

# Explaining the Impact of Investor Herding Behavior on Systemic Risk Spillover and Dependencies in the Oil Products and Mining Sectors of the Tehran Stock Exchange

Tahere qomi\*, Majid Zanjirdar\*\*, Hossein Moghadam\*\*\*, Mohammad Reza Pourfakharan\*\*\*\*

|                  |                           |                          |              |
|------------------|---------------------------|--------------------------|--------------|
| Original Article | Receive Date: 2025 Feb 02 | Accept Date: 2025 Jun 08 | Page: 81-107 |
|------------------|---------------------------|--------------------------|--------------|

## Abstract

Investor behavior in financial markets often exhibits herding tendencies, which can significantly influence the return correlations between industries. Herd behavior refers to a pattern in which investors, lacking independent analysis, make trading decisions based on the actions of others. This study utilizes trading data from individual and institutional investors in the Tehran Stock Exchange to measure such behavior and examine its effect on return dependencies across industries. Using the Vine Copula model alongside the CoVaR systemic risk measure, this research investigates the tail dependence structure of returns in the oil products and mining industries from 2017 to 2022. This period encompasses both boom and bust cycles, including the sharp market growth in 2018–2019 and its subsequent collapse during 2020–2021. The selection of these two sectors is grounded in their pivotal roles in Iran’s economic stability. The mining sector, as a strategic component of the real economy, can have a systemic influence comparable to that of the financial sector. Meanwhile, the oil products industry, due to its foundational role in the national economy, experiences significant volatility that may impact inter-industry return correlations. The findings reveal that investor herding behavior intensifies the return comovements between these two industries, particularly during periods of economic distress. Moreover, results indicate that the mining sector plays a more prominent role in the transmission of systemic risk, with its return volatility exerting a considerable effect on systemic spillovers.

**Keywords:** Herding Behavior, Systemic Risk, Conditional Value at Risk, Vine Copula, Contagion

**JEL Classification:** G01, E44, G28, D5.

\* PhD student in Financial Engineering, Qom Branch, Islamic Azad University, Qom, Iran

\*\* Department of Finance, Ar.c. , Islamic Azad University, Arak, Iran (Corresponding author)

\*\*\* Department of Accounting, Qom Branch, Islamic Azad University, Qom, Iran

\*\*\*\* Department of Management, Qom Branch, Islamic Azad University, Qom, Iran

qomitahere@gmail.com

majid.zanjirdar@iau.ir

ho.moghadam1394@gmail.com

mohammadreza31151@gmail.com

# تبیین اثر رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران بر سرایت‌پذیری ریسک سیستمی و وابستگی‌ها در صنایع نفت و معدنی بورس اوراق بهادار تهران

طاهره قمی\*، مجید زنجیردار\*\*، حسین مقدم\*\*\*، محمدرضا پورفخاران\*\*\*\*

|                   |                          |                         |                    |
|-------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------|
| نوع مقاله: پژوهشی | تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۱۴ | تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۱۸ | شماره صفحه: ۸۱-۱۰۷ |
|-------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------|

## چکیده

رفتار سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی، اغلب به شکل گروهی و توده‌وار صورت می‌پذیرد و این رفتار می‌تواند بر همبستگی بازده صنایع تأثیر بگذارد. رفتار توده‌وار به روندی اشاره دارد که در آن سرمایه‌گذاران بدون داشتن تحلیل فردی، تصمیم‌های معاملاتی خود را بر اساس اقدامات دیگران اتخاذ می‌کنند. در پژوهش حاضر، برای اندازه‌گیری این رفتار، از اطلاعات معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی بورس اوراق بهادار تهران استفاده و تأثیر آن بر وابستگی بازده صنایع مورد مطالعه، بررسی شده است. با بهره‌گیری از مدل «واین کاپیولا» و شاخص ریسک سیستمی «CoVaR»، وابستگی انتهای نمودار (دم نمودار) بازده صنایع فرآورده‌های نفتی و معدنی از سال ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۱ بررسی شده است. این بازه زمانی شامل دوره‌هایی از رونق و رکود، از جمله رشد شدید شاخص در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ و سقوط آن از ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۰، است. انتخاب این دو صنعت بر مبنای نقش کلیدی آن‌ها در ثبات اقتصادی ایران است. بخش معدن به عنوان یکی از بخش‌های استراتژیک اقتصادی، تأثیر قابل توجهی بر ثبات اقتصاد واقعی دارد و از نظر سیستماتیک می‌تواند اهمیتی مشابه بخش مالی داشته باشد. از سوی دیگر، صنعت فرآورده‌های نفتی نیز به دلیل جایگاه بنیادین خود در اقتصاد کشور، نوسانات شدیدی را تجربه می‌کند که می‌تواند بر همبستگی بازده صنایع تأثیرگذار باشد. یافته‌ها نشان می‌دهند که رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران موجب افزایش همبستگی بازده بین این دو صنعت شده و این اثر در دوره‌های بحران اقتصادی برجسته‌تر است. همچنین، نتایج نشان دهنده آن است که صنعت معدنی در مقایسه با صنعت فرآورده‌های نفتی نقش برجسته‌تری در سرایت ریسک سیستمی ایفا نموده و نوسانات بازده آن تأثیر قابل توجهی بر انتقال ریسک سیستمی دارد.

**واژه‌های کلیدی:** ارزش در معرض خطر شرطی، رفتار توده‌وار، ریسک سیستمی، سرایت‌پذیری، واین کاپیولا

**طبقه‌بندی JEL:** G01, E44, G28, D5

qomitahere@gmail.com

majid.zanjindar@iaui.ac.ir

ho.moghadam1394@gmail.com

mohammadreza31151@gmail.com

\* دانشجوی دکتری مهندسی مالی، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی، قم، ایران

\*\* گروه مالی، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران (نویسنده مسئول)

\*\*\* گروه حسابداری، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی، قم، ایران

\*\*\*\* گروه مدیریت، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی، قم، ایران

فصلنامه مجلس و اقتصاد، سال سوم، شماره ۱، بهار ۱۴۰۴

DOI: 10.22034/mec.2025.17628.1089

## ۱- مقدمه

بازارهای مالی به دلیل ارتباطات متقابل و پیچیده‌ای که با یکدیگر دارند، فرصت‌ها و چالش‌های قابل توجهی را ایجاد می‌کنند. یکی از مهم‌ترین چالش‌ها، خطر وقوع بحران‌های سیستمی است که می‌تواند به سرعت بر ثبات اقتصادی یک کشور تأثیر بگذارد. بحران‌های مالی معمولاً به دلیل انتقال شوک‌ها و اثرات ناشی از سرایت بحران به وجود می‌آیند. این شوک‌ها که به عنوان بحران‌های ضعیف شناخته می‌شوند، می‌توانند به تأثیرات کلان و خرد منجر شوند و نه تنها یک بازار هدف، بلکه سایر بازارها را نیز تحت تأثیر قرار دهند. به همین دلیل، ریسک سیستمی به عنوان یک تهدید جدی برای سلامت و ثبات نظام مالی یک کشور مطرح می‌شود. برای آنکه به مدیریت و کنترل ریسک سیستمی پرداخته شود، در ابتدا بایستی عوامل تأثیرگذار بر ریسک سیستمی ارزیابی شود. این ارزیابی‌ها می‌توانند به حفظ ثبات بازار، جلوگیری از تشدید زیان‌ها و همچنین حفاظت از سرمایه‌گذاران ناشی از بحران‌های مالی کمک کنند. مطالعات زیادی در این زمینه با استفاده از شاخص‌های مختلف مانند ارزش در معرض خطر (VaR) و زیان مورد انتظار (ES) انجام شده‌اند. علاوه بر این، نظریه‌های گوناگونی همچون نظریه "سیگنال دهی" و "فرضیه بازار کارا" تلاش کرده‌اند تا توضیح دهند که چگونه حجم معاملات سرمایه‌گذاران می‌تواند بر بازده در بازار تأثیر بگذارد. بر اساس نظریه سیگنال دهی، رفتار سرمایه‌گذاران اعم از نهادی و حقیقی می‌تواند به عنوان سیگنالی برای سایرین عمل کند. در شرایط بحرانی، زمانی که گروهی از سرمایه‌گذاران، بخصوص سرمایه‌گذاران نهادی اقدام به خرید یا فروش دارایی‌های خاصی می‌کنند، این رفتار ممکن است توسط سایر سرمایه‌گذاران به عنوان نشانه‌ای از تغییرات بنیادی در بازار تلقی شده و منجر به واکنش‌های هم سو از سوی آنان شود. همین موضوع می‌تواند باعث افزایش شدت رفتار توده‌وار و در نهایت باعث تشدید سرایت ریسک سیستمی شود. در پژوهش حاضر، این موضوع بررسی خواهد شد که چگونه رفتار هر دو گروه سرمایه‌گذاران نهادی و حقیقی (خرد) می‌تواند از طریق سیگنال دهی به سایر بازیگران بازار، بحران‌های مالی را تحریک یا تشدید کند.

از طرفی، فرضیه بازار کارا بیان می‌کند که قیمت دارایی‌های مالی همیشه اطلاعات در دسترس را منعکس می‌کنند و هیچ‌یک از سرمایه‌گذاران نمی‌تواند به طور سیستماتیک از بازار پیشی بگیرد مگر اینکه اطلاعات جدید و غیرقابل انتظار منتشر شود. با این حال، در شرایطی که بازار به اندازه کافی کارایی ندارد، رفتارهای هیجانی و احساسی می‌توانند موجب انحراف قیمت‌ها از ارزش ذاتی و واقعی‌شان شوند. در صنایع کلیدی کشور ایران شامل صنایع فرآورده‌های نفتی و معدنی که از عوامل کلان اقتصادی تأثیر می‌پذیرند، نبود کارایی در بازار می‌تواند ریسک سیستمی را تشدید کند. در پژوهش حاضر، بررسی می‌شود که ناکارایی بازارچه تأثیری بر افزایش سرایت ریسک سیستمی بین این صنایع دارد و آیا سرمایه‌گذاران نهادی و حقیقی نقش متفاوتی در این شرایط ایفا می‌کنند. بر اساس نظریه‌های رفتاری، فرض می‌شود که رفتار افراد لزوماً همیشه عقلانی و منطقی نیست و ممکن است تصمیم‌گیری‌های غیرمنطقی در بازار رخ دهد. یکی از این تورش‌های رفتاری که در بازارهای مالی مشاهده می‌شود، رفتار توده‌وار است. رفتار توده‌وار

زمانی به وجود می‌آید که سرمایه‌گذاران به طور ناخودآگاه رفتار دیگران را تقلید می‌کنند (کندی و نویتا، ۲۰۲۱). این موضوع یکی از مسائل مهم در ادبیات سرمایه‌گذاری است و حتی با وجود اینکه مدل‌های کلاسیک سرمایه‌گذاری هنوز هم از مقبولیت لازم برخوردار هستند، ادبیات مالی رفتاری توسعه یافته و منجر به پیشرفت‌های قابل توجهی در شناسایی رفتار سرمایه‌گذاران شده است. (فخیمی و همکاران، ۱۴۰۲).

## ۲- ادبیات تحقیق

### ۲-۱- مبانی نظری پژوهش

ریسک سیستمی را نمی‌توان تنها با استفاده از اندازه‌گیری ریسک فردی نهادها تحلیل کرد. حتی اگر تمامی مؤسسات به طور جداگانه دارای سطح پایینی از ریسک باشند، رفتار گروهی نهادهای مالی ممکن است منجر به بروز بحران‌های سیستمی شود. علاوه بر این، ریسکی که یک نهاد سیستمی می‌پذیرد، می‌تواند اثرات سرریز منفی ایجاد کند که در ارزیابی‌های داخلی ریسک در نظر گرفته نشده‌اند (آریاس ۲ و همکاران، ۲۰۱۰). سرریز به وضعیتی اشاره دارد که در آن نوسانات یک بازار یا شرکت، به طور غیرمستقیم، تأثیر منفی بر بازده و نوسانات سایر بازارها و شرکت‌ها می‌گذارد (دلناواز و فلاح شمس ۳، ۲۰۲۲). در خصوص سنجش ریسک سیستمی، عده‌ای معتقدند که این مفهوم را اصولاً نمی‌توان اندازه‌گیری نمود و تنها در زمان وقوع بحران‌های مالی قابل درک می‌شود. این دیدگاه در تضاد با نظریه "لرد کلونین" ۴ است زیرا او معتقد بود برای اندازه‌گیری هر پدیده‌ای، در ابتدا باید آن پدیده را به طور رسمی تعریف نموده و سپس داده‌های مرتبط با آن را برای اندازه‌گیری گردآوری نمود (هانسن ۵، ۲۰۱۳).

در پژوهش حاضر، چند نظریه مشخص برای ارزیابی و بررسی ریسک سیستمی ارائه شده است. یکی از رویکردهای اصلی، نظریه رفتار توده‌وار است. رفتار توده‌وار رفتاری است که در آن افراد تمایل دارند به رفتار دیگران واکنش نشان داده و از آن‌ها پیروی کنند. این رفتار را می‌توان شبیه حرکت هماهنگ گروهی حیوانات دانست که همگی از یک مسیر عبور یا فرار می‌کنند. چنین الگویی نشان‌دهنده این است که افراد، به جای تصمیم‌گیری مستقل، تحت تأثیر رفتار سایرین قرار می‌گیرند و در نتیجه، مشابه با آن‌ها عمل می‌کنند. در صورتی که بازار کارا باشد، رفتار توده‌وار شکل نمی‌گیرد، اما در غیر این صورت، چنین رفتاری منجر به ناکارآمدی بازار خواهد شد (خجسته و زنجیردار، ۱۳۹۵). در حوزه مالی رفتاری، سوگیری ناشی از رفتار گله‌ای موجب می‌شود سرمایه‌گذاران تصمیمات خود را نه بر اساس تحلیل‌های فردی، بلکه بر اساس رفتار دیگران اتخاذ کنند. این سوگیری‌ها می‌توانند به انجام معاملات بیش‌ازحد، کاهش تنوع سبد سرمایه‌گذاری و در نهایت تقلید از دیگران منجر شوند (سرولاتی و همکاران،

1. Candy & Novita
2. Arias
3. Delnavaz & Fallahshams
4. Lord Kelvin
5. Hansen
6. Cervellati

(۲۰۲۴). نظریه دیگر، رویکرد همبستگی است. بازارهای مالی از مجموعه‌ای پیچیده از شرکت‌ها، مؤسسات و سرمایه‌گذاران تشکیل شده‌اند و بازده سهام آن‌ها اغلب تحت تأثیر یکدیگر قرار دارد که این امر موجب ایجاد ارتباطات متقابل می‌شود (نوراحمدی و همکاران، ۱۴۰۲). زمانی که بازارها به یکدیگر همبسته باشند، سرمایه‌گذاران تحت تأثیر عوامل مختلفی ازجمله اخبار اقتصادی، تغییرات حقوقی، تحولات سیاسی و اجتماعی، شرایط زیست محیطی، سیاست‌های تجاری و نوآوری‌های بازار قرار می‌گیرند (محسنی و بت‌شکن، ۱۳۹۹). ریسک سیستمی زمانی رخ می‌دهد که همبستگی بالایی میان ریسک‌ها و بحران‌های بخش‌های مختلف بازار وجود داشته باشد، یا زمانی که ریسک‌های یک صنعت یا کشور با سایر صنایع و کشورها مرتبط باشد. در چنین شرایطی، همبستگی میان زیان‌ها تقویت شده و موجب گسترش سرریز نوسانات در بین بازارها و صنایع مختلف می‌شود. پژوهشگران از دهه ۱۹۷۰ تاکنون بر این موضوع تمرکز کرده‌اند و بر این باورند که ساختار همبستگی در سیستم مالی، نقش مهمی در درک و کنترل بحران‌ها دارد (جواهری و همکاران، ۱۴۰۳). سرایت مالی به عنوان یک شاخص برای ارزیابی ریسک سیستمی است و می‌توان آن را افزایش قابل توجهی در حرکات بازار پس از وقوع یک شوک دانست. همان‌طور که آدریان و برونرمایر (۲۰۱۱) بیان کرده‌اند، "افزایش همبستگی منجر به گسترش ریسک سیستمی می‌شود". در این زمینه، توجه ویژه‌ای به وقوع بازده‌های شدید وجود دارد که شامل بازده‌هایی در دو انتهای توزیع حاشیه‌ای، یعنی کمتر از صدک ۵ یا بیشتر از صدک ۹۵، می‌شود. این بازده‌ها به طور خاص به دو بخش "دم پایین" (شامل بازده‌های منفی شدید) و "دم بالا" (شامل بازده‌های مثبت افراطی) تقسیم می‌شوند. مطالعات متعددی نشان داده‌اند که ریسک سیستمی به طور قابل توجهی با وابستگی در دم چپ توزیع مرتبط است. برنارد<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۳) نشان دادند که CoVaR که توسط آدریان و برونرمایر (۲۰۱۱) پیشنهاد شده است، تحت تأثیر توزیع حاشیه‌ای بازار مالی و همچنین وابستگی میان مؤسسات مالی و اقتصاد در سمت چپ این توزیع قرار دارد. برای برآورد ریسک سیستمی، لازم است از شاخص‌های مناسب استفاده شود. در پژوهش حاضر، از سنج CoVaR که نخستین بار توسط آدریان و برونرمایر (۲۰۱۱) معرفی شد، استفاده شده است. در این روش، مقدار ارزش در معرض خطر (VaR) سیستم در "شرایط عادی" با مقدار ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR) سیستم، زمانی که یک مؤسسه مشخص تحت استرس قرار دارد، مقایسه می‌شود. ریبوردو و اوگولینی<sup>۳</sup> (۲۰۱۵) اثرات سرریز قیمت را از طریق اندازه‌گیری میزان تأثیرپذیری VaR صعودی یا نزولی یک فلز گران بها از VaR صعودی یا نزولی فلز گران بهای دیگر بررسی کرده‌اند. در پژوهش حاضر، این مدل برای اندازه‌گیری اثرات سرریز حجم معاملات اشخاص حقیقی و حقوقی میان دو صنعت نفتی و معدنی در بورس اوراق بهادار تهران مورد استفاده قرار گرفته است. اهمیت این صنایع در بازار سرمایه ایران و تأثیر نوسانات هیجانی معاملات بر شاخص‌های بورس، استفاده از این مدل را توجیه می‌کند. به طور خاص، بررسی‌ها نشان می‌دهد که رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی و نهادی می‌تواند بر سرایت نوسانات میان این دو

1. Adrian & Brunnermeier  
 2. Bernard  
 3. Reboredo & Ugolini

صنعت تأثیرگذار باشد؛ بنابراین، با استفاده از مدل ریبوردو و اوگولینی (۲۰۱۵)، سرریز نوسانات قیمت در شرایط صعودی و نزولی بازار، با در نظر گرفتن رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران، مورد ارزیابی قرار گرفته است. تحقیقات زیادی در زمینه ریسک سیستمی و نقش سرمایه‌گذاران حقوقی در نوسانات بازار و در بخش مالی انجام شده است، اختلالات در بخش مالی ممکن است جدی‌ترین منبع ریسک سیستمی باشد. در حالی که بسیاری از کشورها به منابع طبیعی خود به عنوان محرک اصلی فعالیت اقتصادی متکی هستند، در نتیجه، بخش معدن به طور قابل توجهی بر ثبات اقتصاد واقعی تأثیر می‌گذارد ممکن است از اهمیت سیستماتیک، قابل مقایسه‌ای با اقتصاد مالی برخوردار باشد؛ لذا در مطالعاتی که به مشکل سرایت مالی می‌پردازند، تحلیل معمولاً به تعاملات در بخش‌های مالی محدود می‌شود و پیوندهای بین بخش‌های صنعت و مالی به ندرت مورد توجه قرار می‌گیرد (فجورک و همکاران ۲۰۲۱). این صنایع در بسیاری از کشورها، از جمله ایران، نقشی حیاتی در ثبات اقتصادی ایفا می‌کنند. از این رو، درک چگونگی انتقال ریسک در این بخش‌ها و تأثیر آن بر ثبات اقتصادی کشور در دوران بحران ضروری است. علاوه بر این، صنعت فرآورده‌های نفتی در ایران با توجه به ویژگی نفت خیز بودن کشور، جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد دارد. شرکت‌های فعال در این حوزه سهم قابل توجهی از بازار سرمایه را به خود اختصاص داده‌اند و نوسانات آن‌ها می‌تواند اثرات مهمی بر پویایی‌های اقتصاد کشور داشته باشد. مخصوصاً در شرایط بحران، رفتار سرمایه‌گذاران در سهام این شرکت‌ها می‌تواند بر سرایت‌پذیری ریسک سیستمی تأثیر بگذارد؛ بنابراین، بررسی نحوه انتقال ریسک بین این بخش‌ها، در شرایط بحران، برای درک بهتر سازوکارهای سرایت ریسک سیستمی ضروری است.

## ۲-۲- پیشینه پژوهش

### ۲-۲-۱- مطالعات خارجی

دوان ۲ و همکاران (۲۰۲۴)، از روش CoES گروه‌بندی شده و این برای اندازه‌گیری ریسک سیستمی با در نظر گرفتن وابستگی‌های بین مؤسسات مالی استفاده کردند. مزیت این مطالعه در ارائه رویکردی دقیق برای سنجش ریسک سیستمیک در بخش‌های مالی مختلف است. نتایج نشان داد که صنعت بانکداری دارای ریسک کم اما ریسک سیستمی بالاست و صنایع مالی مختلف به اقدامات متفاوتی برای مدیریت این ریسک نیاز دارند. با این حال، این مطالعه به نقش سرمایه‌گذاران و رفتار معاملاتی آن‌ها در سرایت ریسک توجهی نداشته است. وانگ ۳ و همکاران (۲۰۲۴)، با استفاده از داده‌های سطح شرکت، سرایت ریسک مالی سیستمی از بازار نفت به بازارهای مالی را بررسی کردند. این مطالعه به خوبی اثر بحران‌های نفتی را بر ریسک مالی سیستمیک نشان داده است. یافته‌های آن‌ها نشان داد که ریسک مالی سیستمی در طول بحران‌های نفتی به طور چشمگیری افزایش می‌یابد. با این وجود، این مطالعه نیز اثر سرمایه‌گذاران حقیقی و نهادی را بر سرایت ریسک بررسی نکرده است.

1. Fijorek
2. Duan
3. Wang

حسینی<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۲۳)، تأکید کردند که تأثیر رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران بر واکنش به اخبار بازار از نقاط قوت این تحقیق است. آن‌ها نشان دادند که رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در واکنش به گزارش‌هایی درباره ضعف‌های قابل توجه در کنترل داخلی شدت می‌گیرد و بر تأثیر اخبار بازار بر تصمیم‌گیری جمعی نقش دارد. این تحقیق به تأثیر رفتار توده‌وار در شرایط بحران مالی نپرداخته است.

چنگ<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۲۲)، رابطه بین انواع مختلف عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی (EPU) در چین و قیمت‌های جهانی نفت را با در نظر گرفتن افق‌های زمانی و فرکانس‌ها بررسی کردند. این مطالعه به طور عمیق وابستگی سیاست‌های اقتصادی و بازار نفت را تحلیل کرده است؛ اما به بررسی ارتباط مستقیم میان وابستگی‌های مالی و رفتار سرمایه‌گذاران در دوره‌های بحران نپرداخته است.

چی و همکاران (۲۰۲۲)، با استفاده از داده‌های ترازنامه، ارتباط متقابل و اثرات سرایت ریسک در بخش بانکداری چین را مطالعه کردند. آن‌ها ابتدا ساختار شبکه و مرکزیت شبکه بین بانکی را تحلیل کرده و سپس بررسی کردند که شوک اعتباری و شوک نقدینگی چگونه و تا چه حد می‌تواند موجب انتشار ریسک در شبکه بانکی شود. تحلیل ساختار شبکه و شوک‌های اعتباری از نقاط قوت این پژوهش است. این مطالعه بر سیستم بانکی متمرکز بوده و سایر صنایع را مورد بررسی قرار نداده است.

کیلمن<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۲۲)، به بررسی وابستگی پویا، غیرخطی و اثرات سرریز ریسک بین بازده سهام BRICS و انواع مختلف شوک‌های قیمت نفت با استفاده از یک مدل کاپیولای چندمتغیره و پویا پرداختند. یافته‌ها نشان داد که مراحل اولیه بحران منجر به افزایش سطح ریسک در بازارهای سهام BRICS (به جز بازار چین) می‌شود. استفاده از مدل کاپیولای چندمتغیره و تحلیل شوک‌های نفتی از نقاط قوت این تحقیق است. البته این تحقیق تأثیر سرمایه‌گذاران حقیقی و نهادی را در شرایط بحران بررسی نکرده است.

فیجورک و همکاران (۲۰۲۱)، اثر سرایت بین بخش‌های مالی و معدنی را در هشت کشور که صنعت مواد خام در توسعه اقتصادی آن‌ها نقش مهمی دارد، بررسی کردند. این مطالعه تأثیر صنعت مواد خام را در پویایی‌های ریسک سیستمیک به خوبی نشان داده است. نتایج نشان داد که جهت سرایت ریسک در کشورهایی که صنعت مواد خام نقش استراتژیک ایفا می‌کند، می‌تواند معکوس شود؛ اما این پژوهش به تحلیل سرایت ریسک در بازارهای داخلی نپرداخته است.

هی<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۲۰)، با استفاده از رویکرد گارچ-واین کاپیولا، ارتباط بین بازارهای آتی نفت خام شانگهای، سهام، ارز خارجی و بازار طلا را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد که بین این بازارها وابستگی‌های دنباله‌دار آشکاری وجود دارد و بازار آتی نفت خام در موقعیت غالب قرار دارد. تمرکز بر تحلیل بازارهای آتی و وابستگی‌های آن از نقاط برجسته این

1. Hasani  
2. Cheng  
3. Kielmann  
4. He

پژوهش است. این تحقیق عمدتاً بر بازارهای کالایی تمرکز داشته و ارتباط آن با تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران مورد بررسی قرار نگرفته است.

### ۲-۲-۲- مطالعات داخلی

آقابییگی و همکاران (۱۴۰۰)، رابطه بین شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران و قیمت نفت را با استفاده از روش کاپیولا و نرم‌افزار R مدل‌سازی کردند. به‌کارگیری روش کاپیولا که وابستگی دم‌نمودار را بررسی می‌نماید، برای مدل‌سازی وابستگی مالی در شرایط بحرانی از نقاط قوت این مطالعه است. البته این پژوهش تمرکز خاصی بر نقش سرمایه‌گذاران نهادی و حقیقی در سرایت بحران نداشته است.

سلیمی و همکاران (۱۴۰۰)، اثر ویژگی‌های شخصیتی و انگیزه‌های فردی را بر گرایش سرمایه‌گذاران به رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که تجربه و دانش مالی به‌عنوان متغیرهای تعدیل‌گر، تأثیر معناداری بر رابطه بین تیپ‌های شخصیتی، عوامل انگیزشی و رفتار توده‌وار دارند. تحلیل نقش عوامل رفتاری در گرایش به رفتار توده‌وار از جنبه‌های مثبت این تحقیق است؛ اما این پژوهش تأثیر این رفتار را بر سرایت ریسک سیستمیک بررسی نکرده است.

فتاحی و کیان‌پور (۱۳۹۹)، وابستگی بین بازدهی بورس، طلا و کووید-۱۹ را در ایران مدل‌سازی کردند. آن‌ها دریافتند که بین بازدهی بازار بورس و شیوع کووید-۱۹ وابستگی دنباله‌ای بالایی وجود دارد که نشان‌دهنده سرایت ریسک در شرایط بازدهی مثبت و منفی شدید است. تحلیل تأثیر یک بحران خاص بر وابستگی بازارها از نکات برجسته این پژوهش است؛ اما این پژوهش در سطح صنایع خاص تمرکز نداشته و نقش سرمایه‌گذاران را نیز در شرایط بحرانی بررسی نکرده است.

سارنج و نوراحمدی (۱۳۹۷) از مدل کاپیولا و نظریه مقادیر حدی برای شبیه‌سازی ساختار وابستگی پویا و غیرخطی عوامل ریسک در طول زمان استفاده کردند. کاربرد مدل‌های پیشرفته برای بررسی وابستگی‌های غیرخطی از نقاط قوت این پژوهش است؛ اما این پژوهش نیز تأثیر نقش معاملات سرمایه‌گذاران و رفتار توده‌وار را بر سرایت ریسک تحلیل نکرده است.

بررسی پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که هر یک از آن‌ها به برخی از جنبه‌های ریسک سیستمی، رفتار سرمایه‌گذاران و سرایت بحران پرداخته‌اند. برخی از مطالعات به تحلیل شوک‌های قیمتی و برخی دیگر به ساختارهای شبکه‌ای پرداخته‌اند. برخی نیز نقش بازارهای مالی و نفتی را در سرایت ریسک بررسی کرده‌اند؛ اما تاکنون مطالعه‌ای جامع که به‌طور هم‌زمان تأثیر حجم معاملات سرمایه‌گذاران حقیقی و نهادی بر سرایت ریسک بین صنایع فرآورده‌های نفتی و معدنی را بررسی کند، انجام نشده است. پژوهش حاضر این شکاف تحقیقاتی را پوشش داده و با استفاده از مدل واین کاپیولا، نقش سرمایه‌گذاران را در همبستگی بازدهی بین این دو صنعت در دوره‌های بحران و عادی تحلیل می‌کند.

### ۳- روش‌شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر، ماهیت داده‌ها پس‌رویدادی است و روش جمع‌آوری داده‌ها و گردآوری اطلاعات، کتابخانه‌ای و اسنادی است. داده‌های استفاده‌شده شامل اطلاعات تمامی شرکت‌های عضو صنایع معدنی و فرآورده‌های نفتی است

که سهام آن‌ها در بورس اوراق بهادار ایران عرضه شده و در بازه زمانی ابتدای سال ۱۳۹۶ تا پایان سال ۱۴۰۱، حداقل یک بار در سه ماه متوالی مورد معامله قرار گرفته‌اند. قلمرو زمانی پژوهش به گونه‌ای انتخاب شده که هم‌رشد صعودی و هم‌رشد نزولی بازار را در برگیرد. در این دوره، بورس اوراق بهادار تهران شاهد رشد کم‌سابقه در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ و سپس بحران و سقوط شاخص از سال ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۰ بوده است. این انتخاب به تحلیل اثرات شوک‌های معاملاتی در شرایط مختلف بازار کمک می‌کند. بر اساس چارچوب نظری و مرور پیشینه تحقیق، فرضیه اصلی پژوهش به شرح زیر است:

**فرضیه اصلی پژوهش:** شوک‌های معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی در صنایع فرآورده‌های نفتی و معدنی بر همبستگی بازدهی بین این دو صنعت تأثیرگذار هستند و نقش تأثیرگذاری در سرایت ریسک سیستمی ایفا می‌کنند.

### ۳-۱- روش تجزیه و تحلیل داده‌های پژوهش

در پژوهش حاضر، مدل‌های پیش‌بینی تلاطم‌ها مبتنی بر سری‌های زمانی و از بین این مدل‌ها مدل‌های ناهمسان شرطی و همچنین مدل‌های کاپیولا جهت فرایند آزمون فرضیه انتخاب گردیده است:

برای آماده‌سازی داده‌ها جهت ورود به مدل کاپیولا، توزیع‌های حاشیه‌ای یک متغیره با حذف جزء قابل پیش‌بینی مدل و مدل‌سازی جز تصادفی مقادیر باقیمانده از مدل‌های ARCH و GARCH انجام می‌شود. توزیع حاشیه‌ای از طریق حاشیه‌سازی حاصل می‌شود، به این معنا که تمرکز روی مقادیر موجود در حاشیه بیشتر از توزیع متغیرهای حذف شده است و گفته می‌شود که این متغیرها به حاشیه رانده شده‌اند. لذا بدین منظور از مدل تی-استیودنت ارائه شده توسط هانسن (۲۰۱۳) استفاده شده است.

#### ۳-۱-۱- محاسبه ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR)

ارزش در معرض ریسک شرطی (CoVaR) معیاری برای سنجش ریسک سیستمی است که اثرات سرریز نوسانات قیمت در بین صنایع مختلف را ارزیابی می‌کند. این معیار نشان‌دهنده ارزش در معرض ریسک (VaR) یک صنعت به شرط وقوع تغییرات شدید قیمت در صنعت دیگر است که با ارزش در معرض ریسک خود آن صنعت اندازه‌گیری می‌شود. در این مقاله از معیار ریسک سیستمی ریبوردو و اوگولینی (۲۰۱۵) استفاده شده است. ارزش در معرض ریسک بیشترین زیان مورد انتظار یک سرمایه‌گذاری در افق زمانی مشخص و در سطح اطمینان معین را اندازه‌گیری می‌کند. این سنج‌روی ریسک نهادها به شکل فردی متمرکز است؛ یعنی  $q\%-VaR$  بیشترین ارزش زیان یک رویداد با سطح اطمینان  $q\%$  است. این برای یک نهاد  $i$  به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{Prob}(X^i \leq \text{VaR}_q^i) = q\% \quad (1)$$

که  $X^i$  تغییری از نهاد  $i$  است که  $\text{VaR}^i$  روی آن تعریف می‌شود.  $X^i$  در اینجا همان بازده سهام در نظر گرفته شده است. شاخص ریسک سیستمی (CoVaR) نیز همان ارزش در معرض خطر (VaR) سیستم مالی به شرط رویداد  $C_i(X)$  تعریف می‌شود. در پژوهش حاضر از سنج‌روی ارزش در معرض خطر (CoVaR) معرفی شده توسط آدریان و برونمایر،

(۲۰۱۶)، استفاده شده است. ایشان  $\Delta \text{CoVaR}$  را پیشنهاد کردند که به عنوان تغییر ارزش در معرض خطر سیستم مالی مشروط به اینکه یک موسسه نسبت به وضعیت میانه‌اش تحت فشار باشد، تعریف می‌شود:

$$\Delta \text{CoVaR}_q^{j|i} = \text{CoVaR}_q^{j|X=\text{VaR}_q^i} - \text{CoVaR}_q^{j|X^i} = \text{VaR}_{50}^i \quad (2)$$

در مشخصات معیار ایشان، زکل سیستم مالی است.

### ۳-۱-۲- بررسی وابستگی زوجی و محاسبه COVAR با استفاده از توابع COPULA

استفاده از کاپیولاها مزایای زیادی دارد من جمله اینکه کاپیولاها علاوه بر بیان وابستگی خطی، توانایی بیان وابستگی را هم دارند، این اجازه را می‌دهند که هر توزیع حاشیه‌ای برای هر متغیر انتخاب شود، در برابر تغییرات زیاد و سریع، ثابت می‌باشند و همچنین با استفاده از آن‌ها می‌توان وابستگی را در هر دو طرف توزیع با استفاده از وابستگی دمی به دست آورد. (فلاح شمس و صادقی ۱۴۰۰). بر اساس قضیه اسکالر، فرض می‌کنیم  $F$  یک تابع توزیع مشترک با توزیع‌های حاشیه‌ای  $F_1, F_2, \dots, F_d$  باشد، آنگاه یک کاپیولای  $D: [0, 1]^d \rightarrow [0, 1]$  وجود دارد، بطوریکه به ازای هر  $x_1, x_2, \dots, x_d$  در  $\bar{R} = [-\infty, \infty]$  رابطه زیر برقرار باشد:

$$F(x_1, \dots, x_d) = C(F_1(x_1), \dots, F_d(x_d)) \quad (3)$$

اگر  $C$  یک کاپیولا  $F_1, \dots, F_d$  تابع توزیع‌های تک متغیره باشند، تابع  $F$  در رابطه فوق یک تابع توزیع مشترک با حاشیه‌های  $F_1, \dots, F_d$  است. درواقع اگر  $X$  یک بردار تصادفی و  $F$  تابع توزیع آن با حاشیه‌های پیوسته  $F_1, \dots, F_d$  باشد، آنگاه کاپیولای  $F$  (یا  $X$ )، تابع توزیع است

بر اساس قضیه اسکالر برای توزیع چند متغیره پیوسته، حاشیه‌های تک متغیره و ساختار وابستگی چند متغیره را می‌توان از هم تمیز داد و ساختار وابستگی می‌تواند توسط یک کاپیولا نشان داده شود (صیادی و کریمی، ۱۳۹۸):

$$\begin{aligned} f(x_1, \dots, x_n) &= \frac{\partial^n C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n))}{\partial F_1(x_1) \dots \partial F_n(x_n)} \times \prod_{j=1}^n \frac{\partial F_j(x_j)}{\partial x_j} \\ &= C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)) \times \prod_{j=1}^n f_j(x_j) \end{aligned} \quad (4)$$

که در آن  $f_i$  ها، توابع چگالی حاشیه‌ای  $F_j(x_j)$  ها تابع توزیع حاشیه و  $C$  تابع چگالی کاپیولا است. در این مرحله با استفاده از رابطه‌های مدل ارائه شده توسط ریبوردو و اوگولینی (۲۰۱۵) به مدل سازی حاشیه و کاپیولاها چگالی‌های حاشیه‌ای برای بازده سری‌های زمانی توسط یک مدل میانگین متحرک اتورگرسیون (ARMA) با تأخیرهای  $p$  و  $q$  پرداخته می‌شود. چگالی‌های حاشیه‌ای برای بازده سری‌های زمانی توسط یک مدل میانگین متحرک اتورگرسیون (ARMA) با تأخیرهای  $p$  و  $q$  ارائه می‌شوند:

$$r_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^p \phi_j r_{t-j} + \sum_{h=1}^q \varphi_h \varepsilon_{t-h} + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در آن  $\varepsilon_t = \sigma_t Z_t$ ، با محاسبه انحراف استاندارد شرطی که دارای دینامیک توصیف شده توسط مشخصات GARCH توانی نامتقارن (APGARCH) است:

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{k=1}^r \beta_k \sigma_{t-k}^\delta + \sum_{h=1}^m \alpha_h (|\varepsilon_{t-h}| - \lambda_h \varepsilon_{t-h})^\delta \quad (۶)$$

درجایی که  $\omega$  نشان دهنده یک بتا و آلفا ثابت است، و به ترتیب پارامترهای مدل GARCH و ARCH هستند، که اثر اهرمی را برای  $y=0$  و  $\delta > 1$  نیز پارامتر برای عبارت توان است. این مدل تعدادی از مشخصات استاندارد ARCH و GARCH را در خود جای داده است. به طور خاص، درجایی که  $\delta=2$  و  $y=0$  مدل استاندارد GARCH به دست می آید.  $z_t$  یک متغیر تصادفی است که از توزیع چگالی اریب هانسن (۱۹۹۴) پیروی می کند.

$$f(z_t; v, \eta) = \begin{cases} bc \left( 1 + \frac{1}{v-2} \left( \frac{bz_t + a}{1-\eta} \right)^2 \right)^{-(v+1)/2} & z_t < -a/b \\ bc \left( 1 + \frac{1}{v-2} \left( \frac{bz_t + a}{1+\eta} \right)^2 \right)^{-(v+1)/2} & z_t \geq -a/b \end{cases} \quad (۷)$$

که در آن  $v$  و  $\eta$  به ترتیب پارامتر درجه آزادی هستند. ( $2 < v < \infty$ ) و پارامتر متقارن ( $-1 < \eta < 1$ ) هستند و اعداد ثابت  $a$ ،  $b$  و  $c$  به این صورت به دست آمده می شوند:

$$\begin{aligned} a &= 4\eta c(v-2/v-1), b^2 = 1 + 3\eta^2 - a^2 \\ c &= \Gamma(v+1/2)/\sqrt{\pi(v-2)}\Gamma(v/2) \end{aligned} \quad (۸)$$

در حالت خاص  $\eta=0$  و به شکل  $v \rightarrow \infty$ ، چگالی  $t$ -به چگالی گاوسی همگرا شده، درحالی که وقتی  $\eta=0$  و  $v$  محدود است، چگالی اریب  $t$ -به توزیع متقارن Student-t همگرا می شود.

در اینجا از پنج ویژگی کوپول دومتغیره مختلف برای گرفتن ویژگی های وابستگی مختلف مانند استقلال دم (گاوسی)، وابستگی دم متقارن (Student-t) و وابستگی دنباله نامتقارن (Gumbel، Rotated Gumbel و BB7) استفاده شده است. پارامترهای مدل های حاشیه ای و کاپیولا از طریق حداکثر درست نمایی در دو مرحله تخمین زده می شود. ابتدا، پارامترهای چهار توزیع حاشیه ای را که توسط معادلات قبلی ارائه شده است، تخمین زده و سپس، با استفاده از تبدیل انتگرال احتمالی باقیمانده های استاندارد شده برای حاشیه ها به عنوان مشاهدات شبه نمونه، پارامترهای جفت دومتغیره ایستا و متغیر با زمان را برای اولین درخت در جفت و این تخمین خواهیم زد. پارامتر copula در طول دوره نمونه مطابق با رابطه دینامیکی تغییر می کند. تعداد تأخیرها در معادلات میانگین و واریانس مدل های حاشیه ای بر اساس معیارهای اطلاعاتی آکایک (AIC) انتخاب شده است. اثرات سرریز قیمت با اندازه گیری اینکه چگونه VaR صعودی یا نزولی یک صنعت به ترتیب تحت تأثیر VaR صعودی یا نزولی صنعت دیگر قرار می گیرد، و چگونگی تأثیر ارزش معاملات اشخاص حقیقی و حقوقی بر سرریز، محاسبه می شود. VaR اطلاعاتی را در مورد حداکثر زیان برای یک دوره

زمانی معین و سطح اطمینان  $(1-\alpha)$  ارائه می‌دهد، یعنی مقدار چنک  $\alpha$  ام توزیع بازده قیمت  $\Pr(x_t \leq \text{VaR}_{\alpha,t}) = \alpha$  است. سرریز قیمت نزولی از یک صنعت به نام ۲ به صنعت دیگر به نام ۱ تحت تأثیر ارزش معاملات اشخاص حقیقی و حقوقی، می‌تواند رسماً از ساختار وابستگی ۴ متغیره بدین روش بیان شود:

$$\Pr(x_{1t} \leq \text{CoVaR}_{\beta,t}^1 | x_{2t} \leq \text{VaR}_{\alpha,t}^2, x_{3t}, x_{4t}) = \beta \quad (9)$$

در اینجا  $\text{CoVaR}^1$  نشان دهنده VaR شرطی متغیر ۱ است، که از نظر آماری، چنک  $\beta$  ام یک توزیع شرطی است، و همچنین  $\text{VaR}^2$  نشان دهنده VaR متغیر ۲ است.

$$\Pr(x_{1t} \leq \text{CoVaR}_{\beta,t}^1 | x_{2t} \geq \text{VaR}_{\alpha,t}^2, x_{3t}, x_{4t}) = \beta, \quad (10)$$

که در آن  $\text{CoVaR}^1$  و  $\text{VaR}^2$  به ترتیب مرتبط با متغیرهای ۱ و ۲ می‌باشند. مقادیر  $\text{CoVaR}$  را می‌توان از کاپیولا نمایش و محاسبه کرد و رابطه (۹) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\frac{F_{x_{1t}, x_{2t} | x_{3t}, x_{4t}}(\text{CoVaR}_{\beta,t}^1, \text{VaR}_{\alpha,t}^2)}{F_{x_{2t} | x_{3t}, x_{4t}}(\text{VaR}_{\alpha,t}^2)} = \beta \quad (11)$$

از نمایش کوپولی تابع توزیع، رابطه (۱۱) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$C_{x_{1t}, x_{2t} | x_{3t}, x_{4t}}(F_{x_{1t} | x_{3t}, x_{4t}}(\text{CoVaR}_{\beta,t}^1), F_{x_{2t} | x_{3t}, x_{4t}}(\text{VaR}_{\alpha,t}^2)) = \alpha \quad (12)$$

به طور مشابه، رابطه (۱۰) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$1 - F_{x_{1t} | x_{3t}, x_{4t}}(\text{CoVaR}_{\beta,t}^1) - F_{x_{2t} | x_{3t}, x_{4t}}(\text{VaR}_{\alpha,t}^2) + C_{x_{1t}, x_{2t} | x_{3t}, x_{4t}}(F_{x_{1t} | x_{3t}, x_{4t}}(\text{CoVaR}_{\beta,t}^1), F_{x_{2t} | x_{3t}, x_{4t}}(\text{VaR}_{\alpha,t}^2)) = \alpha\beta \quad (13)$$

- ۱- از این رو،  $\text{CoVaR}$  در معادلات (۱۲) و (۱۳) را می‌توان از مدل کاپیولا واین با استفاده از یک روش سه مرحله‌ای به دست آورد:
- ۱- با توجه به سطوح معنی داری برای VaR و  $\text{CoVaR}$  ( $\alpha$  و  $\beta$  به ترتیب) و برای اشکال خاص تابع  $\text{copula}$ ، می‌توانیم رابطه (۱۲) یا رابطه (۱۳) را به منظور به دست آوردن مقدار  $F_{x_{1t} | x_{3t}, x_{4t}}(\text{CoVaR}_{\beta,t}^1)$  را حل کنیم.
- ۲- از مقدار محاسبه شده در مرحله بالا و از مدل کوپول شرطی اطلاعات را استخراج می‌کنیم  $F_{x_{1t}}(\text{CoVaR}_{\beta,t}^1) = u_1$
- ۳- از  $\text{CoVaR}$ ،  $u_1$  را به عنوان چنک توزیع  $x_1$ ، با احتمال تجمعی برابر با  $u_1$ ، با معکوس کردن تابع توزیع حاشیه‌ای به دست می‌آوریم.  $\text{CoVaR}_{\beta,t}^1 = F_1^{-1}(u_1)$

جهت بررسی معناداری سرریزهای قیمتی نزولی و صعودی در این پژوهش، از آزمون راه‌اندازی کولموگروف-اسمیرنوف (KS) استفاده شده است. آزمون کولموگروف-اسمیرنوف یک روش ناپارامتریک برای مقایسه دو توزیع تجربی است که بدون نیاز به هیچ‌گونه فرضیه توزیع زیربنایی خاصی، به کار گرفته می‌شود. در پژوهش حاضر، توزیع تجمعی

CoVaR و VaR در شرایط نزولی و صعودی به طور جداگانه محاسبه و تفاوت بین آن‌ها مورد آزمون قرار گرفته شده است. آزمون KS بیشینه تفاوت بین دو تابع توزیع تجربی را به صورت زیر اندازه‌گیری می‌کند:

$$KS_{mn} = \left( \frac{mn}{m+n} \right)^{\frac{1}{2}} \sup_x |F_m(x) - G_n(x)| \quad (۱۴)$$

که در آن:

- $F_m(x)$  تابع توزیع تجمعی CoVaR،
- $G_n(x)$  تابع توزیع تجمعی VaR،
- $m$  و  $n$  اندازه نمونه‌های متناظر با CoVaR و VaR هستند.

این آزمون امکان آن را می‌دهد که میزان تمایز بین CoVaR و VaR از لحاظ آماری بررسی شود. اگر این تفاوت معنادار باشد، نشان‌دهنده آن است که سرایت ریسک در شرایط نزولی (یا صعودی) به طور سیستماتیک از خود VaR متمایز است، و این نیز تأییدی بر وجود سرریزهای قیمتی در بازار خواهد بود. با این آماره، فرضیه عدم تأثیر سیستمی بین دو صنعت را آزمایش می‌کنیم:

$$H_0: \text{CoVaR}_{\beta,t}^1 = \text{VaR}_{\beta,t}^1$$

### ۳-۲- روش محاسبه متغیرهای تحقیق

#### جدول ۱. محاسبه متغیرهای پژوهش

| ردیف | متغیر      | تعریف متغیر                                                  | رابطه                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                         |
|------|------------|--------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| ۱    | $PVI_{ij}$ | شاخص روزانه حجم مثبت معاملات اشخاص حقوقی شرکت‌های نفتی/معدنی | $PVI_{ij} = \left( PVI_{ij,t-1} + (P_{j,t} - P_{j,t-1}) \right) / P_{j,t-1}$ $PVI_{ij,t-1}$ : شاخص حجم مثبت معاملات اشخاص حقوقی هر صنعت روز قبل<br>$P_{j,t}$ : قیمت بسته شدن امروز شاخص شرکت‌های نفتی/معدنی<br>$P_{j,t-1}$ : قیمت بسته شدن دیروز شاخص شرکت‌های نفتی/معدنی                                                                                                                                                                                                                     |
| ۲    | $PVI_{rj}$ | شاخص روزانه حجم مثبت معاملات اشخاص حقیقی شرکت‌های نفتی/معدنی | $PVI_{rj} = \left( PVI_{rj,t-1} + (P_{j,t} - P_{j,t-1}) \right) / P_{j,t-1}$ $PVI_{rj,t-1}$ : شاخص حجم مثبت معاملات اشخاص حقیقی هر صنعت روز قبل<br>$P_{j,t}$ : قیمت بسته شدن امروز شاخص شرکت‌های نفتی/معدنی<br>$P_{j,t-1}$ : قیمت بسته شدن دیروز شاخص شرکت‌های نفتی/معدنی                                                                                                                                                                                                                     |
| ۳    | $P_{j,t}$  | بازده روزانه شاخص صنعت شرکت‌های نفتی/معدنی                   | $P_{j,t} = \sum_t \frac{w_{ij,t} x_{ij,t}}{w_{ij,0} x_{ij,0}}$ $RETURN_{j,t} = \ln \left( \frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}} \right)$ $P_{j,t}$ = قیمت شاخص شرکت‌های هر صنعت در روز جاری<br>$w_{ij,t}$ = تعداد سهام یک شرکت مربوط به هر صنعت در حال حاضر<br>$x_{ij,t}$ = قیمت بسته شدن سهام یک شرکت در شاخص صنعت در روز جاری<br>$w_{ij,0}$ = تعداد سهام یک شرکت در زمان صفر<br>$x_{ij,0}$ = قیمت بسته شدن سهام یک شرکت در شاخص صنعت در زمان صفر<br>$P_{j,t-1}$ = قیمت شاخص شرکت‌های هر صنعت در روز قبل |

منبع: یافته‌های پژوهش

- **شاخص حجم مثبت (PVI):** یک شاخص تحلیل فنی است که تغییرات قیمت را بر اساس افزایش مثبت در حجم معاملات نشان می دهد. این شاخص فقط زمانی تغییر می کند که حجم معاملات روز جاری بیشتر از حجم معاملات روز گذشته باشد (کورنگ کنگ<sup>۱</sup>، ۲۰۱۹).

**بازده روزانه شاخص صنعت شرکت های نفتی/ معدنی ( $P_{j,t}$ ):** شاخص هر صنعت بر اساس نمادهایی که توسط شرکت مدیریت فناوری بورس تهران معرفی شده اند، تعیین شده است. با توجه به اینکه ترکیب نمادهای هر شاخص در طول سال های مورد مطالعه تغییر کرده و برخی شرکت ها در مقطعی به شاخص اضافه یا از آن حذف شده اند، برای بررسی دقیق ارزش معاملات اشخاص حقیقی و حقوقی در کنار قیمت شاخص، لازم است شاخص قیمت هر صنعت مجدداً محاسبه شود. این محاسبه با استفاده از قیمت تعدیل شده شرکت هایی انجام شده است که در حال حاضر عضو شاخص مذکور هستند. به منظور انتخاب نمونه، شرکت هایی که در پژوهش حاضر مورد بررسی قرار گرفته اند، باید سه شرط اصلی زیر را دارا باشند: سال مالی مشترک داشته باشند، یعنی سال مالی آن ها منتهی به اسفند باشد. در طول یک سال، بیش از ۵ ماه توقف معاملاتی نداشته باشند؛ به عبارتی، حداقل در ۷ ماه از ۱۲ ماه سال، سهام آن ها مورد معامله قرار گرفته باشد و قبل از سال ۱۳۹۶ در بورس پذیرفته شده و تا پایان سال ۱۴۰۱ فعال باشند. همچنین، در محاسبه شاخص قیمت، برای روزهایی که نماد یک شرکت بسته بوده و معامله ای انجام نشده است، قیمت آخرین روز معاملاتی قبل از بسته شدن، ملاک قرار گرفته است. بر این اساس، نمونه نهایی جامعه آماری به روش حذف سیستماتیک انتخاب شده است.

#### ۴- نتایج و تحلیل یافته های تحقیق

##### ۴-۱- آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

آمار توصیفی مربوط به داده های اولیه تحقیق به بیان ویژگی های کلی داده ها مانند میانگین، حداقل، حداکثر، انحراف معیار و دیگر شاخص ها جهت درک بهتری از توزیع و پراکندگی داده ها می پردازد:

جدول ۲. آمار توصیفی داده های تحقیق

| متغیرها    | تعداد مشاهده | میانگین | حداکثر | حداقل  | میان  | انحراف معیار | چولگی   | کشیدگی |
|------------|--------------|---------|--------|--------|-------|--------------|---------|--------|
| $P_{o,t}$  | ۱۴۳۸         | ۰.۰۰۳   | ۰.۸۸۲  | -۰.۸۶۵ | ۰.۰۰۱ | ۰.۰۲۲        | ۰.۰۱۳۸  | ۰.۲۶۵  |
| $P_{m,t}$  | ۱۴۳۸         | ۰.۰۰۲   | ۰.۱۲۱  | -۰.۱۷۸ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۲۸        | -۰.۰۱۱۰ | ۱.۲۸۲  |
| $pvi_{io}$ | ۱۴۳۸         | ۱.۹۱۷   | ۳.۴۷۸  | ۰.۰۰۶  | ۱.۹۴۹ | ۱.۰۷۴        | -۰.۳۲۱  | -۱.۴۰۰ |
| $pvi_{ro}$ | ۱۴۳۸         | ۱.۹۱۸   | ۳.۴۹۷  | ۰.۰۰۴  | ۱.۹۴۸ | ۱.۰۷۵        | -۰.۳۲۰  | -۱.۴۰۱ |
| $pvi_{im}$ | ۱۴۳۸         | ۱.۴۴۴   | ۲.۵۱۲  | ۰.۰۱۰  | ۱.۹۱۹ | ۰.۸۵۵        | -۰.۰۵۲  | -۱.۴۲۰ |
| $pvi_{rm}$ | ۱۴۳۸         | ۱.۴۴۳   | ۲.۵۲۱  | ۰.۰۱۱  | ۱.۹۱۶ | ۰.۸۶۵        | -۰.۰۴۹۸ | -۱.۴۲۵ |

منبع: یافته های پژوهش

#### ۴-۲- تعیین مانایی<sup>۱</sup> و خودهمبستگی سری‌های زمانی

از آنجایی که مدل‌های واریانس ناهمسانی خود بازگشتی تعمیم‌یافته<sup>۲</sup> بایستی در طی زمان پایا باشند، برای بررسی پایایی متغیرهای پژوهش، از آزمون ریشه واحد استفاده می‌شود. لذا با استفاده از آزمون ریشه واحد<sup>۳</sup> مانا بودن در یک سری زمانی بررسی و از آزمون‌های دیکی فولر<sup>۴</sup> و کویاتکوفسکی فیلیپس اشمیت شین (KPSS)<sup>۵</sup>، به بررسی مانایی سری‌های زمانی متغیرهای تحقیق می‌پردازیم. دو آزمون‌های بروش-گادفری<sup>۶</sup> و آزمون باکس-لیونگ<sup>۷</sup> نیز برای ارزیابی وجود همبستگی سریالی در داده‌های سری زمانی استفاده می‌شوند. در همه آزمون‌ها، فرض صفر این است که هیچ همبستگی سریالی یا ریشه واحد وجود ندارد. رد فرضیه صفر نشان‌دهنده شواهدی از همبستگی سریال است.

جدول ۳. مانایی و خودهمبستگی سری‌های زمانی داده‌های تحقیق

| متغیرها    | آماره آزمون | p-value     | آماره آزمون | p-value    | آماره آزمون | p-value | آماره آزمون | p-value     |
|------------|-------------|-------------|-------------|------------|-------------|---------|-------------|-------------|
| دیکی فولر  | دیکی فولر   | بروش-گادفری | بروش-گادفری | باکس-لیونگ | باکس-لیونگ  | ARCHLM  | ARCHLM      | آماره آزمون |
| $P_{o,t}$  | -۹,۰۷۱      | ۰,۰۱        | ۱۶۲,۱۵      | ۰,۰۰       | ۱۶۲,۴۴      | ۰,۰۰    | ۱۹,۲۱       | ۰,۰۰        |
| $P_{m,t}$  | -۸,۸۴۶      | ۰,۰۱        | ۱۵۸,۹۴      | ۰,۰۰       | ۱۵۸,۹۹      | ۰,۰۰    | ۷۸,۳۴       | ۰,۰۰        |
| $pvi_{io}$ | -۱,۷۰۴      | ۰,۷۰۴       | ۱۴۳۴,۵      | ۰,۰۰       | ۱۴۳۵,۳      | ۰,۰۰    | ۱۳,۵۲       | ۰,۰۰        |
| $pvi_{ro}$ | -۱,۷۱۹      | ۰,۶۹۷       | ۱۴۳۴,۴      | ۰,۰۰       | ۱۴۳۵,۲      | ۰,۰۰    | ۴۱,۱۶       | ۰,۰۰        |
| $pvi_{im}$ | -۱,۳۹۲      | ۰,۸۳۶       | ۱۴۳۴,۴      | ۰,۰۰       | ۱۴۳۵,۸      | ۰,۰۰    | ۲۳,۱۹       | ۰,۰۰        |
| $pvi_{rm}$ | -۱,۳۳۹      | ۰,۸۵۸       | ۱۴۳۳,۹      | ۰,۰۰       | ۱۴۳۵,۳      | ۰,۰۰    | ۳۳,۸۸       | ۰,۰۰        |

منبع: یافته‌های پژوهش

برای انجام تحلیل از چهار آزمون کلیدی جهت بررسی ویژگی‌های سری زمانی متغیرها استفاده شده است:

- آزمون دیکی-فولر (ADF): بررسی مانایی سری زمانی
- آزمون بروش-گادفری: بررسی خودهمبستگی باقی‌مانده‌ها
- آزمون باکس-لیونگ: بررسی خودهمبستگی سریالی
- آزمون ARCHLM: بررسی ناهمسانی واریانس.

نتایج آزمون‌های آماری به‌دست آمده، نشان می‌دهد که متغیرهای بازده شاخص هر دو صنعت مانا هستند، اما سایر متغیرها دارای ریشه واحد بوده و نامانا هستند، که نشان می‌دهد نیاز به تفاضل‌گیری برای ایجاد ایستایی در سری‌های زمانی

1. stationary  
 2. GARCH  
 3. Unit Root Tests  
 4. Dickey-Fuller (ADF) test  
 5. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin  
 6. Breusch-Godfrey test  
 7. Box-Ljung test

است. همچنین، نتایج آزمون بروش-گادفری و باکس-لیونگ نشان‌دهنده آن است که تمامی متغیرها دارای خودهمبستگی سریالی در باقی‌مانده‌ها هستند، که این امر ضرورت استفاده از مدل‌های سری زمانی مانند ARMA یا VAR را برای بهبود دقت مدل تأیید می‌کند. علاوه بر این، نتایج آزمون ARCH LM نیز نشان می‌دهد که در تمامی متغیرها ناهمسانی واریانس وجود دارد، و بیانگر نیاز به استفاده از مدل‌های واریانس شرطی گروه GARCH برای کنترل نوسانات در سری‌های زمانی است. بنابراین، جهت بهبود کیفیت مدل‌سازی و نتایج برآوردی، تفاضل‌گیری برای متغیرهای ناماننا صورت می‌پذیرد و در آزمون از مدل مناسب سری زمانی APGARCH جهت کنترل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس استفاده می‌شود.

جدول ۴. شناسایی بهترین ترتیب و برآورد مدل APGARCH (۱/۱)

| متغیرها        | $P_{o,t}$ | $P_{m,t}$ | $pvi_{io}$ | $pvi_{ro}$ | $pvi_{im}$ | $pvi_{rm}$ |
|----------------|-----------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| بهترین (p,d,q) | (۵,۰,۱)   | (۵,۰,۱)   | (۵,۰,۱)    | (۵,۰,۱)    | (۵,۰,۱)    | (۵,۰,۱)    |
| mu             | ۰         | ۰         | ۰          | ۰          | ۰          | ۰          |
| ar1            | -۰,۲۵     | -۰,۳۸     | ۱,۲۵       | ۱,۹۷       | ۱,۷۹       | ۰,۲۶       |
| ar2            | ۰,۰۹      | ۰,۳۰      | -۰,۲۵      | -۰,۹۹      | -۰,۷۹      | ۰,۷۳       |
| ar3            | ۰,۱۰      | ۰,۰۳      | ۰,۰۱       | ۰,۰۵       | -۰,۰۱      | ۰,۰۱       |
| ar4            | ۰,۰۶      | ۰,۰۱      | -۰,۰۲      | -۰,۰۶      | ۰,۰۱       | -۰,۰۲      |
| ar5            | ۰,۰۳      | ۰         | ۰          | ۰,۰۲       | -۰,۰۱      | ۰,۰۲       |
| ma1            | ۰,۵۵      | ۰,۷۷      | -۰,۲۴      | -۰,۹۵      | -۰,۷۸      | ۰,۷۴       |
| alpha          | ۰,۰۷      | ۰,۱۹      | ۰,۰۱       | ۰,۰۸       | -۰,۲۶      | ۰,۱۹       |
| Pr(> t )       | ۰,۰۰      | ۰,۰۰      | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       |
| beta           | ۰,۹۳      | ۰,۸۶      | ۰,۹۹       | ۰,۹۸       | ۰,۹۰       | ۰,۴۰       |
| Pr(> t )       | ۰,۰۰      | ۰,۰۰      | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       |
| gama           | -۰,۱۳     | -۰,۰۹     | -۱         | -۰,۲۱      | -۰,۸۶      | -۰,۲۷      |
| Pr(> t )       | ۰,۰۹      | ۰,۱۹      | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       |
| delta Pr(> t ) | ۱,۹۱      | ۰,۳۶      | ۰,۵۲       | ۱,۱۵       | ۰,۹۱       | ۳,۰۱       |
|                | ۰,۰۰      | ۰,۰۰      | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       |
| Akaike         | -۵,۰۴     | -۴,۷۴     | -۵,۸۲      | -۵,۲۴      | -۵,۸۹      | -۴,۴۵      |
| Pr(> t )       | ۰,۰۰      | ۰,۰۰      | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       |

منبع: یافته‌های پژوهش

پارامترهای مدل فوق، با استفاده از روش بیشینه درست‌نمایی<sup>۱</sup> برآورد می‌شوند تا استنتاج پارامتری قوی تضمین شود. این رویکرد محاسبه و استانداردسازی باقیمانده‌ها را تسهیل کرده و مبنایی برای تحلیل‌های اقتصادسنجی و مدل‌سازی ریسک سیستمی و همبستگی بازده‌ها در صنایع مورد مطالعه فراهم می‌آورد. مدل آرما<sup>۲</sup> (۵,۰,۱) به این

1. MLE  
2. ARMA

معناست که ترتیب مدل شامل ۵ پارامتر خودرگرسیون و ۱ پارامتر میانگین متحرک برای هر یک از متغیرها است. مقادیر برآورد شده نشان دهنده تأثیر مقادیر گذشته متغیرها بر مقادیر کنونی هستند. چون ضرایب همه معنادار هستند، نشان دهنده آن است که تأثیر گذشته متغیرها بر مقادیر کنونی از نظر آماری معنادار است. آلفا نشان دهنده تأثیر شوک های گذشته (یا نوسانات گذشته) بر واریانس کنونی است. معناداری پارامتر آلفا نشان می دهد که شوک های گذشته نقش مهمی در نوسانات فعلی دارند. بتا بیانگر تأثیر واریانس گذشته بر واریانس کنونی است. معناداری این پارامتر نشان می دهد که واریانس گذشته بر نوسانات فعلی تأثیرگذار است. گاما ۳ برای این مدل، نقش پارامتر نامتقارنی را بازی می کند. اگر این پارامتر معنادار باشد، نشان دهنده این است که تأثیر شوک های مثبت و منفی بر واریانس به طور متفاوتی عمل می کند. در جدول، مقادیر گاما برای متغیرهای بازده صنایع معدنی و بازده صنایع مالی معنادار نبوده و می تواند نشان دهنده عدم وجود نامتقارنی قوی در آن ها باشد. دلتا نیز نشان دهنده پارامتر توانی مدل است و برای تنظیم انحنای و نمای واریانس استفاده می شود. معناداری این پارامتر بیانگر تأثیر تغییرات نمایی در نوسانات است. کاهش مقدار آکائیک ۴ نشان دهنده بهبود مدل است. و منفی بودن آن نشان دهنده مناسبی برازش مدل است.

#### ۴-۳- آزمون فرضیه تحقیق

مرحله اول آزمون فرضیه: شوک های معاملاتی سرمایه گذاران حقیقی و حقوقی در صنایع فرآورده های نفتی و صنایع معدنی بر همبستگی بازدهی بین این دو صنعت تأثیرگذار هستند.

$$\rho(P_{o,t}, P_{m,t}) | pvi_{io} | pvi_{ro} | pvi_{im} | pvi_{rm} = C(u_o, u_m, u_{io}, u_{ro}, u_{im}, u_{rm})$$

$$H_0: \rho(P_{o,t}, P_{m,t}) | pvi_{io} | pvi_{ro} | pvi_{im} | pvi_{rm} = 0$$

$$H_1: \rho(P_{o,t}, P_{m,t}) | pvi_{io} | pvi_{ro} | pvi_{im} | pvi_{rm} \neq 0$$

بر اساس تحلیل انجام شده، مدل گارچ توانی (۱/۱) به همراه مدل میانگین (5,0,1) به عنوان گزینه ای مناسب برای تمامی سری های زمانی انتخاب شده است. این نتیجه با توجه به مقادیر منفی و معنادار معیار اطلاعات آکائیک، که مناسب بودن مدل را تأیید می کند، حاصل شده است. علاوه بر این، کاپیولای R-Vine بر اساس نتایج آکائیک به عنوان بهترین تطبیق برای داده های پژوهش شناسایی شده است. برای تعیین مناسب ترین واین کاپیولا، بسته های R مانند Vine Copula و CDVine ابزارهای قدرتمندی نظیر تابع Bi-CopSelect ارائه می دهند. این ابزارها امکان انتخاب بهینه کاپیولا را با ارزیابی ساختارهای مختلف وابستگی با استفاده از معیارهای اطلاعاتی مانند AIC و BIC فراهم می کنند (سینگ و آلن، ۲۰۱۷).

1. alph
2. beta
3. gama
4. Akaike
5. Singh & Allen

جدول ۵. تخمین ساختار واین کاپیولای

|            | $P_{m,t}$ | $P_{o,t}$ | $pvi_{im}$ | $pvi_{io}$ | $pvi_{rm}$ | $pvi_{ro}$ |
|------------|-----------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| $P_{m,t}$  | ۱         | ۰         | ۰          | ۰          | ۰          | ۰          |
| $P_{o,t}$  | ۳         | ۳         | ۰          | ۰          | ۰          | ۰          |
| $pvi_{im}$ | ۵         | ۲         | ۵          | ۰          | ۰          | ۰          |
| $pvi_{io}$ | ۴         | ۶         | ۲          | ۲          | ۰          | ۰          |
| $pvi_{rm}$ | ۶         | ۴         | ۶          | ۴          | ۴          | ۰          |
| $pvi_{ro}$ | ۲         | ۵         | ۴          | ۶          | ۶          | ۶          |

منبع: یافته‌های پژوهش

هر عدد در یک سلول نشان‌دهنده وابستگی‌ها یا ترکیبات ساختاری بین دو متغیر است. به عبارت دیگر، این اعداد نشان‌دهنده آن است که ترتیب شاخه‌های درخت‌ها ارتباط بین کدام متغیر است، ستون اول جدول، شاخه اول را نشان می‌دهد، به طور مثال عدد ۲ در ستون اول و سطر ششم نشان می‌دهد که در شاخه اول متغیر ۶ با متغیر ۲ ارتباط دارد، و یا عدد ۶ در سطر ۵ نشان می‌دهد که در ادامه متغیر ۴ با متغیر ۶ ارتباط داشته و هرچه به بالای جدول نزدیک می‌شویم ارتباط گره‌ها (یا همان متغیرها) ادامه‌دار می‌شود، یعنی درخت اول به ترتیب متغیرهای ۳، ۵، ۴، ۶، ۲ و ۱ است. در شاخه دوم، هر دو متغیر تعریف شده در شاخه اول با یک جفت متغیر دیگر در شاخه اول ارتباط می‌یابد، یعنی وقتی در ردیف ۶ عدد ۵ را می‌بینیم، نشان می‌دهد که همان گره ۵ در شاخه اول (ستون اول، ردیف ۳)، با گره ۴ در همان شاخه (ستون اول، ردیف ۴) در ارتباط است. که به این ترتیب در ستون‌های بعدی نیز شاخه‌های بعدی از شاخه قبلی استخراج می‌گردد. (نمودار ۱). در ستون ۵ که همان شاخه پنجم درخت واین کاپیولا است نشان می‌دهد که متغیرهای اصلی تأثیرگذار بر بازده صنایع نفتی و معدنی، به ترتیب شوک‌های معاملاتی اشخاص حقوقی صنعت معدنی و اشخاص حقیقی صنعت معدنی به شرط وقوع سایر متغیرها است. که این نشان‌دهنده آن است که معاملات اشخاص، اعم از حقیقی یا حقوقی در صنایع معدنی در انتقال شوک بیشترین نقش را دارد.

از آنجاکه جدول ۵ به طور خاص نشان‌دهنده ارتباطات بین متغیرها از نظر ساختاری است، به طور کلی و ساده‌تر نتایج خروجی‌های آماری آن را می‌توان این‌گونه تفسیر نمود که حجم معاملات اشخاص حقیقی و حقوقی در صنایع معدنی به طور مستقیم در سرایت شوک‌ها در بازار نقش دارد. این نشان‌دهنده تأثیر ویژه این متغیرها بر همبستگی بازده در صنایع مختلف است.

جدول ۶. تخمین خانواده واین کاپیولا

|            | $P_{m,t}$  | $P_{o,t}$   | $pvi_{im}$  | $pvi_{io}$ | $pvi_{rm}$ | $pvi_{ro}$ |
|------------|------------|-------------|-------------|------------|------------|------------|
| $P_{m,t}$  | ۰.۰۰       | ۰.۰۰        | ۰.۰۰        | ۰.۰۰       | ۰.۰۰       | ۰.۰۰       |
| $P_{o,t}$  | کلاتیون    | ۰.۰۰        | ۰.۰۰        | ۰.۰۰       | ۰.۰۰       | ۰.۰۰       |
| $pvi_{im}$ | ارشمیدسی   | تی-استیودنت | ۰.۰۰        | ۰.۰۰       | ۰.۰۰       | ۰.۰۰       |
| $pvi_{io}$ | گامبل      | کلاتیون     | کلاتیون     | ۰.۰۰       | ۰.۰۰       | ۰.۰۰       |
| $pvi_{rm}$ | علی-میکایل | ۰           | تی-استیودنت | کلاتیون    | ۰.۰۰       | ۰.۰۰       |
| $pvi_{ro}$ | کلاتیون    | کلاتیون     | تی-استیودنت | ارشمیدسی   | کلاتیون    | ۰.۰۰       |

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۶، با کمک معیار آکائیک (AIC)، امکان انتخاب بهترین خانواده‌های کاپیولا برای هر یک از جفت‌های متغیرها انتخاب شده وجود دارد. انتخاب خانواده‌های مختلف کاپیولا (مانند کلاتیون، تی-استیودنت و گامبل) در این جدول نشان‌دهنده شدت و نوع وابستگی بین متغیرهای پژوهش است. به طور مثال، خانواده "کلاتیون" که در بعضی از جفت متغیرها انتخاب شده است، نشان می‌دهد وابستگی‌های شدید بین متغیرها وجود دارد. و یا در مواردی که خانواده تی-استیودنت انتخاب شده است، شاهد وابستگی‌های نامتقارن و قوی بین متغیرها است. این خانواده کاپیولا معمولاً زمانی انتخاب می‌شود که متغیرها در شرایط بحران، وابستگی‌های شدیدتر و غیرنرمال خواهند داشت. این نوع وابستگی مخصوصاً در زمان‌های با ریسک بالاتر و نوسانات بیشتر شدیدتر می‌شود. خانواده گامبل در کاپیولاها برای شبیه‌سازی وابستگی‌های با تقارن شدید و یکنواخت انتخاب می‌شود. این خانواده معمولاً زمانی کاربرد دارد که وابستگی‌های میان متغیرها در هر دو جهت به طور مشابه قوی باشند و چه در شرایط عادی و چه در شرایط بحرانی به یک اندازه حفظ شوند. انتخاب خانواده گامبل در برخی از جفت‌های متغیرهای تحقیق نشان‌دهنده این است که ارتباطات میان آن جهت متغیر در این مدل، حتی در دوران بحران هم به طور یکنواخت و مشابه حفظ می‌گردد و به این معنی است که درحالی‌که بحران‌های مالی و تجاری وجود دارند، اثرات منفی و مثبت معاملاتی به طور یکسان بین صنایع مختلف سرایت می‌کند و این ارتباط‌ها به اندازه‌ای خطی و متقارن است که قابل پیش‌بینی باقی می‌ماند.

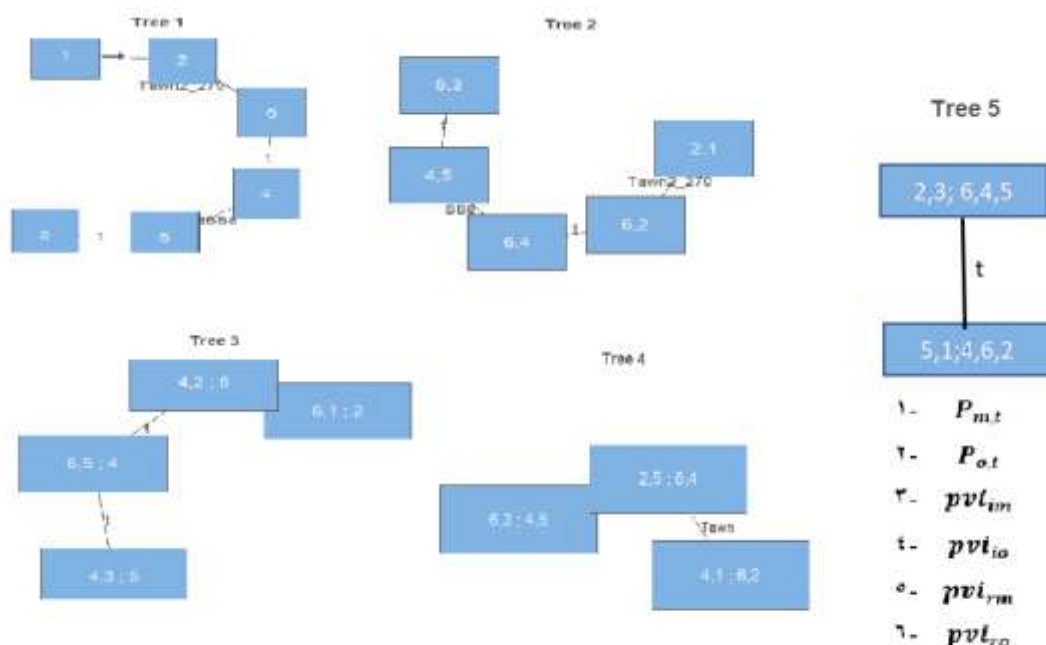
درمجموع، این جدول به وضوح نشان می‌دهد که خانواده کاپیولا‌های انتخابی در هر جفت متغیر به طور خاص می‌تواند شدت وابستگی‌ها را در شرایط بحرانی مدل‌سازی کند.

جدول ۷. تخمین پارامترهای واین کاپیولا

| $pvi_{ro}$ | $pvi_{rm}$ | $pvi_{io}$ | $pvi_{im}$ | $P_{o,t}$ | $P_{m,t}$ |            |
|------------|------------|------------|------------|-----------|-----------|------------|
| ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰      | ۰,۰۰      | $P_{m,t}$  |
| ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰      | ۰,۰۶۲     | $P_{o,t}$  |
| ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۳      | ۱,۶۵      | $pvi_{im}$ |
| ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۲۸      | -۰,۰۰۳    | ۰,۴۶      | $pvi_{io}$ |
| ۰,۰۰       | ۰,۰۰       | ۰,۰۹       | ۱,۰۴       | -۰,۰۱۲    | -۶,۸۵     | $pvi_{rm}$ |
| ۰,۰۰       | ۱,۰۰       | -۱,۹۰      | ۶,۰۰       | ۱,۰۰      | ۰,۱۰      | $pvi_{ro}$ |

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۷، اعداد هر سلول شدت ارتباط میان گره‌ها را به همان ترتیب که در جدول ۵ (شاخه‌های درخت واین کاپیولا) ذکر شده است، نشان می‌دهند. در ستون اول که جفت متغیرها را نمایش می‌دهد، با توجه به اعداد بزرگ به دست آمده در ردیف‌های ۳ (حجم معاملات اشخاص حقوقی صنایع معدنی) و ۵ (حجم معاملات اشخاص حقیقی صنایع معدنی)، می‌توان به وضوح تأیید کرد که صنعت معدنی نقش پیشرو در سرایت‌پذیری ریسک سیستمی ایفا می‌کند. این اعداد به روشنی بیان می‌کنند که این جفت‌های متغیر ارتباط قوی‌تری نسبت به سایر جفت متغیرها دارا هستند. اعداد موجود در این جدول شدت ارتباطات بین گره‌های نمودار واین کاپیولا (نمودار ۱) را نمایش می‌دهند. به طور کلی، هرچه از سمت راست جدول به سمت چپ جدول که همان انتهای شاخه‌های واین کاپیولا است حرکت شود، می‌توان شاهد وجود ارتباطات قوی‌تر و تأثیرات بیشتری میان متغیرها بود که نشان‌دهنده وابستگی‌های پیچیده‌تری نسبت به شاخه‌های اولیه واین کاپیولا بود. همچنین، همان‌طور که در آخرین ستون جدول مشاهده می‌شود، عدد ۱ در ستون پنجم که مربوط به شاخه آخر درخت واین کاپیولا است، نشان می‌دهد، ارتباط بسیار قوی بین متغیرهای این شاخه وجود دارد. این موضوع در جهت تأیید فرضیه تحقیق بوده و بر اساس آن شوک‌های معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی در صنایع فرآورده‌های نفتی و صنایع معدنی بر همبستگی بازدهی بین این دو صنعت اثرگذار است و باعث تشدید شوک‌های معاملاتی یکدیگر می‌شوند.



#### نمودار ۱. ساختار R-Vine بین متغیرهای تحقیق

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار درخت واین کاپیولا در این بخش، به صورت تصویری ارتباط‌های پیچیده و وابستگی‌های میان متغیرهای تحقیق را که در جدول‌های ۶ و ۷ آمده‌اند، به وضوح نشان می‌دهد. در شاخه‌های مختلف درخت، به ویژه در شاخه آخر، مشخص می‌شود که معاملات اشخاص حقیقی در صنایع معدنی و بازده شاخص‌های مربوطه تأثیر به سزایی بر معاملات در صنایع نفتی و به طور کلی بر ریسک سیستمی دارند. به عبارت دیگر، این تحلیل‌ها نشان می‌دهند که حجم معاملات و بازده شاخص‌های صنایع معدنی نقش کلیدی در انتقال شوک‌ها و سرایت ریسک به صنایع نفتی ایفا می‌کنند. همان‌طور که در نمودار درخت واین کاپیولا مشخص است، در شاخه آخر درخت، تأثیر "معاملات اشخاص حقیقی صنایع معدنی" و "بازده شاخص صنایع معدنی" بر "معاملات اشخاص حقوقی صنایع نفتی"، "معاملات اشخاص حقیقی صنایع نفتی" و "بازده شاخص صنایع نفتی" اثرگذار است. در واقع، می‌توان گفت که حجم معاملات و بازده شاخص‌های صنایع معدنی نقش کلیدی در انتقال شوک‌ها و همچنین سرایت ریسک سیستمی دارند و نوع وابستگی آن‌ها بر اساس مدل کاپیولا مشخص شده است.

**مرحله دوم آزمون فرضیه:** شوک‌های معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی بر سرایت‌پذیری ریسک سیستمی در صنایع فرآورده‌های نفتی و صنایع معدنی اثرگذار هستند.

جدول ۸. تخمین تأثیر سرریز نوسانات شوک‌های معاملاتی در زمان بحران بر صنایع نفتی و صنایع معدنی

| $PVI_{ij}$ | شاخص صنایع  | VaR نزولی | VaR صعودی | COVaR نزولی | COVaR صعودی | $\Delta COVaR$ نزولی | $\Delta COVaR$ صعودی | حجم معاملات |
|------------|-------------|-----------|-----------|-------------|-------------|----------------------|----------------------|-------------|
| اشخاص      | صنایع نفتی  | -۲,۸۰     | ۲,۹۰      | -۲,۶۴       | ۲,۹۳        | -۲,۶۰                | ۲,۵۲                 | اشخاص       |
| حقوقی      | P-value     | ۰,۰۰      | ۰,۰       | ۰,۰۵        | ۰,۰۵        | ۰,۰۰                 | ۰,۰۰                 | حقوقی       |
| اشخاص      | صنایع نفتی  | -۲,۸۲     | ۲,۹۴      | -۲,۵۸       | ۲,۷۲        | -۲,۵۴                | ۴,۲۴                 | اشخاص       |
| حقوقی      | P-value     | ۰,۰۰      | ۰,۰       | ۰,۰۵        | ۰,۰۵        | ۰,۰۰                 | ۰,۰۰                 | حقوقی       |
| اشخاص      | صنایع معدنی | -۲,۶۵     | ۲,۹۶      | -۳,۰۵       | ۲,۹۵        | -۲,۵۹                | ۲,۷۸                 | اشخاص       |
| حقوقی      | P-value     | ۰,۰۰      | ۰,۰       | ۰,۰۵        | ۰,۰۵        | ۰,۰۰                 | ۰,۰۰                 | حقوقی       |
| اشخاص      | صنایع معدنی | -۲,۶۵     | ۲,۹۰      | -۲,۵۰       | ۲,۹۸        | -۲,۵                 | ۲,۵۱                 | اشخاص       |
| حقوقی      | P-value     | ۰,۰۰      | ۰,۰       | ۰,۰۵        | ۰,۰۵        | ۰,۰۰                 | ۰,۰۰                 | حقوقی       |

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۸، نتایج تخمین تأثیر سرریز نوسانات شوک‌های معاملاتی اشخاص حقیقی و حقوقی بر سرایت‌پذیری ریسک سیستمی بین صنایع فرآورده‌های نفتی و صنایع معدنی را نشان می‌دهد. در این جدول، برای هرکدام از جفت متغیرهای حجم معاملات (اشخاص حقوقی و حقیقی) و شاخص‌های صنایع (نفتی و معدنی)، مقادیر مربوط به ارزش در معرض خطر نزولی (VaR نزولی)، ارزش در معرض خطر صعودی (VaR صعودی)، ارزش در معرض خطر شرطی نزولی (CoVaR نزولی) و ارزش در معرض خطر شرطی صعودی (CoVaR صعودی) ارائه شده است. همچنین، تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی ( $\Delta CoVaR$ ) نزولی و صعودی برای تحلیل حساسیت و همبستگی‌های مختلف در شرایط بحرانی بررسی شده‌اند.

با توجه به اینکه مقدار P-value برای تمامی مقادیر CoVaR در هر دو حالت بحرانی صعودی و نزولی کمتر از یا برابر با ۰,۰۵ است، می‌توان نتیجه گرفت که این مقادیر در سطح ۵٪ معنادار هستند. این نتیجه‌گیری نشان می‌دهد که در شرایط بحرانی (چه در تغییرات صعودی و چه نزولی)، رابطه بین حجم معاملات اشخاص حقیقی و حقوقی در صنایع مختلف با بازده و ریسک‌های این صنایع قوی‌تر از حالت عادی است. به عبارت دیگر، در دوران بحران، شوک‌های معاملاتی از یک صنعت به صنعت دیگر سرایت کرده و بر همبستگی بازده‌ها تأثیر قابل توجهی می‌گذارند. لذا فرضیه صفر که ادعا می‌کند ارزش در معرض خطر و ارزش در معرض خطر شرطی در سطح ۵٪ برابر هستند، در این مدل رد می‌شود. از این رو تأثیر شوک‌های معاملاتی و نوسانات بازار در زمان بحران باعث تغییرات اساسی در همبستگی ریسک بین صنایع می‌شود و مشاهده می‌شود که در زمان بحران، حجم معاملات اشخاص حقیقی و حقوقی در صنایع معدنی و نفتی نقش کلیدی در سرایت‌پذیری ریسک سیستمی از صنایع معدنی به صنایع فرآورده‌های نفتی ایفا می‌کنند.

در مجموع، این نتایج نشان‌دهنده این هستند که در شرایط بحران، تعاملات میان حجم معاملات و نوسانات بازده در صنایع مختلف، تأثیرات جدی بر سرایت ریسک سیستمی دارند. به عبارت دیگر، تأثیرات نوسانات در صنعت معدنی بر سرایت

ریسک به صنایع نفتی به‌ویژه در شرایط بحرانی به‌وضوح قابل مشاهده است و این تحلیل‌ها می‌تواند پایه‌گذار تحلیل‌های پیش‌بینی آینده در مدیریت ریسک بازار باشد.

#### ۵- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها سیاستی

در این پژوهش، نقش سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی دو صنعت فرآورده‌های نفتی و معدنی در سرایت‌پذیری ریسک سیستمی بین این دو صنعت در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان‌دهنده آن بود که حجم معاملات این دو گروه سرمایه‌گذار تأثیر مستقیمی بر سرایت‌پذیری ریسک سیستمی دارد و حجم معاملات اشخاص حقیقی و حقوقی هر دو صنعت در شرایط بحرانی تحت تأثیر تغییرات بازدهی یکی از این دو صنعت قرار گرفته و باعث تغییر در بازدهی صنعت دیگر می‌شود. همچنین تأثیر تغییرات حجم معاملات اشخاص حقیقی و حقوقی در صنعت معدنی، بیشتر از صنعت فرآورده‌های نفتی است. از این رو یافته‌ها نشان می‌دهد که صنعت معدنی در سرایت بحران پیشروتر از صنعت فرآورده‌های نفتی است.

#### ۵-۱- نتایج سازگار با تحقیقات قبلی

یافته‌های این پژوهش نشان داد که حجم معاملات سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی در صنایع فرآورده‌های نفتی و معدنی تأثیر قابل توجهی بر سرایت‌پذیری ریسک سیستمی دارد و صنعت معدنی نسبت به صنعت فرآورده‌های نفتی نقش پیشروتری در این سرایت ایفا می‌کند. این نتایج با پژوهش سلیمی و همکاران (۱۴۰۰)، همخوانی دارد، چراکه پژوهش ایشان نشان داد سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران رفتار توده‌وار داشته و می‌توانند یکی از عوامل تشدیدکننده سرایت بحران باشند.

همچنین، نتایج این مطالعه از نظر وجود اثرات سرایتی بین صنایع معدنی و سایر بخش‌های اقتصادی، با یافته‌های فیجورک و همکاران (۲۰۲۱)، همسو است. نتایج آن تحقیق نشان داد در کشورهایی که صنعت مواد خام نقش استراتژیکی دارد، معادن می‌توانند نقش کلیدی در سرایت بحران ایفا نمایند. این نتیجه با یافته‌های پژوهش حاضر مطابقت داشته و نشان می‌دهد که صنعت معدنی ایران نیز در سرایت بحران مالی نسبت به صنعت فرآورده‌های نفتی نقش پررنگ‌تری دارد.

افزون بر این، یافته‌های پژوهش حاضر که نشان می‌دهد سرایت ریسک در شرایط بحرانی شدت می‌گیرد، با مطالعات وانگ و همکاران (۲۰۲۴)، نیز سازگار است. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از وجود افزایش چشمگیر سرایت ریسک مالی در زمان وقوع بحران است، که با نتایج این تحقیق درباره تأثیر حجم معاملات سرمایه‌گذاران بر سرایت‌پذیری ریسک سیستمی همخوانی دارد.

## ۵-۲- نتایج ناسازگار با تحقیقات قبلی

طبق یافته‌های پژوهش، نقش پیشرو و کلیدی صنعت معدنی نسبت به صنعت فرآورده‌های نفتی در سرایت ریسک سیستمی مشخص شده است، که این یافته‌ها با نتایج تحقیق چنگ و همکاران (۲۰۲۲)، ناسازگار است. چنگ و همکاران دریافتند که در چین، شاخص EPU (عدم اطمینان سیاست اقتصادی) عمدتاً سرریز ریسک ناشی از قیمت جهانی نفت را دریافت کرده و صنعتی که در شرایط بحرانی نقش پیشرو دارد، صنعت فرآورده‌های نفتی است. این تفاوت می‌تواند ناشی از تفاوت‌های ساختاری بین اقتصاد کشور ایران و کشور چین باشد. در ایران، با توجه به نقش کلیدی صنایع معدنی در توسعه اقتصادی، این صنعت می‌تواند تأثیرپذیری و تأثیرگذاری بیشتری نسبت به سایر صنایع بر سرایت ریسک سیستمی داشته باشد، درحالی‌که در چین، صنعت نفت از نظر ارتباط با سیاست‌های اقتصادی نقش مهم‌تری دارد.

## ۵-۳- پیشنهاد‌های سیاستی

### ۵-۳-۱- افزایش نظارت و شفافیت در معاملات بازار سرمایه:

پیشنهاد می‌شود، سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، در دوره‌های بحرانی نظارت‌های خود را بر معاملات بازار سرمایه افزایش دهند. این کار از طریق تقویت سامانه‌های گزارش دهی مالی و الزام شرکت‌ها به افشای اطلاعات، امکان‌پذیر است. به عنوان مثال، می‌توان مقرراتی وضع کرد تا نهاد‌های مالی را ملزم به ارائه گزارش‌های لحظه‌ای از تغییرات غیرعادی در حجم معاملات و رفتار سرمایه‌گذاران نموده و باعث کاهش در تقلب، دست‌کاری کردن قیمت‌ها و تصمیم‌گیری‌های هیجانی سرمایه‌گذاران در بازار شود. علاوه بر این، می‌توان از فناوری‌های پیشرفته همچون هوش مصنوعی و تحلیل داده‌های کلان ۱ برای مشاهده و کنترل تغییرات غیرعادی و شناسایی رفتار بالقوه در بحران‌ها بهره برد.

### ۵-۳-۲- پیش‌بینی و مدیریت بحران‌های مالی با تمرکز بر صنایع پیشرو در سرایت ریسک:

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که صنعت معدنی نقش مهمی در سرایت بحران‌های مالی دارد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران و نهاد‌های ناظر مانند وزارت اقتصاد، سازمان بورس اوراق بهادار و بانک مرکزی در زمان بحران، یک کمیته یا کارگروه تخصصی ریسک سیستمی تشکیل دهند و وظیفه آن، پایش لحظه‌ای شاخص‌های مالی صنایع کلیدی باشد. این کمیته می‌تواند سقف‌هایی برای تغییرات ناگهانی در حجم معاملات سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی تعیین نموده و در صورت مشاهده هرگونه نوسان غیرمعمول، ابزارهای مداخله‌ای نظیر اعمال محدودیت‌های موقت در معاملات و یا افزایش یا کاهش دامنه تغییرات قیمت را به کار گیرد. همچنین، تخصیص اعتبارهای حمایتی جهت صنایع حساس به بحران می‌تواند از فروپاشی بازار جلوگیری کند.

### ۵-۳-۳- بهبود مدل های پیش بینی ریسک سیستمی و استفاده از روش های پیشرفته تحلیل وابستگی:

نتایج این پژوهش نشان داد که به دلیل وجود وابستگی های پیچیده بین صنایع مالی و غیرمالی می بایستی مدل های دقیق تر برای پیش بینی بحران های سیستمی در نظر گرفته شود. لذا پیشنهاد می شود که نهادهای تنظیم گر بازار، به ویژه سازمان بورس و اوراق بهادار، پژوهشکده های مالی و بانک مرکزی، از مدل های واین کاپیولا و سایر مدل های وابستگی غیرخطی برای رصد و نظارت همبستگی بین بازارهای مالی و صنایع مهم استفاده نمایند. توسعه سامانه های هشدار سریع ریسک سیستمی<sup>۱</sup> مبتنی بر این مدل ها می تواند به سیاست گذاران کمک کند تا قبل از وقوع بحران، تصمیم های صحیح اتخاذ نموده و با ایجاد یک پایگاه داده جامع از رفتارهای معاملاتی سرمایه گذاران، می تواند دقت پیش بینی ها را افزایش دهد.

### ۵-۳-۴- افزایش آموزش و آگاهی سرمایه گذاران برای کاهش رفتارهای توده وار در شرایط بحران:

از آنجا که نتایج پژوهش نشان می دهد رفتار سرمایه گذاران حقیقی و حقوقی نقش مهمی در سرایت ریسک سیستمی دارد، پیشنهاد می شود برنامه های آموزشی هدفمند برای سرمایه گذاران خرد و کلان در نظر گرفته شود. برنامه هایی نظیر کارگاه های آموزشی آنلاین، انتشار گزارش های تحلیلی انجام شده، برگزاری وبینارهای تخصصی با حضور تحلیل گران ارشد بورس اوراق بهادار می تواند بسیار کمک کننده باشد. علاوه بر این، می توان سامانه های هوشمندی جهت تحلیل ریسک برای سرمایه گذاران خرد طراحی نمود تا بتوانند توصیه های مالی مبتنی بر داده های بازار را به دست آورند و در نتیجه تصمیم گیری های منطقی تری داشته باشند. همکاری میان سازمان بورس و دانشگاه ها برای افزایش سواد مالی سرمایه گذاران نیز می تواند در کاهش رفتارهای توده وار مؤثر باشد.

## منابع

### منابع داخلی

- آقایگی، م. اعتمادی و اسلامیان، ۱۴۰۰. رویکرد کاپیولا برای مدل بندی ساختار وابستگی قیمت نفت و شاخص های بازار سهام ایران. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۱۲(۴۸)، ۲۷۴-۲۹۲.
- جواهری، ش (۱۴۰۳). بررسی سرریزی بازدهی در سه بازار ارز، رمز ارز و بورس تهران با به کارگیری مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر طی زمان (TVP-VAR). پژوهش های راهبردی بودجه و مالیه، ۱۵(۱)، ۳۱-۵۶.
- خجسته، ص و زنجیردار، (۱۳۹۵). تأثیر رفتار توده وار سرمایه گذاران نهادی بر بازده سهام. فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی، ۱۵(۴)، ۱۱۵-۱۳۴.
- سارنج، ع و نوراحمدی، (۱۳۹۷). آزمون فشار به عنوان ابزار کلیدی مدیریت ریسک دارایی های مالی با تأکید بر نظریه ارزش فرین و توابع کاپیولا. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۶(۳)، ۶۷-۸۶. DOI: 10.22108/amf.2018.107070.1177

- سلیمی، م. م.، ابراهیمی شقاقی، و س. مشایخی فرد، (۱۴۰۰). بررسی تأثیر ویژگی‌های شخصیتی و انگیزه فردی بر تمایل رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران با نقش تعدیلی تجربه و دانش مالی در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های مالی و رفتاری در حسابداری، ۱(۲)، ۱-۲۰. DOI:10.30486/fbra.2021.1946138.1051.۲۰
- صیادی، م. م. و ن. کریمی، (۱۳۹۸). مدل‌سازی وابستگی بین بازدهی سهام گروه محصولات شیمیایی، رشد قیمت نفت و رشد نرخ ارز در ایران؛ کاربرد توابع Vine Copula. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱۰(۳۸)، ۹۴-۴۵. DOI:10.29252/jemr.10.38.45
- فخیمی، ز. م. زنجیردار و ن. کیوان، (۱۴۰۲). تأثیر تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران در توضیح ارزش افزوده ایجاد شده بر اساس حجم معاملات در صندوق‌های سرمایه‌گذاری. فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱۶(۶۲)، ۲۵-۵۶. DOI:10.22034/jse.2021.11525.1660
- فلاح شمس، م. و ا. صادقی، (۱۴۰۰). بهینه‌سازی پورتفوی با استفاده از رویکرد کاپولا و ارزش در معرض ریسک چند متغیره شرطی در بورس اوراق بهادار تهران. دانش سرمایه‌گذاری، ۱۰(۴۰)، ۲۰۵-۲۲۶.
- کیان پور، س. و ش. فتاحی، (۱۳۹۹). وابستگی بین بازدهی بورس، بازدهی طلا و گسترش ویروس کرونا در ایران: رویکرد توابع کاپیولا. اقتصاد و الگوسازی، ۱۱(۲)، ۱۸۱-۲۲۱. DOI:10.29252/jem.2021.185233.1493
- محسنی، ح. و م. بت‌شکن، ۱۳۹۹. بررسی همبستگی شرطی میان صنایع در بازار سرمایه، نشریه پژوهش‌های راهبردی بودجه و مالی، ۱(۱): ۷۵-۹۱. DOR:20.1001.1.27171809.1399.1.1.3.2.۹۱

## منابع خارجی

- Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2011). CoVaR (No. w17454). *National Bureau of Economic Research*. DOI: 10.3386/w17454.
- Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *The American Economic Review*, 106(7), 1705-1741. DOI: 10.1257/aer.20120555.
- Arias, M., Mendoza-Gutiérrez, J. C., & Pérez-Reyna, D. (2010). Applying covar to measure systemic market risk: the colombian case. *Temas de Estabilidad Financiera*; No. 47.
- Bernard, C., Brechmann, E. C., & Czado, C. (2013). Statistical assessments of systemic risk measures. In *Handbook on Systemic Risk* (pp. 165-179). Cambridge University Press. DOI: 10.1017/CBO9781139151184.008.
- Candy, C., & Novita, I. (2021). Herding Behavior of Indonesia Investor: Role of Personality Traits and Motivation Factors. *International Journal of Economics, Business and Accounting Research (IJEBA)*, 5(2), 23-32. DOI: 10.29040/ijebar.v5i2.2485.
- Cervellati, E. M., Angelini, N., & Stella, G. P. (2024). Behavioral finance and wealth management: Market anomalies, investors' behavior and the role of financial advisors. Ukraine: *Virtus Interpress*. DOI: 10.22495/bfwm
- Cheng, S., Liu, W., Jiang, Q., & Cao, Y. (2022). Multi-Scale Risk Connectedness Between Economic Policy Uncertainty of China and Global Oil Prices in Time-Frequency Domains. *Computational Economics*, 1-24. DOI: 10.1007/s10614-022-10254-6
- Delnavaz, B., Fallahshams, M. (2022). Study of Financial Distress Spillover Effect among Automobile Supply Chain Companies. *Advances in Mathematical Finance and Applications*, 1(7), 245-261. DOI: 10.22034/AMFA.2022.500167
- Duan, H., Yu, J., & Wei, L. (2024). Measurement and Forecasting of Systemic Risk: A Vine Copula Grouped-CoES Approach. *Mathematics*, 12(8), 1233. DOI: 10.3390/math12081233
- Fijorek, K., Jurkowska, A., & Jonek-Kowalska, I. (2021). Financial contagion between the financial and the mining industries: Empirical evidence based on the symmetric and asymmetric CoVaR approach. *Resources Policy*, 73, 102190. DOI: 10.1016/j.resourpol.2021.102190.
- Hansen, L. P. (2013). Challenges in identifying and measuring systemic risk. In *Risk topography: Systemic risk and macro modeling* (pp. 15-30). University of Chicago Press. ISBN: 0-226-07773-X (cloth)
- Hasani, M., Garkaz, M., Maetoofi, A., Didekhani, H. (2023). Investors' Behavioral Biases in Tehran Stock Exchange by emphasizing the Role of Significant Weaknesses in Internal Control. *Advances in Mathematical Finance and Applications*, 2(8), 463-480. DOI: 10.22034/AMFA.2023.800211

- He, C., Li, G., Fan, H., & Wei, W. (2021). Correlation between Shanghai crude oil futures, stock, foreign exchange, and gold markets: A GARCH-vine-copula method. *Applied Economics*, 53(11), 1249-1263. DOI: 10.1080/00036846.2020.1836368.
- Kielmann, J., Kraemer, J., & Meyer, C. (2022). Stock market returns and oil price shocks: A CoVaR analysis based on dynamic vine copula models. *Empirical Economics*, 62(4), 1543-1574. DOI: 10.1007/s00181-021-02149-6.
- Korengkeng, A. Y. F. (2019). The accuracy of technical analysis in predicting the stock price, *university president*.
- Reboredo, J. C., & Ugolini, A. (2015). A vine-copula conditional value-at-risk approach to systemic sovereign debt risk for the financial sector. *The North American Journal of Economics and Finance*, 32, 98-123. DOI: 10.1016/j.najef.2015.02.002.
- Singh, A. K., & Allen, D. E. (2017). R in finance and economics: A beginner's guide. *World Scientific*. DOI: 10.1142/9789813144477\_0001
- Wang, K., Wen, F., & Gong, X. (2024). Oil prices and systemic financial risk: A complex network analysis. *Energy*, 293, 130672. DOI: 10.1016/j.energy.2024.130672.