجود شباهت در میانگین (در

سطح اطمینان ۹۹٪، انحراف معیار سری‌های زمانی کاملاً متفاوت است (در سطح اطمینان ۹۹٪). مطالعات دیچو و ژنگ (۲۰۲۴) حاکی از آن بود که به واسطه‌ی اثر متقابل بین جریان سرمایه‌گذاری و نوسانات بازدهی طی زمان، نوسانات بازدهی موزون به پول به عنوان نماینده بازده سرمایه‌گذاران از سرمایه‌گذاری در سهام بیشتر از نوسانات بازدهی سهام است و علت این مسئله را تمایل سرمایه‌گذاران و جریان سرمایه به فرار از نوسانات^۱ (یا نوسان‌گریزی) و یا تعقیب ثبات^۲ دانست. منظور از فرار از نوسانات یعنی خروج از بازار بعد از دوره‌هایی با نوسانات بالا و تعقیب ثبات نیز عبارت‌انداز ورود به بازار بعد از دوره‌هایی با نوسانات کم می‌باشد. نتایج جدول (۴) برخلاف نتایج دیچو و ژنگ (۲۰۲۴) نشانگر آن است که نوسانات سرمایه‌گذاران در بازار بورس ایران کمتر از نوسانات شاخص بورس می‌باشد. بنابراین برخلاف رفتار سرمایه‌گذاران خارجی، در ایران سرمایه‌گذاران تمایل دارند تا سرمایه خود را در دوره‌های با نوسان بالا وارد بازار کرده و در دوره‌های با نوسان کم از بازار خارج شوند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که سرمایه‌گذاران در ایران بیشتر تمایل به کسب بازدهی کوتاه‌مدت در دوره‌های با نوسان بالا دارند، به عبارت دیگر رفتار جریان سرمایه توسط سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران بدین صورت است که به دنبال کسب بازدهی از نوسانات موجود در بازار است. تجزیه و تحلیل رگرسیون رابطه‌ی (۶) نشان می‌دهد که متغیر $Dist/MV_t$ با نوسانات وقفه قبلی رابطه‌ی منفی و معناداری دارد و با افزایش (کاهش) نوسانات بازدهی، جریان سرمایه افزایش (کاهش) می‌یابد. همچنین $Dist/MV_t$ با وقفه ۲ دوره‌ی قبلی بازدهی رابطه‌ی منفی و معناداری داشته و با کاهش (افزایش) بازدهی بازار، جریان سرمایه کاهش (افزایش) می‌یابد.^۴ مدل‌های رگرسیون (۷ و ۸) نشان می‌دهند که انحراف معیار بازدهی با متغیر $Dist/MV_{t+2}$ رابطه‌ی منفی و معناداری دارد و افزایش نوسانات بازار برای سرمایه‌گذاران ایرانی دلیلی است بر ورود جریان نقد به بازار، به عبارت دیگر در بازار سرمایه

1. Fleeing Volatility

2. Chaseing Stability

۳. افزایش جریان سرمایه به معنی ورود پول به بازار است و متقابلاً کاهش جریان سرمایه، خروج پول از بازار تعبیر می‌گردد.

۴. ذکر این نکته ضروری است که متغیر $Dist$ یا $Distribution$ در صورتی که مقدار مثبت به خود بگیرد بیانگر خروج سرمایه از بازار تعبیر می‌گردد و در صورت منفی بودن بیانگر ورود سرمایه به بازار است.

ایران، سرمایه‌گذاران بیشتر تمایل به نوسان‌گیری از بازار دارند و به دنبال کسب بازدهی از طریق نوسانات کوتاه‌مدت قیمتی هستند.

جدول ۳. ضریب همبستگی میان $Dist/MV_t$ با انحراف استاندارد و بازدهی طی ۵ سال گذشته

Return	Standard Deviation	
۰,۲۲۳	۰,۷۵۲-	t=1
۰,۴۴۸	۰,۷۷۶-	t=2
۰,۳۲۸	۰,۷۱۳-	t=3
۰,۳۱۸	۰,۷۰۹-	t=4
۰,۲۷۷	۰,۶۴۹-	t=5

جدول ۴. ضرایب مدل‌های رگرسیونی ۶الی ۸ بر روی سری زمانی بازدهی R_{BH} و R_{MW} شاخص کل بورس^۱

m=3	m=2	m=1	
۰,۰۷۲۸۴۶***	۰,۴۴۷۴,۶***	۱,۴۷۹۳۸***	β_0
۰,۵۸۸۸۱۹***	۰,۴۲۲۸۳-***	۰,۲۹۱۸۴۶-	β_1
۰,۱۸۱۰۵۹	۰,۱۶۵۶۹-	۰,۴۲۵۹۰۳-***	β_2
---	---	۰,۳۳۷۶۱۱***	β_3
---	---	۰,۰۸۴۲۱۵-	β_4
۳۸,۷٪	٪۴۵,۸	۴۷,۸٪	R^2

در جداول (۵الی ۷) رفتار نوسان شرطی سری‌های بازدهی با تجزیه و تحلیل ضرایب مدل‌های $AR(1)$ -FIGARCH(1,d,1) و $AR(1)$ -APARCH(1,1)، $AR(1)$ -EGARCH(1,1) ارائه شده است. لازم به ذکر است که پارامترهای مدل‌های مذکور با فرض اینکه سری اجزاء اخلا از توزیع تی‌استیودنت با درجه آزادی v ، برآورد شده است. ضریب اهرمی در مدل (۹و ۱۰) اثرات اهرمی شوک‌های زمانی نوسانات را اندازه‌گیری می‌کند و در صورت مثبت بودن بدین معنا است که اگر شوک وقفه قبلی مثبت (منفی) باشد نوسانات سری کاهش (افزایش) می‌یابد و در صورت منفی بودن بیانگر آن است که اگر شوک وقفه قبلی مثبت (منفی) باشد نوسانات سری افزایش (کاهش) می‌یابد و در آخر اگر ضریب مذکور اختلاف معناداری با صفر نداشته باشد یعنی

۱. در پژوهش حاضر مقادیری که با علامت **، * و *** نشان داده شده‌اند بیانگر این است که ضریب برآوردی متغیر مربوطه به ترتیب در سطح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ تفاوت معنی‌داری با صفر ندارد.

اینکه نوسانات سری زمانی مربوطه دارای اثرات اهرمی نیست. با توجه به آنچه گفته شد بر مبنای نتایج جدول (۵) ضریب اهرمی در تمامی افق‌های زمانی برای سری‌های زمانی مورد بررسی مثبت و معنادار است. در سری زمانی R_{BH} اثرات اهرمی قوی‌تر از R_{MW} است. بدین ترتیب در صورت مثبت (منفی) بودن شوک وقفه قبلی نوسانات سری زمانی R_{BH} بیشتر از R_{MW} کاهش (افزایش) می‌یابد لازم به ذکر است که با افزایش افق زمانی اختلاف موجود میان ضریب اهرمی دو سری زمانی مذکور کاهش یافته و ویژگی مذکور در بلندمدت در هر دو سری آن‌ها مشابه می‌باشد. نتایج مدل (۱۰) در جدول (۶) نشان می‌دهد که نوسانات بازده شاخص بورس و بازده سرمایه‌گذاران شاخص دارای اثرات اهرمی نیستند. علت اینکه مدل EGARCH نتایج بسیار متفاوت‌تری را نسبت به مدل‌های APARCH در خصوص ضریب اهرمی ارائه می‌دهد، احتمالاً به این دلیل است که پارامتر اهرمی نه صرفاً براساس سری جزء اخلا بلکه بر مبنای $\frac{|\varepsilon_{t-j}|}{h_{t-j}}$ تخمین زده می‌شود. پارامتر δ ، پارامتر توان است و تعیین می‌کند که آیا مدل واریانس شرطی تخمین بهتری ارائه می‌دهد ($\delta=2$) یا مدل انحراف معیار شرطی ($\delta=1$) و یا سایر مدل‌ها. پارامتر مذکور در تمامی سری‌های زمانی معنادار بوده و در افق‌های زمانی مختلف دارای نتایج متفاوتی است، در افق زمانی یکساله R_{BH} و R_{MW} به ترتیب تمایل دارند تا توسط یک مدل انحراف معیار شرطی و واریانس شرطی تخمین زده شوند. در افق زمانی دوساله و چهارساله تمایل R_{BH} به تخمین زده شدن توسط یک مدل واریانس شرطی بیشتر می‌شود و مجدداً با افزایش افق زمانی به شش و هشت سال تمایل آن به تخمین زده شدن توسط یک مدل انحراف معیار شرطی است با این حال در تمامی افق‌های زمانی R_{MW} توسط یک مدل انحراف معیار شرطی تخمین زده می‌شود. پارامتر d در رابطه‌ی (۱۱)، پارامتر حافظه بلندمدت است و مؤید ماندگاری و ثبات شوک‌ها است و این ثبات با میل کردن پارامتر d به سمت صفر افزایش می‌یابد. پارامتر مذکور با افزایش افق زمانی برای جفت سری زمانی بررسی شده کاهش می‌یابد، همانطور که در جدول (۷) ملاحظه می‌فرمایید پارامتر d برای سری زمانی R_{BH} به عدد یک نزدیکتر است که می‌توان گفت R_{BH} نسبت به R_{MW} دارای ثبات و ماندگاری بیشتری در شوک‌های خود می‌باشد. در پایان ذکر این نکته ضروری است که بر مبنای معیار آکائیک، مدل APARCH تخمین بهتری برای R_{BH} و R_{MW} ارائه می‌دهد.

جدول ۵. ضرایب مدل AR(1)-EGARCH(1,1) برای بازدهی R_{BH} و R_{MW} شاخص کل بورس

t=8		t=6		t=4		t=2		t=1		
R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	
۲,۰۹	۰,۶۱	۱,۴۷-	۰,۶۹**	۱,۹۹*	۰,۰۴***	۱,۹۹	۰,۳۸-***	۰,۱۵***	۰,۳۲-***	$\theta_0 (\times 10^3)$
۰,۹۹	۰,۳۴	۰,۹۹	۰,۳۸	۰,۹۹	۰,۳۹	۰,۹۹	۰,۲۹	۰,۹۷	۰,۳۸	θ_1
۰,۰۹-	۰,۰۶-	۰,۱۸-	۰,۲۲-*	۰,۰۶-	۰,۰۸-	۰,۰۶-	۰,۶۵-***	۰,۰۱-	۰,۲۴-*	ω
۰,۰۲*	۰,۰۲**	۰,۰۱-***	۰,۰۱***	***	۰,۰۱-***	۰,۰۲***	۰,۰۴-***	۰,۰۱-***	۰,۰۴-*	α_1
۰,۹۹	۰,۹۹	۰,۹۹	۰,۹۸	۱,۰۰	۰,۹۹	۱,۰۰	۰,۹۳	۱,۰۰	۰,۹۷	β_1
۰,۲۰	۰,۲۵	۰,۲۲	۰,۳۳	۰,۱۴	۰,۱۸	۰,۱۳	۰,۴۷	۰,۰۶	۰,۳۴	γ_1
۷,۲۹	۵,۰۴	۷,۵۲	۷,۳۲	۸,۸۰	۹,۳۹	۴,۸۶	۳,۳۰	۳,۴۸	۵,۱۶	ν
۱۲۰۳۰,۱۲	۶۴۰۴,۷	۸۰۶۳,۲	۴۳۷۳,۶	۵۳۵۷,۵	۲۸۸۳,۷۵	۲۸۰۷,۷	۱۵۷۱,۹	۱۴۱۳,۶	۴۴۴۲,۹	LogLikelihood
۱۲,۵۱۱-	۶,۶۵۷۳-	۱۱,۱۷۴-	۶,۰۵۶۳-	۱۱,۱۲۴-	۵,۹۸۰۸-	۱۱,۶۲۱-	۶,۴۹۳۳-	۱۱,۶۲۵-	۶,۱۵۲۵-	AIC

جدول ۶: ضرایب مدل AR(1)-APARCH(1,1) برای بازدهی R_{BH} و شاخص کل بورس R_{MW}

t=8		t=6		t=4		t=2		t=1		
R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	
۲,۲۸	۰,۶۱	۱,۲۱-*	۰,۶۹**	۲,۱۹*	۰,۰۵***	۱,۷۱*	۰,۰۴-***	۰,۶۹***	۰,۳۳-***	$\theta_0 (\times 10^3)$
۰,۹۹	۰,۳۴	۰,۹۹	۰,۳۷	۰,۹۹	۰,۳۹	۰,۹۸	۰,۲۹	۰,۹۷	۰,۳۸	θ_1
۰,۰۱***	۱۳,۴*	۰,۰۱***	۲۱۹,۲***	۰,۰۰۳***	۴,۰۱***	۰,۰۰۵***	۰,۰۹***	۰,۰۰۵***	۹۱,۹***	$\omega (\times 10^6)$
۰,۰۸	۰,۱۳	۰,۱۰	۰,۱۶	۰,۰۶	۰,۱۰	۰,۰۶	۰,۰۶*	۰,۰۵*	۰,۲۰	α_1
۰,۹۲	۰,۹۰	۰,۹۱	۰,۸۶	۰,۹۵	۰,۹۱	۰,۹۰	۰,۹۴	۰,۹۱	۰,۸۳	β_1
۰,۱۰-*	۰,۰۹-***	۰,۰۱***	۰,۰۳-***	۰,۰۲-***	۰,۰۶***	۰,۰۹-***	۰,۰۶***	۰,۳۶***	۰,۱۲**	γ_1
۱,۸۹	۱,۲۳	۱,۸۶	۱,۰۳	۱,۸۲	۱,۶۰	۲,۱۴	۲,۴۰	۲,۰۸	۱,۲۶	δ
۶,۳۵	۵,۰۵	۸,۵۲	۷,۳۵	۹,۰۵	۹,۷۸	۴,۲۰	۳,۴۸	۳,۸۱	۵,۰۷	ν
۱۲۰۱۱,۰	۶۴۰۵,۴	۸۰۶۱,۳	۴۳۷۴,۸	۵۳۵۶,۱	۲۸۸۳,۸	۲۷۹۸,۵	۱۵۷۰,۴	۱۴۰۸,۸	۴۴۴۲,۵	LogLikelihood
۱۲,۴۹۰-	۶,۶۵۷۱-	۱۱,۱۷۰-	۶,۰۵۶۶-	۱۱,۱۱۹-	۵,۹۷۶۷-	۱۱,۵۷۹-	۶,۴۸۲۸-	۱۱,۵۷۷-	۶,۱۵۰۵-	AIC

جدول ۷. ضرایب مدل AR(1)-FIGARCH(1,d,1) برای بازدهی R_{BH} و R_{MW} شاخص کل بورس

t=8		t=6		t=4		t=2		t=1		
R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	R_{MW}	R_{BH}	
۲,۰۷	۰,۵۷	۱,۰۸-*	۰,۷۶*	۲,۲۱*	۰,۱۷***	۱,۸۷	۰,۳۲-***	۱,۲۰***	۰,۱۲-***	$\theta_0 (\times 10^3)$
۰,۹۹	۰,۳۵	۰,۹۹	۰,۳۸	۰,۹۹	۰,۳۹	۰,۹۸	۰,۳۱	۰,۹۸	۰,۳۷	θ_1
***	۰,۰۰۲***	***	۲,۹۹***	***	۰,۲۹*	***	۰,۵۹***	***	0.85	$\omega (\times 10^6)$
۰,۱۵	۰,۰۸***	۰,۰۹*	***	۰,۰۹**	۰,۰۲***	۰,۰۸***	۰,۲۰**	۰,۰۹***	۰,۱۲**	α_1
۰,۶۶	۰,۵۶***	۰,۸۹	۰,۵۷	۰,۹۱	۰,۹۳	۰,۹۱	۰,۹۴	۰,۹۴	۰,۹۱	β_1
۰,۵۸	۰,۶۲	۰,۹۱	۰,۶۹	۰,۸۸	۱,۰۰	۰,۸۹	۱,۰۰	۰,۸۸	۱,۰۰	d
۷,۵۲	۶,۳۴	۸,۰۶	۸,۳۸	۶,۹۵	۱۰,۶۰	۴,۵۷	۳,۸۳	۲,۹۰	۵,۴۹	v
۱۲۰۱۸,۱	۶۴۰۵,۳	۸۰۵۹,۳	۴۳۷۲,۴	۵۳۵۶,۰	۲۸۸۲,۰	۲۸۰۴,۸	۱۵۷۳,۸	۱۴۱۱,۶	۴۴۴۰,۲	LogLikelihood
۱۲,۴۹۹-	۶,۶۵۷۹-	۱۱,۱۶۸-	۶,۰۵۴۶-	۱۱,۱۲۱-	۵,۹۷۷۲-	۱۱,۶۰۹-	۶,۵۰۱۱-	۱۱,۶۰۸-	۶,۱۴۸۷-	AIC

جدول ۸. ضرایب مدل رگرسیونی رابطه‌ی (۱۴) بر روی سری زمانی بازدهی R_{BH} و R_{MW} شاخص کل بورس

R_{MW}	R_{BH}	
۹,۵۶۸۶۲-***	۲,۵۵۵۳۴-	Y_0
۲,۸۰۴۶۶***	۱,۸۱۳۶۸-***	$Y_{1\%}$
۵,۵۹۶۲۴-***	۰,۵۹۹۸۱-	$Y_{5\%}$
۱۰,۸۱۴۹۸***	۵,۵۲۱۶۲***	$Y_{10\%}$

در جدول فوق (۸) نتایج حاصل از مدل رگرسیونی رابطه‌ی (۱۴) ارائه شده است. پارامتر Y_0 بیانگر قابلیت پوششی و ضرایب $Y_{1\%}$ ، $Y_{5\%}$ و $Y_{10\%}$ بیانگر قابلیت پناه‌گاه امن در صدک‌های ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می‌باشد. بنابر تعریف باور و لسی (۲۰۱۰) دارایی امن دارایی است که صرفاً در زمان بروز بحران در بازار با سایر دارایی‌ها همبستگی منفی دارد یا غیرهمبسته است و دارایی پوششی دارایی است که دارایی همبستگی منفی با سایر دارایی‌هاست یا با آن‌ها غیر همبسته است صرف نظر از اینکه طی دوره‌ی بحران قرار داشته باشیم یا خیر. همانطور که ملاحظه می‌فرمایید سکه امامی برای شاخص بورس و سرمایه‌گذاران در شاخص بورس دارای قابلیت پوششی در سطح اطمینان ۱۰٪ می‌باشد. همچنین سکه‌امامی در صدک‌ها ۱٪ و ۱۰٪، شاخص بورس را از قابلیت امن خود منتفع ساخته است و از طرفی در تمامی صدک‌ها برای سرمایه‌گذاران در شاخص بورس

دارایی امن محسوب می‌گردد. در جدول (۹) نتایج آزمون علیت گرنجر بر مبنای ارزش در معرض ریسک محاسبه شده و با استفاده از مدل‌های نوسان شرطی مختلف ارائه شده است. منظور از سرریز ریسک روبه پایین تاثیر ریسک منفی نرخ ارز بر روی بازده شاخص و بازده سرمایه‌گذاران می‌باشد و به همین ترتیب سرریز ریسک روبه بالا تاثیر مقادیر دامنه‌ی بالای نرخ ارز بر روی سری‌های بازدهی است. با توجه به نگاره‌ی ذیل ریسک منفی و مثبت نرخ ارز در تمامی مدل‌ها تاثیری بر روی ریسک سیستماتیک سری بازدهی شاخص بورس و سری بازدهی سرمایه‌گذاران از شاخص بورس ندارد. سیاست‌های کنترلی و عدم شناورسازی نرخ ارز توسط بانک مرکزی با هدف مدیریت نوسانات کوتاه‌مدت نرخ ارز باعث شده‌است تا سری‌های زمانی مورد مطالعه متاثر از تغییرات نرخ ارز نباشند.

جدول ۹. نتایج آزمون علیت گرنجر بر روی سری زمانی بازدهی R_{HB} و R_{MW} شاخص کل بورس

FIGARCH		APARCH		EGARCH		GARCH	
R_{MW}	R_{HB}	R_{MW}	R_{HB}	R_{MW}	R_{HB}	R_{MW}	R_{HB}
سرریز ریسک رو به پایین							
*-۰,۰۰۶۱	*** ۰,۰۹۱۱	*** ۰,۰۹۴۴	*** ۰,۰۲۰۶	*** ۰,۰۰۳۴	*** ۰,۰۲۸۷	*** ۰,۰۳۸۹	** ۰,۰۶۴۵
سرریز ریسک رو به بالا							
*** ۰,۵۱۱۸	*** ۱,۴۴۳۳	*** ۰,۸۱۶۷	*** ۰,۱۵۲۷	*** ۰,۱۴۳۲	*** ۰,۰۱۰۶	*** ۰,۹۲۶۴	*** ۰,۳۰۷۸

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

قبل از بررسی نتایج پژوهش حاضر ذکر این نکته ضروری است که با توجه به اینکه مفهوم بازده موزون به پول برای نخستین بار برای اندازه‌گیری بازده سرمایه‌گذاران در بازار بورس اوراق بهادار تهران در پژوهش حاضر ارائه شده است، بنابراین مقایسه و بررسی نتایج حاصل با یافته‌های پژوهش‌های داخلی امکان‌پذیر نیست. نتایج تحقیق حاضر بیانگر آن است که برخلاف یافته‌های دیچو و ژنگ (۲۰۲۴) نوسانات بازده موزون به پول کمتر از نوسانات بازده خرید_نگهداری است و علت آن این است که برخلاف سرمایه‌گذاران خارجی که سرمایه خود را در دوره‌های با نوسان

بالا از بازار خارج می‌کنند (خاصیت فرار از نوسانات) و در دوره‌های با نوسان کم به بازار ورود می‌کنند (خاصیت تعقیب ثبات) در ایران سرمایه‌گذاران بیشتر تمایل به نوسانگیری از جریان بازار دارند و در دوره‌های با نوسان بالا جهت کسب سود کوتاه‌مدت به بازار ورود کرده و در دوره‌های با نوسان کم از بازار خارج می‌شوند. نتایج مدل‌های رگرسیون نشانگر آن است که میان نوسانات و جریان پول رابطه‌ی مستقیم و معناداری وجود دارد از اینرو یافته‌های فوق را تایید می‌کنند. نتایج حاصل از آزمون مشابهت میانگین و واریانس سری‌های زمانی R_{BH} و R_{MW} گویای آن است که در تمامی افق‌های زمانی با وجود شباهت در میانگین، انحراف معیار سری‌های زمانی کاملاً متفاوت هستند. بررسی رفتار نوسانی سری‌های بازدهی موید آن است که ضریب اهرمی در تمامی افق‌های زمانی برای سری‌های زمانی مورد بررسی در مدل نوسان شرطی EGARCH مثبت و معنادار است و در سری زمانی R_{BH} اثرات اهرمی قوی‌تر از R_{MW} است بدین ترتیب در صورت مثبت بودن شوک وقفه قبلی نوسانات سری زمانی R_{BH} بیشتر از R_{MW} کاهش (افزایش) می‌یابد لازم به ذکر است که با افزایش افق زمانی اختلاف موجود میان ضریب اهرمی دو سری زمانی مذکور کاهش یافته و ویژگی مذکور در بلندمدت در هر دو سری مشابه می‌باشد. ذکر این نکته ضروری است که ضریب اهرمی مذکور در مدل نوسان شرطی APARCH برای هیچ یک از سری‌های زمانی معنادار نبوده است. پارامتر حافظه بلندمدت در مدل FIGARCH برای سری زمانی R_{BH} به عدد یک نزدیکتر است که می‌توان گفت R_{BH} نسبت به R_{MW} دارای ثبات و ماندگاری بیشتری در شوک‌های خود می‌باشد. در ادامه یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که سکه امامی هم برای بازده شاخص بورس و هم برای بازده سرمایه‌گذاران در شاخص مذکور دارای قابلیت پوششی است. مشابه نتایج حاصل از یافته‌های امیری و همکاران (۲۰۲۳)، نعیم‌زاده و همکاران (۲۰۲۳) و مظفری، باجلان، عیوضلو (۲۰۲۲)، در پژوهش حاضر سکه امامی برای شاخص کل بورس دارای قابلیت امن نیز می‌باشد. علاوه بر این نتایج حاکی از آن است که سکه امامی توانسته برای بازده سرمایه‌گذاران در سهام نقش پناهگاه امن را ایفا نماید. درخصوص بررسی سرریز ریسک نرخ ارز بر بازده شاخص بورس و بازده سرمایه‌گذاران در شاخص مذکور، نتایج موید آن است که نرخ ارز فاقد اثر سرریز ریسک بر روی سری بازدهی‌های بررسی شده است. در این خصوص بایستی گفت که نتایج حاصل مطابق با نتایج پژوهش‌های انجام شده توسط محمدی‌نژاد پاشاکی و

همکاران (۲۰۲۳) و برقی اسگوئی و ثقفی کلوانق (۲۰۱۹) است. ذکر این نکته ضروریست که تاکنون به بررسی وجه افتراق نوسانات دو سری بازدهی سهام (بازدهی خرید-نگهداری) و بازدهی سرمایه‌گذاران در سهام (بازدهی موزون به پول) از بُعد قابلیت پناهگاه امن و پوششی و اثر سرریز ریسک پرداخته نشده است و ارائه‌ی مطالب مذکور به جهت تعمیق در تجزیه و تحلیل وجه تمایز نوسانات بازدهی ارائه شده است. به عنوان یک نتیجه‌گیری کلی می‌توان گفت با وجود اختلاف معنادار در نوسانات بازده شاخص بورس و بازده سرمایه‌گذاران در بازار بورس و همچنین تفاوت‌های آشکار در رفتار نوسانی آن‌ها، اما در مواردی همچون قابلیت امن و پوششی سکه‌امامی و اثرات سرریز ریسک نرخ دلار، به نتایج مشابهی دست یافته‌ایم. درخصوص پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌گردد، جهت ارزیابی عملکرد پرتفوی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها از معیار بازدهی موزون به پول استفاده گردد و ضمن مقایسه‌ی نتایج بدست آمده با یافته‌های پیشین، از یکسو اثر زمانبندی مدیران سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری را بر بازدهی پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری و از سوی دیگر تمایل مدیران سرمایه‌گذاری به فرار از نوسانات یا تعقیب ثبات در افق‌های زمانی متعدد مورد مطالعه قرار گیرد. همچنین می‌توان از معیار بازدهی موزون به پول جهت بررسی رفتار نوسانی بازدهی سرمایه‌گذاران طی دوره‌ی وقوع بحران در بازار استفاده کرد. در پایان لازم به ذکر است که در بازار سرمایه شاخص‌های متعددی همچون شاخص هم‌وزن، جهت شناسایی عملکرد بازار وجود دارد و با توجه به اینکه در پژوهش حاضر صرفاً شاخص کل بورس مورد ارزیابی قرار گرفته است، از اینرو این مسئله به عنوان محدودیت در پژوهش حاضر شمرده خواهد شد. لذا پیشنهاد می‌گردد که در پژوهش‌های آتی بازدهی و نوسانات سرمایه‌گذاران بر مبنای هم-وزن مورد مطالعه قرار گرفته و نتایج آن با بازدهی و نوسانات سرمایه‌گذاران بر مبنای شاخص کل مورد قیاس قرار گیرد.

فهرست منابع

- Adrian, T., Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. The American Economic Review, 106(7), PP: 1705-1741 .doi:[10.1257/aer.20120555](https://doi.org/10.1257/aer.20120555).
- Al-Nassar, N. S., Boubaker, S., Chaibi, A., & Makram, B. (2023). In search of hedges and safe havens during the COVID—19 pandemic: Gold versus Bitcoin, oil, and oil uncertainty. In The Quarterly Review of Economics and Finance (Vol. 90, pp. 318–332). Elsevier BV. doi:[10.1016/j.qref.2022.10.010](https://doi.org/10.1016/j.qref.2022.10.010).
- Amiri, H., Pourjavan, A., Zahedi, M.,(2023). Gold, Currency and Bitcoin as Hedge or Safe Haven for Stocks: Evidence from Tehran Stock Exchange (TSE) using Smooth Transition Regression (STR) Models. Quarterly Journal of Quantitative Economics. [In Persian]. doi: [10.22055/jqe.2023.39758.2458](https://doi.org/10.22055/jqe.2023.39758.2458).
- Baillie, R. T. (1996). Long memory processes and fractional integration in econometrics. Journal of Econometrics, 73,5 –59. doi: [10.1016/0304-4076\(95\)01732-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01732-1) .
- Barghi Osguei, M, M., Saghafi Kelvanag, R.,(2019). An Appraisal of Downside and Upside Risk Spillovers of Exchange Rates, Crude Oil and Gold Prices on Tehran Stock Exchange.Quarterly Journal of Applied Theories of Economics. https://eco.j.tabrizu.ac.ir/article_8476.html?lang=en. [In Persian].
- Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2010). Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold. Financial Review, 45, 217–229.doi: [10.2139/ssrn.952289](https://doi.org/10.2139/ssrn.952289).
- Baur, D. G., & McDermott, T. K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence. Journal of Banking & Finance, 34, 1886–1898.doi: [10.1016/j.jbankfin.2009.12.008](https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.12.008).
- Baur, D. G., & McDermott, T. K. (2016). Why is gold a safe haven? Journal of Behavioral and Experimental Finance, 10, 63 –71. doi: [10.2139/ssrn.2773395](https://doi.org/10.2139/ssrn.2773395).
- Baur, D.G., Dimpfl, T., Kuck, K., 2020. Safe Haven Assets - The Bigger Picture. SSRN Electronic Journal .1-29. doi: [10.2139/ssrn.3800872](https://doi.org/10.2139/ssrn.3800872) .
- Bhowmik R., Wang S. An investigation of return and volatility linkages among stock markets: A study of emerging Asian and selected developed countries. J. Int. Trad. Com. 2018;14:1–29. doi: [10.16980/jitc.14.4.201808](https://doi.org/10.16980/jitc.14.4.201808).
- Bhowmik R., Wang S. Is the emerging Asian stock markets really predictable- based on the Operations and Information Management. Int. J. Supply Chain Management. 2019;8:600–621 <https://www.researchgate.net/publication/331498561>.
- Bollerslev T., Engle R.F., Wooldridge J.M. A capital asset pricing model with time-varying covariances. J. Politic Econ. 1988;96:116–131. doi: [10.1086/26152](https://doi.org/10.1086/26152).
- Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Modeling and pricing long memory in stock market volatility. Journal of Econometrics, 73, 151–184. Doi: [10.1016/0304-4076\(95\)01736-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01736-4) .
- Bouri, E., Gupta, R., Tiwari, A. K., & Roubaud, D. (2017). Does Bitcoin hedge global uncertainty? Evidence from wavelet-based quantile-in-quantile regressions. In Finance Research Letters (Vol. 23, pp. 87–95). Elsevier BV. doi:[10.1016/j.frl.2017.02.009](https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.02.009).

- Capie, F., Mills, T. C., & Wood, G. (2005). Gold as a hedge against the dollar. In Journal of International Financial Markets, Institutions and Money (Vol. 15, Issue 4, pp. 343–352). Elsevier BV. doi:[10.1016/j.intfin.2004.07.002](https://doi.org/10.1016/j.intfin.2004.07.002).
- Chaudhary, R., Bakhshi, P., & Gupta, H. (2020). Volatility in International Stock Markets: An Empirical Study during COVID-19. In Journal of Risk and Financial Management (Vol. 13, Issue 9, p. 208). MDPI AG. doi:[10.3390/jrfm13090208](https://doi.org/10.3390/jrfm13090208).
- Chen, B., & Sun, Y. (2023). Extreme risk contagion between international crude oil and China's energy-intensive sectors: New evidence from quantile Granger causality and spillover methods. In Energy (Vol. 285, p. 129468). Elsevier BV. doi:[10.1016/j.energy.2023.129468](https://doi.org/10.1016/j.energy.2023.129468).
- Chen, Z., Gan, J., 2021. Wealth destruction on a massive scale for investors? The Chinese stock market and the wedge between security and investor returns. In: Working Paper, Cheung Kong Graduate School of Business. doi:[10.2139/ssrn.4406637](https://doi.org/10.2139/ssrn.4406637).
- Chkili, W., Hammoudeh, S., & Nguyen, D. K. (2013). Volatility forecasting and risk management for commodity markets in the presence of asymmetry and long memory. Energy Economics, 41, 1–18. doi: [10.1016/j.eneco.2013.10.011](https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.10.011).
- Damian, S., Danianov, Ahmed, H., Elsayed. (2019). Does bitcoin add value to global industry portfolios? Economics Letters. doi: [10.1016/j.econlet.2019.108935](https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.108935).
- Dichev, I.D., Zheng, X., 2024. The volatility of stock investor returns. Journal of Financial Markets. 69.1-13. doi:[10.1016/j.finmar.2024.100927](https://doi.org/10.1016/j.finmar.2024.100927).
- Dichev, I.D., 2007. What are stock investors' actual historical returns? Evidence from dollar weighted returns. Am. Econ. Rev. 97, 386–401. doi:[10.2139/ssrn.544142](https://doi.org/10.2139/ssrn.544142).
- Dichev, I.D., Yu, G., 2011. Higher risk, lower returns: what hedge fund investors really earn. J. Financ. Econ. 100, 248–263. doi:[10.1016/j.jfineco.2011.01.003](https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.01.003).
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. In International Journal of Forecasting (Vol. 28, Issue 1, pp. 57–66). Elsevier BV. doi:[10.1016/j.ijforecast.2011.02.006](https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006).
- Ding, Z., Granger, C. W. J., & Engle, R. F. (1993). Along memory property of stock market returns and a new model. Journal of Empirical Finance, 1, 83 –106. doi: [10.1016/0927-5398\(93\)90006-D](https://doi.org/10.1016/0927-5398(93)90006-D).
- Dixit J., Agrawal V. Foresight for stock market volatility: A study in the Indian perspective. Foresight. 2019;22:1–13. doi: [10.1108/FS-05-2019-0040](https://doi.org/10.1108/FS-05-2019-0040).
- Dvorak, T., 2012. Timing of retirement plan contributions and investment returns: the case of defined benefit versus defined contribution. B E J. Econ. Anal. Pol. 12 (1), 1–26. Doi:[10.1515/1935-1682.3110](https://doi.org/10.1515/1935-1682.3110)
- Dyhrberg, A. H. (2016). Bitcoin, gold and the dollar – A GARCH volatility analysis. Finance Research Letters, 16, 85 –92. doi: [10.1016/j.frl.2015.10.008](https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.10.008) .
- Fang, Y., Shao, Z., & Zhao, Y. (2023). Risk spillovers in global financial markets: Evidence from the COVID-19 crisis. In International Review of Economics & Finance (Vol. 83, pp. 821–840). Elsevier BV. Doi:[10.1016/j.iref.2022.10.016](https://doi.org/10.1016/j.iref.2022.10.016).
- Friesen, G., Sapp, T. R., 2007. Mutual fund flows and investor returns: an empirical examination of fund investor timing ability. J. Bank. Finance 31, 2796–2816. doi: [ssrn.com/abstract=957728](https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2007.05.003) .

- Hood, M., & Malik, F. (2013). Is gold the best hedge and a safe haven under changing stock market volatility? In *Review of Financial Economics* (Vol. 22, Issue 2, pp. 47–52). Wiley. [10.1016/j.rfe.2013.03.001](https://doi.org/10.1016/j.rfe.2013.03.001).
- Hosseinizadeh, H., (2019). Hedge and Safe haven of gold against stocks and inflation in Iran. *Quarterly Journal of New Economy and Trade*. https://jnet.ihcs.ac.ir/article_4993.html. [In Persian].
- Hsu, J., Myers, B., Whitby, R., 2016. Timing poorly: a guide to generating poor returns . The *Journal of Portfolio Management* .90-98. doi: [10.3905/jpm.2016.42.2.090](https://doi.org/10.3905/jpm.2016.42.2.090).
- Jamshidi Navid, B., Mohammadi Pourmazaheri, Z., Ghanbari, M., Moradi, A., (2024). Developing a Measurement Model and Evaluating the Role of Commodities as a Hedging Tool in Investor Portfolios. *Financial Reserch Journal*. [In Persian]. Doi: [10.22059/frj.2024.350280.1007403](https://doi.org/10.22059/frj.2024.350280.1007403).
- Jawaheri, S., Shabani, A., Ghaemi Asl, M., (2024). Investigating return spillovers in three currency markets, cryptocurrency and Tehran Stock Exchange by using vector autoregression model with time-varying parameters (TVP-VAR). *Budget and Finance Strategic Research Journal*. 17. 31-56. [In Persian]. Doi: [20.1001.1.27171809.1403.5.1.2.9](https://doi.org/20.1001.1.27171809.1403.5.1.2.9).
- Jiang, Z., Krishnamurthy, A., Lusting, H., 2024. The Rest of the World's Dollar-Weighted Return on U.S. .National Bureau of Economic Reserch. doi: [10.1057/s41308-023-00226-7](https://doi.org/10.1057/s41308-023-00226-7).
- Jin, X., Liu, Y., Yu, J., & Huang, W. (2023). COVID-19 and extreme risk spillovers between oil and BRICS stock markets: A multiscale perspective. In *The North American Journal of Economics and Finance* (Vol. 68, p. 101967). Elsevier BV. Doi: [10.1016/j.najef.2023.101967](https://doi.org/10.1016/j.najef.2023.101967).
- Klein, T., Walther, T. , Thu, H.P. (2018). Bitcoin is not the new gold – Acomparison of volatility, correlation, and portfolio. *International Review of Financial Analysis*. 59. doi: [10.1016/j.irfa.2018.07.010](https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.07.010).
- Kumar A., Biswal S.K. Impulsive clustering and leverage effect of emerging stock market with special reference to Brazil, India, Indonesia, and Pakistan. *J. Adv. Res. Dyn. Control Syst*. 2019;11:33–37. Doi: [10.5373/JARDCS/V11SP11/20192925](https://doi.org/10.5373/JARDCS/V11SP11/20192925).
- Liu, C., & Xu, J. (2024). Risk spillover effects of new global energy listed companies from the time-frequency perspective. In *Energy* (Vol. 292, p. 130502). Elsevier BV. doi: [10.1016/j.energy.2024.130502](https://doi.org/10.1016/j.energy.2024.130502).
- Madhavan, A., Sobczyk, A., 2019. Does trading by ETF and mutual fund investors hurt performance? Evidence from time- and dollar-weighted returns. *J. Invest. Manag*. 17 (3), 1–17. Doi: [10.2139/ssrn.3184639](https://doi.org/10.2139/ssrn.3184639).
- Meng, J., Nie, H., Mo, B., & Jiang, Y. (2020). Risk spillover effects from global crude oil market to China's commodity sectors. In *Energy* (Vol. 202, p. 117208). Elsevier BV. Doi: [10.1016/j.energy.2020.117208](https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.117208).
- Moein Namini, S., Mohseni, H., (2023). Investigating the dynamics of Volatility relationships in the selected cryptocurrencies. *Financial management vision magazine*. [In Persian]. Doi: [10.48308/jfmp.2023.103889](https://doi.org/10.48308/jfmp.2023.103889).
- Mohammadi Nejad-Pashaki, M.B., Eghbal Nia, M., (2023). Investigating and analyzing the effect of economic sanctions on the volatility spillover to the stock, currency and gold coin markets. *Financial management perspective magazine*. 14. 149-173. [In Persian] . Doi: [20.1001.1.27171809.1402.4.2.5.7](https://doi.org/20.1001.1.27171809.1402.4.2.5.7).

- Mohseni, H., Sadeghi Shahdani, M.,(2019). Exchange Rate Volatility Spillovers to Iran Capital Market.Quarterly Journal of Applied Theories of Economics.https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_8554_en.html?lang=fa. [In Persian].
- Mozaffari, M.A., Bajlan, S., Ayazlu, R., (2021). Analyzing the fluctuating behavior of Bitcoin and investigating its safe and hedging capability for Iranian investors. Financial management vision magazine. 37. 9-35.[In Persian]. Doi:[10.52547/jfmp.12.37.9](https://doi.org/10.52547/jfmp.12.37.9).
- Naeimzadeh, A, M., Mousavi, S., Neshat, N.,(2023). Assessing the role of the Gold and US dollar as a safe haven and risk hedge of the Iran stock market during Covid-19 pandemic and earlier .quarterly journal of fiscal and economic policies. [In Persian]. doi:[10.52547/qjfe.10.40.133](https://doi.org/10.52547/qjfe.10.40.133).
- Nelson, D. B. (1990). ARCH models as diffusion approximations. In Journal of Econometrics (Vol. 45, Issues 1–2, pp. 7–38). Elsevier BV. Doi: [10.1016/0304-4076\(90\)90092-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90092-8).
- Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. In Econometrica (Vol. 59, Issue 2, p. 347). JSTOR. Doi: [10.2307/2938260](https://doi.org/10.2307/2938260).
- Rudari. S., Arab, S. H., Rahimi Kashani, S.,(2024).Volatility Spillover among Exchange Rate, Inflation and Liquidity in Iran's Economy: A TVP-VAR-BK Approach.Scholarly Journal Management System. [In Persian].doi: [10.22054/ijer.2024.74542.1200](https://doi.org/10.22054/ijer.2024.74542.1200).
- Ryan, M., Corbet, S., & Oxley, L. (2024). Is gold always a safe haven? In Finance Research Letters (Vol. 64, p. 105438). Elsevier BV.doi: [10.1016/j.frl.2024.105438](https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.105438).
- Seifoddini, J., Rahnamay Roodposhti F.,(2019).Gold as a Safe Haven for Tehran Stock Exchange: A Regime Switching Approach. Financial Knowledge of Securities Analysis. <https://sid.ir/paper/200353/fa> .[In Persian].
- Shahzad, S. J. H., Bouri, E., Roubaud, D., Kristoufek, L., & Lucey, B. (2019). Is Bitcoin a better safe-haven investment than gold and commodities? In International Review of Financial Analysis (Vol. 63, pp. 322–330). Elsevier BV. Doi:[10.1016/j.irfa.2019.01.002](https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.01.002).
- Sun, L., Wook Lee, D., 2019.Dollar-weighted return on aggregate corporate sector: How is it distributed across countries?. Pacific-Basin Finance Journal. Doi:[10.1016/j.pacfin.2019.101186](https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2019.101186).
- Thuy, V.L.T., Tran, O.K.T., Hong Ha, N.T., 2024. The roles of gold, US dollar, and bitcoin as safe haven assets in times of crisis. Cogent Economics & Finance.12.1-17.doi: [10.1080/23322039.2024.2322876](https://doi.org/10.1080/23322039.2024.2322876).
- Tian, M., Ji, H., 2021. GARCH copula quantile regression model for risk spillover analysis.44. Finance Research Letters. Doi:[10.1016/j.frl.2021.102104](https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102104).
- Tolo-Sadeghi, S.M., Abdolhi Kivani, S.M., (2022-2023). Factors affecting the performance of joint investment funds in Tehran Stock Exchange. Financial management perspective magazine. 3. 169-204.[In Persian]. Doi:[20.1001.1.27171809.1401.3.3.6.3](https://doi.org/20.1001.1.27171809.1401.3.3.6.3).
- Tse, Y. K. (1998). The conditional heteroscedasticity of the yen-dollar exchange rate. Journal of Applied Econometrics, 13, 49 –55. Doi: [10.1006/jjie.1997.0389](https://doi.org/10.1006/jjie.1997.0389).
- Walther, T., Klein, T., Thu, H. P., & Piontek, K. (2017). True or spurious long memory in European non-EMU currencies. In Research in International Business and Finance (Vol. 40, pp. 217–230). Elsevier BV.doi:[10.1016/j.ribaf.2017.01.003](https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.01.003).
- Wang, G.-J., Xie, C., He, K., & Stanley, H. E. (2017). Extreme risk spillover network: application to financial institutions. In Quantitative Finance (Vol. 17, Issue 9, pp. 1417–1433). Informa UK Limited. doi:[10.1080/14697688.2016.1272762](https://doi.org/10.1080/14697688.2016.1272762).

- Wei, Z., He, Q., Zhou, Q., & Wang, G. (2023). Measuring dependence structure and extreme risk spillovers in stock markets: An APARCH-EVT-DMC approach. In *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* (Vol. 632, p. 129357). Elsevier BV. Doi:[10.1016/j.physa.2023.129357](https://doi.org/10.1016/j.physa.2023.129357).
- Zeng, Q., Tang, Y., Yang, H., & Zhang, X. (2024). Stock market volatility and economic policy uncertainty: New insight into a dynamic threshold mixed-frequency model. In *Finance Research Letters* (Vol. 59, p. 104714). Elsevier BV. Doi:[10.1016/j.frl.2023.104714](https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104714).
- Zhang, X., Zhang, T., Lee, C.C., 2022. The path of financial risk spillover in the stock market based on the R-vine-Copula model. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*.600. doi:[10.1016/j.physa.2022.127470](https://doi.org/10.1016/j.physa.2022.127470).
- Zhao, J., Cui, L., Liu, W., & Zhang, Q. (2023). Extreme risk spillover effects of international oil prices on the Chinese stock market: A GARCH-EVT-Copula-CoVaR approach. In *Resources Policy* (Vol. 86, p. 104142). Elsevier BV. Doi:[10.1016/j.resourpol.2023.104142](https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104142).
- Zhao, Y., Xu, W., 2023. Measurement of risk spillover effect based on EV-Copula method. *humanities and social sciences communications*. 756. 1-10.doi: [10.1057/s41599-023-02287-5](https://doi.org/10.1057/s41599-023-02287-5).
- Zheng, J., Wen, B., Jiang, Y., Wang, X., & Shen, Y. (2023). Risk spillovers across geopolitical risk and global financial markets. In *Energy Economics* (Vol. 127, p. 107051). Elsevier BV. Doi:[10.1016/j.eneco.2023.107051](https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.107051).



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی