بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا

سال سیزدهم– شماره (۴۸)– بهار ۱۴۰۴

این فصلنامه طبق نامه شماره ۳/۱۸/۱۰۲۴۰۱ مورخ ۱۳۹۵/۰۵/۱۸ وزارت علوم، تحقیقات و فناوری از شماره تابستان ۱۳۹۵ با درجه علمی - پژوهشی منتشر می‌شود.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی

دانشگاه الزهرا- دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

صاحب امتیاز و ناشر : دانشگاه الزهرا

سردبیر: ابوالفضل شاه‌آبادی

مدیر مسئول : محمدرضا رستمی

کارشناس اجرایی : اعظم امیری‌خواه

ویراستار فارسی: رقیه پوران

ویراستار انگلیسی: وحید امیدی

تدوین و صفحه‌آرایی: مرضیه حسن‌زاده‌علی‌آبادی

دوره چاپ : فصلنامه

شماره شاپا: ۳۲۱۴-۲۳۴۵

نشانی : تهران- میدان شیخ بهائی – خیابان ده ونک- دانشگاه الزهرا (س)-

کد پستی: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳

آدرس الکترونیکی نشریه:

Email:jfm@alzahra.ac.ir

Web:http://jfm.alzahra.ac.ir

تلفن: ۸۸۲۱۲۵۷۸-۰۲۱

اعضای هیأت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

عضو هیأت تحریریه	دانشگاه	رتبه علمی	رشته
علی اصغر انواری‌رستمی	دانشگاه تربیت مدرس	استاد	مدیریت مالی
رضا تهرانی	دانشگاه تهران	استاد	مدیریت مالی
رضا راعی	دانشگاه تهران	استاد	مدیریت مالی
ابوالفضل شاه‌آبادی	دانشگاه الزهرا	استاد	اقتصاد
ابراهیم عباسی	دانشگاه الزهرا	دانشیار	مالی و حسابداری
محمد اسماعیل فدایی‌نژاد	دانشگاه شهید بهشتی	دانشیار	مدیریت مالی
حسن قالیباف‌اصل	دانشگاه الزهرا	دانشیار	مدیریت مالی

فصلنامه‌ی راهبرد مدیریت مالی، نشریه‌ای است علمی-پژوهشی و با دسترسی آزاد که با رسالت توسعه‌ی دانش مالی در کشور، شناسایی مسائل مدیریت مالی سازمان‌های ایران و ارائه‌ی راهکار برای آن، مقاله‌های علمی-پژوهشی در حوزه‌ی مدیریت مالی را منتشر می‌کند. مقاله‌های ارسال‌شده پس از داوری تخصصی و در صورت تأیید هیئت تحریریه، به چاپ می‌رسند؛ و رسالت هدف فصلنامه‌ی علمی- پژوهشی راهبرد مدیریت مالی انتشار مقالات باکیفیت و تولید، اشاعه و معرفی یافته‌ها و نتایج پژوهش‌های علمی در حوزه مدیریت مالی مبتنی بر شناسایی راهبردها، رویکردها، الگوها، روش‌ها، تجربیات و نوآوری‌ها از بعد نظری، کاربردی و راهبردی در سطح کشور و یا پژوهش‌های بین‌المللی در حوزه بازار سرمایه، ایجاد انگیزه و تعامل بین پژوهشگران بازارهای مالی کشور است. همچنین انتشار نتایج پژوهش‌های علمی مراکز علمی- پژوهشی و دانشگاهی و اعضای هیئت‌علمی در راستای تقویت کارایی بازار سرمایه، تحلیل مسائل مدیریت مالی و انتشار مقالات استادان و دانشجویان تحصیلات تکمیلی دانشگاه الزهرا و سایر مراکز علمی و دانشگاهی در حوزه امور مالی و اوراق بهادار به‌ویژه معرفی راهبردها و فنون مدیریت مالی شرکت‌ها است.

این فصلنامه طبق نامه شماره ۳/۱۸/۱۰۲۴۰۱ مورخ ۱۸/۰۵/۱۳۹۵ وزارت علوم، تحقیقات و فناوری از شماره تابستان ۱۳۹۵ با درجه علمی - پژوهشی منتشر می‌شود.

به‌منظور دسترسی آسان و جهانی به آخرین یافته‌های پژوهشی، این نشریه به‌عنوان یک نشریه دسترسی-آزاد پایه‌گذاری شده است. بااین‌وجود، نشریه هزینه‌ای برای بررسی، پردازش و انتشار مقالات علمی از نویسندگان و یا نهادها و سازمان‌های پژوهشی طلب نمی‌کند.

فصلنامه‌ی راهبرد مدیریت مالی به دو صورت چاپی و آنلاین منتشر می‌شود. این نشریه اصول اخلاقی (cope) را رعایت می‌کند.

حق نشر نشـریه با اسـتفاده از یکی از مجوزهای سی‌سی (CC or Commons Creative) به رسمیت شناخته می‌شود.Cc-By-NC-ND

- **کشور محل چاپ :** ایران
- **ناشر:** دانشگاه الزهرا (س)
- **فرمت:** چاپی و الکترونیکی
- **شاپای چاپی: ۲۳٤٥۳۲۱٤**
- **شاپای الکترونیکی: ۱۹٦۲-۲٥۳۸**
- **قابل‌دسترسی از:** magiran.com, noormags.ir, sid.ir, civilica.com
- **درصد پذیرش مقالات:** ۱۶٪
- **وضعیت چاپ:** چاپی و الکترونیکی
- **نوبت‌های چاپ:** فصلنامه
- **دسترسی قبلی:** بلی
- **زبان مجله:** فارسی و انگلیسی (چکیده انگلیسی)
- **حوزه تخصصی:** مدیریت مالی
- **هزینه چاپ مقاله:** ۳۰۰۰۰۰۰ریال
- **نوع مجله:** علمی - پژوهشی
- **دسترسی رایگان و آزاد به مقالات:** بلی
- **نمایه شده:** بلی
- **نوع داوری:** داوری بسته و حداقل ۲ داور
- **زمان داوری:** حداقل ۱۰ هفته
- **ایمیل مجله: jfm@alzahra.ac.ir**

رسالت فصلنامه:

رسالت فصلنامه راهبرد مدیریت مالی، پژوهش در حوزه بازار سرمایه، اوراق بهادار، ارتقا سطح آموزش‌های پژوهش محور با تاکید بر راهبردهای مدیریت مالی است.

اهداف فصلنامه:

تولید، اشاعه و معرفی یافته‌ها و نتایج پژوهش‌های علمی در حوزه مدیریت مالی مبتنی بر شناسایی راهبردها، رویکردها، الگوها، روش‌ها، تجربیات و نوآوری‌ها از بعد نظری، کاربردی و راهبردی در سطح کشور و یا تحقیقات بین‌المللی در حوزه بازار سرمایه، ایجاد انگیزه و تعامل بین پژوهشگران کشور می‌باشد. همچنین انتشار نتایج پژوهش‌های علمی مراکز علمی- پژوهشی و دانشگاهی و اعضای هیئت علمی در راستای تقویت کارایی بازار سرمایه، تحلیل مسائل مدیریت مالی و انتشار مقالات استادان و دانشجویان تحصیلات تکمیلی دانشگاه الزهرا و سایر مراکز علمی و دانشگاهی در حوزه امور مالی و اوراق بهادار به ویژه معرفی راهبردها و فنون مدیریت مالی شرکت‌ها می‌باشد.

محورهای مقالات:

۱. راهبردهای نوین تامین مالی
۲. ابزارهای مالی نوین و اوراق بهادار اسلامی
۳. نهادهای مالی در بازار اولیه و ثانویه
۴. تحلیل بازار سرمایه کشور و تحلیل‌گری مالی شرکت
۵. حقوق و مقررات مالی
۶. معرفی فنون نوین در راهبردهای مدیریت مالی شرکت‌ها
۷. برنامه‌ریزی مالی و بودجه‌ریزی شرکت‌ها
۸. سیاست‌ها و راهبردهای تقسیم سود
۹. گزارشگری مالی و راهبردهای نوین آن
۱۰. خط‌مشی‌گذاری و تصمیم‌گیری مالی و راهبردهای ساختار سرمایه
۱۱. ورشکستگی و انحلال شرکت‌ها
۱۲. راهبردهای تصاحب و ادغام شرکت‌ها

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش مقاله‌ها

از تمامی استادان و پژوهشگران گرامی که مقاله‌های علمی- پژوهشی خود را برای چاپ به این فصلنامه ارسال می‌دارند تقاضا می‌شود، موارد زیر را در تنظیم مقاله مورد عنایت قرار دهند:

۱. شکل مقاله

برای تایپ مقاله به زبان فارسی، فقط از نرم افزار مایکروسافت آفیس نسخهٔ۲۰۰۷ به بالا در محیط ویندوز با امکانات فارسی استفاده کنید. اندازه کاغذ A4 (۲۹۷×۲۱۰ میلی متر) انتخاب شود. کلیه صفحات باید دارای ۵/۵cm حاشیه از بالا و ۵/۵cm از پایین صفحه، و حاشیه ۴/۴cm از سمت راست و ۴/۴cm از سمت چپ باشند.

متن اصلی مقاله به صورت تک ستونی با قلم (فونت) (BNazanin ۱۱) تک فاصله (single space) تهیه شود. عنوان همهٔ بخش‌ها با قلم (۱۱BYagut) پررنگ و عنوان زیربخش‌ها با قلم ۱۱BYagut پررنگ تایپ شود. عنوان هر بخش یا زیربخش، با یک خط خالی فاصله از انتهای متن بخش قبلی تایپ و شماره‌گذاری شود. خط اول همهٔ پاراگراف‌ها باید دارای تورفتگی به اندازهٔ ۰/۷ cm باشد. عناوین بخش‌ها و زیربخش‌ها شماره گذاری شوند و شماره ۱ مربوط به اولین تیتر بعد از مقدمه است و خود مقدمه شماره ندارد.

مقاله ها صرفا از طریق سایت http://jfm.alzahra.ac.ir ارسال شود.

۲. ساختار مقاله

الف) صفحه جلد: شامل عنوان کامل مقاله، نام نویسنده یا نویسندگان (نام نویسنده عهده‌دار مکاتبات با علامت ستاره مشخص شود)، رتبه علمی و نام مؤسسه یا دانشگاه و یا محل اشتغال، نشانی کامل نویسنده عهده‌دار مکاتبات به‌صورت: نشانی پستی، شماره تلفن، نمابر و پست الکترونیک می‌باشد. در ضمن از القاب و عناوین استفاده نشود و فقط رتبه علمی و محل خدمت درج شود.

ب) صفحه اول: شامل عنوان و چکیده مقاله به زبان فارسی، موضوع مقاله، روش تحقیق، طرح بحث و نتیجه‌گیری (در مجموع ۲۰۰ کلمه) و واژه‌های کلیدی (تا ۵ واژه) باشد. چکیده حتماً دارای طبقه‌بندی JEL باشد.

ج) صفحه دوم تا انتها: شامل بیان مسئله (طرح مسئله، هدف یا انگیزه پژوهش و اهمیت آن)؛ مروری بر پیشینه پژوهش و چارچوب نظری، پرسش‌ها و فرضیه‌های پژوهش؛ روش پژوهش (روش پژوهش، ابزار گردآوری اطلاعات، فنون تجزیه و تحلیل اطلاعات، تعریف متغیرهای مورد مطالعه و تعریف عملیاتی آن‌ها، جامعه آماری، حجم نمونه و روش نمونه‌گیری)؛ یافته‌های پژوهش (ارائهٔ یافته‌ها، مقایسه آن با یافته‌های پژوهش‌های مذکور در پیشینه و انطباق یافته‌ها با نظریه‌ها)؛ نتیجه‌گیری (خلاصه مسئله، ارایه خلاصه نتایج و نتیجه‌گیری کلی و ارایه پیشنهادها بر مبنای نتایج و در صورت لزوم پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی با توجه به محدودیت‌های پژوهش یا چگونگی توسعه پژوهش حاضر)؛ فهرست منابع.

۳. ارجاع‌های درون متنی

ارجاع‌های فارسی در متن مقاله باید داخل پرانتز قرار گیرد و به صورت (نام خانوادگی، سال، صفحه) باشد. ارجاع‌های انگلیسی نیز باید به فارسی در متن آورده شود و معادل انگلیسی آن پی‌نوشت شود. توضیحات لازم درباره اصطلاح‌ها و معادل‌های انگلیسی نیز در پی‌نوشت درج شود. در متن به هیچ عنوان نباید عبارات و اصطلاحات انگلیسی ارائه شود، مگر در مورد فرمول‌ها و معادله‌ها.

٤ . منابع

ابتدا منابع فارسی سپس انگلیسی به ترتیب حروف الفبای نام خانوادگی به شرح زیر آورده شود:

الف) کتاب: نام خانوادگی، نام. (سال انتشار). نام کتاب با حروف ایتالیک، نام مترجم، محل انتشار، نام انتشارات.

ب) مقاله: نام خانوادگی، نام. (تاریخ انتشار). «عنوان مقاله داخل گیومه». نام نشریه با حروف ایتالیک، دوره (جلد)، محل انتشار، شماره صفحه.

ج) گزارش‌ها و سایر منابع (اطلاعات کافی و کامل)

٥. عنوان نمودارها و جداول

عنوان جداول در بالای آنها و عنوان نمودارها در زیر هر نمودار درج شود. برای شماره‌گذاری از شماره ۱ (عددی) تا ... استفاده شود.

٦. سایر موارد

- مقاله‌های فرستاده شده نباید در مجله‌های فارسی زبان داخل و خارج کشور چاپ یا به صورت همزمان به مجله دیگری ارسال شده باشد.
- فصلنامه از پذیرش مقالاتی که موارد شکلی و ساختاری یاد شده در راهنما را رعایت نکرده باشد، معذور است.
- فصلنامه در ویرایش مقاله‌ها، بدون تغییر در محتوای آن آزاد است و مقالات رسیده عودت داده نمی‌شود.
- مسئولیت صحت و سقم مطالب مقاله به عهده نویسنده است.
- فایل ورد را به زبان انگلیسی نام گذاری کنید. این نام باید شامل نام خانوادگی نویسنده اول و تاریخ ارسال مقاله باشد.
- مقاله‌های ارسال شده پس از داوری تخصصی و در صورت تایید هیئت تحریریه، به چاپ می‌رسد.

فهرست مطالب

عنوان	نویسنده	صفحه
رتبه‌بندی شاخص‌های تکنولوژی مالی دربانک‌ها مبتنی بر رویکرد فازی	رضا تهرانی مهدی نبی‌پورافروزی محمدرضا رنجبر فلاح	۱-۲۲
کووید ۱۹ و رفتار گله ای در بازار رمزارزها	مهدیه رضا قلی‌زاده سعید راسخی مبینا پورعلي	۲۳-۴۸
بررسی انتقال ریسک بین بیت کوین، طلا، دلار و شاخص کل بورس اوراق بهادار در ایران و در حضور ریسک ژئوپلیتیک با استفاده از رهیافت TVP-VAR	وحید امیدی نگین مقصودی	۴۹-۷۴
سرریز پویای ریسک میان نرخ ارز، سهام، مسکن و سکه در ایران: شواهدی جدید از مقایسه دوران تحریم و غیرتحریم	سهیل رودری سید هادی عربی ابوالفضل شاه‌آبادی امیدعلي عادلي	۷۵-۹۸
تأثیر شهرت شرکت بر اهرم مالی و اعتبار تجاری	محسن ختن‌لو مهدی کاظمی علوم فرزاد ضیائي	۹۹-۱۱۶
نقش تعدیل کنندگی پوشش رسانه‌ای در اثر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام	مهراب نصیری حسین فخاری اسفندیار ملکیان	۱۱۷-۱۴۰
بررسی هوشمندی سرمایه‌گذاران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در دوران رکود و رونق بازار سرمایه	بهاره حیدری مقدم میر فیض فلاح شمس غلامرضا زمردیان	۱۴۱-۱۶۶
پیش‌بینی بازده سهام مبتنی بر رویکرد مدل‌های میانگین‌گیری بیزین؛ کوانتوم مالی و تحلیل موجک پیوسته	فاطمه صراف زهرا نصیری محمدرضا تنهایی قدرت الله امام‌وردی علي نجفي مقدم	۱۶۷-۱۹۲

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال سیزدهم، شماره چهل و هشتم، بهار ۱۴۰۴
صفحات ۲۲-۱

مقاله پژوهشی

رتبه‌بندی شاخص‌های تکنولوژی مالی دربانک‌ها مبتنی بر رویکرد فازی[۱]

رضا تهرانی[۲]، مهدی نبی‌پورافروزی[۳]، محمدرضا رنجبر فلاح[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۷

چکیده

در عصر کنونی با گسترش استفاده از تکنولوژی به وجود آمد، از یک طرف مؤسسات مالی و بانک‌ها چاره ای جز پذیرش این روند نیافتند، از طرف دیگر در کشور ارزیابی عملکرد موسسات و نهادهای بانکی اهمیت خاصی پیداکرده است. شناسایی و تعیین میزان اهمیت (وزن) عوامل و شاخص‌های مهم تأثیرگذار بر بهبود عملکرد و افزایش کارایی نهادهای بانکی از مباحث بسیار مهم محسوب می‌شوند، بنابراین در این مطالعه با استفاده از نظر خبرگان در قالب پرسشنامه که روایی و پایایی آن مورد تایید قرار گرفته و اطلاعات آمار جمع آوری شده و در دسترس برای دوره زمانی از مهر تا بهمن ۱۴۰۱، روش تجزیه و تحلیل فرآیند سلسله‌مراتب فازی، شاخص‌های بخش بانکی در ۲ گروه نرم‌افزاری و سخت‌افزاری و شاخص‌های انتخابی ۹ شاخص اصلی و پر اهمیت در عرصه بانکداری توسط خبرگان تعریف گردیده است. نتایج رتبه‌بندی تکنولوژی‌های مالی بخش پولی نشان می‌دهد که تمامی شاخص‌های سازگاری کمتر از ۰/۱ می‌باشند که مؤید پایایی و قابل‌اعتماد بودن ابزارهای اندازه‌گیری است. در میان وزن‌های به‌دست‌آمده ابزارهای نرم‌افزاری به ترتیب همراه بانک ۰,۲۵۶، اینترنت بانک ۰/۲۰۵ و بانکداری دیجیتال ۰/۱۹۳ و در میان ابزارهای سخت‌افزاری به ترتیب دستگاه‌های خودپرداز برون شعبه‌ی ۰/۲۹۰ و دستگاه خودپرداز درون شعبه‌ی ۰/۲۷۱ از بالاترین سطح اهمیت برخوردار هستند.

واژگان کلیدی: تحلیل سلسله مراتبی فازی. تکنولوژی مالی، بانک، ماتریس مقایسات زوجی.
طبقه‌بندی موضوعی: *G20, C10, M10, O1, O2*

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/jfm.2024.43169.2800
۲. استاد، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. نویسنده مسئول. Email:rtehrani@ut.ac.ir
۳. دانشجوی دکتری، گروه علوم اجتماعی و رفتاری، مالی (مهندسی مالی)، دانشکده مدیریت، پردیس بین‌الملل ارس دانشگاه تهران، ارس، ایران. Email:afrouzi.mn@gmail.com
۴. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران ایران. Email:rfallah@pnu.ac.ir

مقدمه

امروزه صنعت بانکداری دستخوش تغییرات ساختاری و رویکردهای فرآیند سازمان‌دهی تجاری شده است. مهم‌ترین فعالیت‌های صنعت بانکداری جمع‌آوری منابع مالی و اختصاص دادن آن‌ها به بخش‌های مختلف اقتصادی می‌باشد. همین منابع مالی ازیک‌طرف تأمین‌کننده نیازهای بانک درجهت اعطای تسهیلات بوده و از طرف دیگر باید بانک‌ها منابع مالی محدود را به تولید کالاها و خدمات به‌صورت بهینه اختصاص دهند. بنابراین برای افزایش دادن آگاهی صنعت بانکداری، تکنولوژی مالی می‌تواند باعث تحولاتی شود. تحولات تکنولوژی، انتظارات مشتریان و الزامات قوانین و مقررات در اقتصاد، برای تشکیل و تحول در نظام صنعت بانکداری است. در سال‌های اخیر با رشد سریع تکنولوژی خدمات گوناگونی در حوزه‌های مالی روی بستر تکنولوژی ارائه‌شده است. مشتریان مدرن و امروزی می‌خواهند از بیشتر خدمات از قبیل حمل‌ونقل، خرید....حتی بانکداری فقط از طریق استفاده از اینترنت بانک، همراه بانک، دستگاه خودپرداز.... و دیگر خدماتی که در این زمینه قوی‌تر مشاهده‌شده استفاده کنند ازاین‌رو، مشتریان علاقه‌مند به تکنولوژی از بانک‌های خود انتظار دارند که نوآوری داشته باشند. با توجه به وضعیت موجود به‌کارگیری از فناوری‌های مالی در صنعت بانکداری ضروری به نظر می‌رسد که بسیاری از شاخص‌های تکنولوژی مالی در ایران پیاده‌سازی نشده‌اند. با توجه به این عوامل، لازم است بانک‌های سنتی با فناوری‌های مالی همکاری و مشارکت داشته تا بتوانند میزان کارایی خود را در بازار رقابتی فعلی افزایش دهند. تکنولوژی مالی طراحی‌شده که با چالاکی و چابکی بیشتر، خدمات سریع‌تر و بهتر، خدمت‌دهی مختلف به بخش‌ها، چالش و تهدیدی برای سیستم‌های ارائه‌دهنده خدمات سنتی می‌باشد. صنعت بانکداری به خاطر اهمیت کارکردهایی که در سیستم‌های‌اقتصادی بین‌المللی دارد به‌طور پیوسته موردتوجه تصمیم‌گیرندگان مالی و سیاست‌گذاران خواهد بود، تکنولوژی مالی ترکیبی از دو کلمه Financial و Technology یعنی "امور مالی" و "فناوری" است و یکی از حیطه‌های تحول‌آفرین و رو به رشد از مجموعه فناوری‌های انقلاب صنعتی چهارم به شمار می‌رود که موجب تغییر شکل، بهبود کیفیت و خلق چشم‌انداز مالی همراه با کاهش هزینه‌ها و خدمات متنوع‌تر شده است. تکنولوژی مالی با نوآوری گسترده‌ای که دارد باعث به وجود آمدن مدل‌های کسب‌وکار جدید، کاربردها، فرآیندها و محصولات و خدمات جدیدی می‌شود که تأثیر قابل‌توجهی روی بازارهای مالی و صنعت خدمات مالی دارد. به دلیل اینکه تکنولوژی‌های مالی باعث کاهش الزامات بوروکراتیک صنعت بانکداری و مؤسسات خدمات مالی شده و بانک‌ها و مؤسسات خدمات مالی در ارائه خدمات سریع‌تر، راحتر و کارآمدتر به ارائه خدمات می‌پردازند، همچنین تأثیر قابل‌توجهی روی بازارهای مالی و صنعت خدمات مالی داشته‌اند(گو[1] و همکاران،۲۰۰۹). یکی از مهم‌ترین نوآوری‌های صنعت مالی تکنولوژی مالی است که با سرعت فزونی در حال تکامل یافتن است و این درگرو تسهیم اقتصاد، قوانین و مقررات مطلوب فناوری اطلاعات است(لی و شین[2]، ۲۰۱۸). این انتظار از تکنولوژی مالی می‌رود که باعث

1. Gu and et.al.
2. Lee and Shin.

حذف کردن هزینه‌های اضافی، مدیریت ریسک و کیفیت کنترل داخلی شده و آن‌ها را افزایش داده و همچنین کیفیت سرویس‌های مالی را افزایش داده و چشم‌اندازهای متنوع و پایداری را ترسیم کرده که موجب دگرگونی شکل صنعت مالی کنونی شود (مکنزی[1]،۲۰۱۵). در صنعت تکنولوژی مالی یکپارچه‌سازی موجب می‌شود که خدماتی نوین و پرسرعت به وجود آید که باعث گسترش و توسعه به‌کارگیری از فناوری‌ها در صنعت بانکداری و مالی شده که این پیدایش موجب انقلاب صنعت تکنولوژی مالی در صنعت مالی و بانکداری شده است. بعضی‌ها بر این باور هستند که پدیده تکنولوژی مالی یک تهدیدی برای صنعت مالی و بانکداری می‌باشد وعده‌ای دیگر این پدیده را این‌طور بیان می‌کنند که تکنولوژی مالی می‌تواند تبدیل به یک فرصتی شود برای سرعت بخشیدن و بهبود در حوزه خدمات بانکداری و مالی. علیرغم گسترش و توسعه فناوری‌ها در صنعت بانکداری کشور نیاز به تکنولوژی‌ها روزبه‌روز بیشتر احساس می‌شود(آرنر[2] و همکاران، ۲۰۱۵. اسدالله و همکاران،۱۳۹۸). هدف تکنولوژی مالی جذب مشتریان با ارائه محصولات و خدماتی است که دربردارنده ارتباط کاربری راحت، کارا، شفاف و خودکار است به‌بیان‌دیگر، تکنولوژی مالی به شرکتی اطلاق می‌شود که درصدد ارائه خدمات مالی به پشتوانه فناوری به‌صورت کارآمد هست. با توجه به جدید بودن این صنعت، عمده شرکت‌هایی که در این حوزه فعالیت می‌کنند استارت آپ‌های هستند که آماده ارائه خدمات مالی با رویکرد و نگاه جدید و اصلاح یا گاهی با حذف کردن واسطه‌های مالی سنتی مانند بانک‌ها هستند (مدانلو جویباری و همکاران، ۱۳۹۷). از اهداف اساسی تکنولوژی مالی ایجاد تحول در صنعت بانکداری و مالی و شکل‌دهی دوباره آن با در نظر گرفتن اصول زیر می‌باشد: الف) کاهش دادن هزینه‌ها با حفظ کیفیت و افزایش دادن سرویس‌های مالی، ب) شکستن محدودیت‌های زمانی و مکانی و حذف بور کراسی‌ها ج) توانایی دقیق و هوشمندانه در شناسایی و ارزیابی خطرها و ریسک‌های احتمالی. تکنولوژی مالی باعث کاهش هزینه‌ها و بهبود کارایی عملیاتی می‌شود و می‌تواند صنعت بانکداری را برای انجام محصولات، خدمات و سایر نوآوری‌ها تشویق کند. این پژوهش با دیدگاهی وسیع‌تر و گسترده‌تر و با به‌کارگیری نظرات مدیران ارشد، سرپرستی بانک‌ها و کارشناسان بانک مرکزی انجام‌شده است که هدف اصلی آن‌ها ورود به صنعت تکنولوژی مالی و پیشرفت در زمینه پرداخت‌های نوین مالی می‌باشد و به بخشی از کاربردهای تکنولوژی مالی در حوزه بانکداری ورود پیداکرده است. علی‌رغم اینکه بعضی از بانک‌ها از کارآیی بالایی برخوردار هستند ولی به دلیل عدم رتبه‌بندی دقیق، اصولی، حرفه‌ای، مناسب، در راستای دریافت ارائه خدمت، همواره از سوی بانک مرکزی از مزایای کافی و مناسب برخوردار نیستند. از میان روش‌های موجود برای وزن‌دهی به معیارها، با در نظر گرفتن روش‌های مناسب، اهمیت واقعی معیارها باهم مقایسه شده و همچنین، تأثیر مستقیم نظرات تصمیم‌گیرندگان به کار گرفته می‌شود. بنابراین مسئله‌ای که در این پژوهش موردبررسی قرار خواهد گرفت این است که شاخص‌های مرتبط با تکنولوژی مالی که در حوزه صنعت بانکداری با در نظر گرفتن نظرات خبرگان و نیز، استفاده از رویکردهای فازی مورد بررسی قرار

1. Mackenzie.
2. Arner and et.al

می‌گیرند، چگونه و تا چه حد می‌توانند بهبود و کارایی مدیریت در ظرفیت بانک‌ها را در جذب اندوخته‌ها و سپرده‌های مالی به منظور بهبود مدیریت راهکارهایی را که از به‌کارگیری شاخص‌ها جهت رتبه‌بندی کردن صنعت بانکداری کشور می‌پردازند، را مورد بررسی و پژوهش قرار می‌دهند. بررسی‌های انجام‌گرفته از پژوهش‌های داخلی در رابطه با رتبه‌بندی صنعت بانکداری، نشان‌دهنده این است پژوهش جامعی انجام نگرفته است که بانک‌های خصوصی در بورس اوراق بهادار کشور با شاخص‌های مرتبط با موضوع و همچنین، با لحاظ کردن نظرات خبرگان و کارشناسان بتوانند رتبه‌بندی نمایند. بر این اساس هدف این پژوهش بررسی و تعیین رتبه، وزن و اهمیت هر یک از شاخص‌های تکنولوژی مالی در دو شاخص اصلی نرم‌افزاری، سخت‌افزاری و همچنین، رتبه‌بندی معیارها بر اساس متغیرهای اصلی همراه بانک، اینترنت بانک، بانکداری متمرکز، درگاه پرداخت اینترنتی، بانکداری دیجیتال، پایانه فروش، دستگاه خودپرداز درون شعبه‌ی، دستگاه خودپرداز برون شعبه و دستگاه خودپرداز غیر نقدی (کش لس) در صنعت بانکداری کشور می‌باشد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

صنعت بانکداری ازجمله فعالیت‌های است که در آغاز و ادامه فعالیت‌های خدماتی، تولیدی و نظایر آن‌ها نقش قابل‌توجهی داشته و همچنین تأثیر اساسی در رشد اقتصادی داشته است. امروزه به علت گسترش فناوری اطلاعات افزایش نفوذ اینترنت و تحول همه‌جانبه فضای مجازی، ضرورت نوآوری در صنعت مالی بیشتر احساس می‌شود. تکنولوژی‌های مالی کاربرد نوآوری‌های فناورانه به‌منظور بهبود عملکردهای مالی است. تحلیل‌گران زیادی آینده صنعت بانکداری را درگرو رشد و توسعه تکنولوژی‌های مالی می‌دانند، به‌طوری‌که تمایل به سرمایه‌گذاری در تکنولوژی‌های مالی با سرعت زیادی در حال رشد و توسعه می‌باشد. تکنولوژی‌های مالی ارتباط فناوری‌های مدرن به‌ویژه با اینترنت (محاسبات ابر، اینترنت تلفن همراه) یا همراه با فعالیت‌های تجاری فعال در حوزه خدمات مالی (وام‌های پولی، معامله بانکی) را توصیف می‌کند، در حوزه مالی تکنولوژی‌های مالی شفافیت ایجاد کرده و باعث کاهش ریسک می‌شود و همچنین سرعت را افزایش داده و موجب بهبود دسترسی مشتریان به خدمات مالی می‌شود. بنابراین تکنولوژی مالی تلاش دارد به سیستم‌های مالی وارد شود و نهادهای مالی سنتی را بهبود و ترمیم کند. از منظر مرکز پژوهش‌های دیجیتال در شهر دوبلین ایرلند، نوآوری در خدمات مالی است(گومبر و همکاران[1]، ۲۰۱۷). تکنولوژی‌های مالی به مجموعه فعالیت‌ها و کسب‌وکارهایی گفته می‌شود که با استفاده از توان نرم‌افزارهای نوین که بیشتر مبتنی بر بستر وب بوده است به ارائه خدمات مالی در سطحی وسیع و فارغ از مرزهای جغرافیایی می‌پردازند. می‌توان تکنولوژی‌های مالی را استارت آپ‌های فناوری بانکی و مالی در نظر گرفت که می‌کوشد از مرزهای معمول واسطه‌گری مالی عبور کند تکنولوژی‌های مالی حوزه‌ای از خدمات مالی است که بر پایه فناوری شکل می‌گیرد. تکنولوژی‌های مالی به استارت آپ‌ها، شرکت‌های دیجیتالی یا حتی شرکت‌های مالی که از قبل فعال بوده و با استفاده از فناوری‌های جدید خدمات مالی ارائه می‌دهد نیز مربوط می‌شود (قائمی و

1. Gomber et; al.

همکاران، ۱۳۹۶). صنعت بانکداری در سه بخش تخصیص منابع، تجهیز منابع و ارائه خدمات در حال فعالیت هستند، همه این فعالیت‌ها توسط شعبات در کل کشور در حال ارائه خدمت هستند. در سراسر جهان بازارهای مالی در اوایل دهه ۱۹۹۰ به‌طور کامل تحت تأثیر تغییر و تحول اینترنت قرارگرفته بودند که یکی از تأثیرات عمده آن کاهش هزینه قابل‌توجهی در تراکنش معاملات مالی بوده است. توسعه و پیشرفت‌های چشمگیر تکنولوژیکی که به‌وسیله انقلاب اینترنتی هدایت می‌شود فرآیند صنعت خدمات بانکداری و مالی را تغییر داده و باعث توسعه مالی تجارت الکترونیکی شده است. علی‌رغم اینکه تجارت الکترونیکی به اشکال گوناگون از قبیل خدمات مالی مثل بیمه، تجارت سهام و خدمات مالی گفته می‌شود که به‌وسیله ابزارهای الکترونیکی از قبیل شبکه جهانی وب و اینترنت اجرا و به کار گرفته می‌شود. تکنولوژی‌های مالی این امکان را به افراد و شرکت‌ها می‌دهد که بدون حضور و تماس فیزیکی با شرکت‌های خدمات مالی به معاملات تجاری، حساب‌ها و در مورد خدمات مالی و محصولات اطلاعاتی کسب کنند اجازه دسترسی می‌دهد (لی و شین[1]، ۲۰۱۸). رتبه‌بندی و ارزیابی بانک‌ها مزایای زیادی می‌تواند برای بانک‌ها به همراه داشته باشد که می‌توان به اعتبار بخشیدن به اعتماد عمومی نسبت به‌نظام بانکی، تشخیص نقاط قوت و ضعف صنعت بانکداری جهت برنامه‌ریزی راهبردهای استراتژیکی، ارزیابی کردن کارایی و عملکرد مدیران بانک‌ها، حمایت و حفظ حقوق سپرده‌گذاران شبکه بانکی بیان کرد (وانگ[2] و همکاران، ۲۰۱۴). می‌توان از دستاوردهای مهم رتبه‌بندی بانک‌ها، ایجاد یک‌چشم‌انداز کارا و مناسب مدیریتی برای رؤسا و یک چارچوب کلی و همچنین عارضه‌یابی ضعف‌های بانک‌ها و تقویت نقاط ضعف‌های آن‌ها با هدفمند کردن برنامه‌های کارا بیان کرد، همچنین موفقیت بیش‌ازپیش مدیران صنعت بانکداری به دلیل نظارت بر رفتار و اعمال کارکنان نیز می‌تواند از ضرورت‌های دیگر رتبه‌بندی صنعت بانکداری باشد

در ادامه به نتایج برخی از پژوهش‌هایی که در رابطه با تکنولوژی‌های مالی اعم از پژوهش‌های خارجی و پژوهش‌های داخلی انجام‌شده است، اشاره می‌شود. یانگ و وانگ[3] (۲۰۲۲) بیان‌کردند تکنولوژی‌های مالی کارآیی راه‌اندازی و نوآوری را بهبود و توسعه می‌دهد اما بر کارآیی پژوهش و توسعه کمتر تأثیر می‌گذارد. همچنین‌تکنولوژی‌های‌مالی‌درمرحله راه‌اندازی، تأثیرات زیاد فضایی نامطلوب را در محیط‌های اطراف نشان می‌دهد. لیونز[4] و همکاران (۲۰۲۱) بیان کردند روابط دائمی قوی و مثبت بین توسعه تکنولوژی مالی و مشارکت مالی پیدا می‌شود. آلن[5] و همکاران (۲۰۲۲) از طریق قوانین و مقررات در ارزهای دیجیتال می‌توان به افزایش اعتماد عمومی در بازار ارزهای دیجیتال باعث رشد و توسعه نوآوری‌های شد که این توسعه یکی از مهم‌ترین عوامل کلیدی موفقیت در بازارهای ارز دیجیتال و فراگیری گسترده بازار بوده است. داد[6] و

1. Lee and Shin.
2. Wang and et.al.
3. Yang and Wang.
4. Lyons and et.al.
5. Allen and et.al.
6. Daud and et.al.

همکاران (۲۰۲۲) تکنولوژی‌های مالی باعث ثبات مالی از طریق ارتباط‌های هوش مصنوعی، فناوری‌های داده و فناوری‌های ابری ارتقاء و توسعه می‌دهد. این‌طور نشان داده می‌شود که تمرکز بانک‌ها تکمیل‌کننده تأثیر تکنولوژی‌های مالی بر ثبات مالی است. در راستای این یافته‌ها، مؤسسات و خدمات مالی باید تکنولوژی‌های مالی را پذیرا باشند همچنین راه را در راستای تکامل و ایجاد کردن یک اکوسیستم تکنولوژی‌های مالی توانمند کنند. آنیفا[1] و همکاران (۲۰۲۲) یافته‌های این پژوهش به ساختارهای نظری نوآوری‌های تکنولوژی مالی در صنعت خدمات مالی کمک می‌کند و نشان می‌دهد که چنین نوآوری‌هایی نقش مهمی در شکل‌دهی به ماهیت آینده کسب‌وکار دارند. پژوهش وانگ، اکسوپین و زنگ[2](۲۰۲۱) نشان می‌دهد که در صنعت بانکداری برای بانک‌های تجاری، توسعه تکنولوژی مالی منجر به افزایش سودآوری، نوآوری مالی و بهبود کنترل ریسک می‌شود. یانگ و سان[3] (۲۰۲۰) بیان کردند که سیستم مالی مبتنی بر بانک هیچ علیت گرنجری ندارد و تأثیر مثبتی بر بهینه‌سازی ساختار صنعتی ندارد، اما نوآوری تکنولوژیک می‌تواند بهینه‌سازی و ارتقا ساختار صنعتی را هدایت کند. بنابراین، ساختار صنعتی نیاز به تحقق توسعه یکپارچه توسعه مالی و نوآوری‌های تکنولوژیکی برای ارتقا بیشتر ساختار صنعتی دارد. پژوهش ژونگینگ[4] و همکاران (۲۰۱۹) نشان می‌دهد که پاسخ‌دهندگان در این پژوهش به محبوبیت و مقبولیت اینترنت و ابزارهای هوشمندی که در بین کاربران، به سهولت درک شده، سودمندی و پشتیبانی‌های دولت از نوآوری به‌عنوان عوامل مثبت و تسهیل‌کننده و ریسک حفظ حریم خصوصی، به‌عنوان موانع مؤثر بر استفاده بانک‌ها از خدمات تکنولوژی‌های مالی اشاره نمودند. یافته‌های سالیگر[5] و همکاران (۲۰۲۰) نشان داد در تکنولوژی-های مالی نوآوری مدل‌های تجاری وجود دارندکه شامل زمینه‌های سرمایه‌گذاری، مدیریت سرمایه‌گذاری، پرداخت، بیمه و سرمایه‌گذاری. فاکتورهای موفقیت‌آمیز تکنولوژی‌های مالی را بر اساس گرایش هزینه‌های پایین، خدمات به مشتری و شفافیت نشان داده می‌شود و بیشتر خطرات این صنعت در زمینه امنیت حفاظت داده‌ها می‌باشد. طارمی و همکاران (۱۴۰۰) نشان دادند که متغیر مستقل با عنوان فناوری‌های نوین مالی از طریق شاخص‌های هم چون کاهش هزینه‌ها، بهبود ارائه خدمات مالی، افزایش درآمدها، امنیت مالی، شفافیت‌های مالی، مدیریت دارایی‌ها، افزایش جریان‌های نقدی، کاهش عدم تقارن اطلاعات و زمان انجام حسابرسی، برمتغیر وابسته (زیست‌بوم مالی بانک‌ها) به‌ویژه بانکداری بدون ربای ایران مؤثر است. اره‌کشی (۱۴۰۰) بیان کرد تکنولوژی‌های مالی و ارائه راهکارهای جهت نظارت بر تکنولوژی‌های مالی است و همچنین به روش استنباطی نشان داده‌شده که در تکنولوژی‌های مالی دارای مزایا و معایبی هست که باید از بین آن‌ها تکنولوژی‌های مالی را انتخاب کرد که دارای مزایای بیشتری و خطرات کمتری برای صنعت بانکداری داشته باشند. شریفی و همکاران (۱۴۰۰) نشان دادند که استفاده از مدل ترکیبی نتایج دقیق‌تری در ارزیابی ریسک اعتباری بنگاه‌های متوسط و کوچک در بانک‌های تجاری را دارد. روحانی راد (۱۳۹۹) به

1. Anifa and et.al.
2. Wang, Xiuping and Zhang.
3. Yang and Sun.
4. Zhongqing and et.al.
5. Saliger and et.al.

مزایای تکنولوژی‌های مالی از قبیل سرعت، دسترسی سریع‌تر و بیشتر به منابع و امکانات مالی و به‌کارگیری از انواع خدمات مالی، کاهش دادن هزینه‌ها و همچنین به بررسی معایب تکنولوژی‌های مالی از قبیل به‌کارگیری استفاده از فرهنگ فناوری‌های مالی و آشنا نبودن کاربران با حقوق و قوانین مربوط به سیستم‌ها پرداخته شد. پاینده و همکاران (۱۴۰۰) به این نتیجه دست یافتند که عامل دولتی و خصوصی بودن بانک‌ها نمی‌تواند به‌عنوان متمایزکننده در رابطه بین بانک و تکنولوژی‌های مالی مطرح شود. نجفی و همکاران (۱۳۹۹)بیان کردند همه عوامل‌های شناسایی‌شده در این پژوهش درحد مطلوبی بر این ارتباط‌ها اثر می‌گذارند و همچنین ویژگی‌های ذینفعان بالاترین رتبه، عوامل محیطی و عوامل سازمانی به ترتیب در رتبه‌های بعدی قرار دارند. طارمی و همکاران(۱۳۹۹) نشان دادند که متغیر مستقل با عنوان فناوری‌های نوین مالی از طریق شاخص‌های هم چون کاهش هزینه‌ها، بهبود ارائه خدمات مالی، افزایش درآمدها، امنیت مالی، شفافیت مالی، مدیریت دارایی‌ها، افزایش جریان‌های نقدی، کاهش عدم تقارن اطلاعات و زمان انجام حسابرسی، بر متغیر وابسته (بهبود عملکردهای مالی‌بانک‌ها) مؤثر است. باغانی (۱۳۹۹) نشان داد که برای عصر جدید خدمات مالی مبتنی بر تکنولوژی، ارزهای دیجیتال و تکنولوژی‌های مالی می‌تواند شروع خوبی برای آن‌ها باشند که با پشتیبانی و حمایت بانک‌های کشور و در پیاده‌سازی قوانین و مقررات و چارچوب نظارتی آنها از طریق بانک مرکزی، این ظرفیت و پتانسیل را به وجود می‌آورند که اکوسیستم‌های بانکی را به منفعت مشتریان تغییر و تحول دهند. مشهدی عبدل و همکاران (۱۳۹۸) نشان داد که مشارکت بین مؤسسات مالی و تکنولوژی‌های مالی منافع دو جانبه‌ای دارد و هریک از طرفین می‌توانند کسب‌وکار را برای دستیابی به مشتری بزرگ‌تر توسعه دهند و موقعیت رقابتی‌شان را تقویت کنند و کارایی را بهبود دهند، به‌عبارت‌دیگر این همکاری یک رویکرد برد برای بانک و تکنولوژی مالی خواهد بود.

پرسش‌های پژوهش

در همین راستا با توجه به مبانی نظری پژوهش پرسش‌های کلی زیر مطرح می‌شوند.

-وزن‌دهی و رتبه‌بندی شاخص‌های اصلی تکنولوژی مالی با استفاده از تکنیک سلسله مراتبی فازی کدام‌یک از اهمیت بالاتری برخوردار است؟

-وزن‌دهی و رتبه‌بندی شاخص‌های تفضیلی تکنولوژی مالی با استفاده از تکنیک سلسله مراتبی فازی کدام‌یک از اهمیت بالاتری برخوردار است؟

روش‌شناسی پژوهش

از آنجائی که هدف این پژوهش ارزیابی نظر خبرگان در مورد میزان اهمیت و رتبه‌بندی شاخص‌های تکنولوژی مالی در بانک‌ها و تبدیل آن‌ها به یک عدد یا امتیاز برای هر یک از شاخص‌ها است. بنابراین پژوهش دارای ماهیتی اکتشافی- توصیفی است، یعنی به شناسایی و تشریح شاخص‌ها و رتبه‌بندی کمی شاخص‌های تکنولوژی مالی در بانک‌ها می‌پردازد که پیش‌ازاین اطلاعاتی درباره آن در دست نبوده است، ازاین‌جهت توصیفی است که به توصیف وقایع آن‌چنان‌که در جریان هستند می‌پردازد، و ابزار گردآوری

اطلاعات در این خصوص پرسشنامه می‌باشد که در این مورد با خبرگان صنعت بانکداری و تکنولوژی‌های مالی بر اساس شاخص‌های مشخص‌شده استفاده و ارزیابی‌شده است. درواقع می‌توان گفت این پژوهش از منظر فرآیند اجرا یک پژوهش کیفی و ازنظر نتیجه اجرا کاربردی و ازنظر منطق اجرا یک پژوهش استقرایی و از منظر بعد زمانی یک پژوهش طولی است.

جامعه و نمونه آماری

با توجه به تخصصی بودن موضوع پژوهش، جامعه آماری این پژوهش مدیران ارشد بانک‌ها که شاغل در بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند که دارای حداقل یکی از شرایط زیر باشد دارای سابقه مدیریتی حداقل ده سال در تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری صنعت بانکداری، دارای سابقه حداقل پانزده سال مدیریت شعب یا شعبات در صنعت بانکداری را دارا می‌باشند. با توجه به نوع جامعه آماری و مشغله فراوان اعضاء جامعه آماری و محدود بودن تعداد افراد آماده همکاری، با استفاده از روش نمونه‌گیری غیر احتمالی تعداد ۳۵ پرسشنامه در بین تعدادی از خبرگان حرفه‌ای (مدیران ارشد بانک‌ها)که آماده همکاری بودند نظرات و دیدگاه‌های این متخصصان منجر به اولویت‌بندی منطقی معیارها می‌شود به دلیل اینکه متخصصان در حوزه‌های پیشنهادی سئوالات ازنظر همه ابعاد شاخص‌های تأثیرگذار آگاهی دارند توزیع گردید از این تعداد اطلاعات به‌دست‌آمده از ۲۵ پرسشنامه مورداستفاده قرار گرفت، هرچند قرار گرفتن مدیران ارشد ستادی که تنها استفاده از متخصصان و اعضاء حرفه‌ای در شهر تهران خود می‌تواند به‌عنوان یکی از محدودیت‌های این پژوهش در نظر گرفته شود. در بخش دوم جامعه آماری این پژوهش همه بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال تأسیس بورس تاکنون (شامل همه بانک‌های خارج‌شده) در حال فعالیت می‌باشد هستند. رعایت نکات زیر در انتخاب نمونه ضروری است: الف) با توجه به اهداف پژوهش نمونه باید انتخاب شود. ب) عدم اعمال فرض رعایت انصاف در گزینش نمونه یکی از شرط‌های اساسی است. ج) در تعیین حجم یا اندازه نمونه عوامل اثرگذار باید موردتوجه قرار گیرد(خاکی، ۱۴۰۱).

روش گردآوری داده‌ها

در این پژوهش برای طبقه‌بندی موضوعی متغیرهای تکنولوژی مالی به دودسته نرم‌افزاری و سخت‌افزاری به‌صورت زیر تعیین‌شده‌اند. شاخص‌ها در گروه نرم‌افزاری عبارتند از؛ همراه بانک، اینترنت بانک، بانکداری متمرکز، بانکداری دیجیتال و درگاه پرداخت اینترنتی. همچنین، شاخص‌ها در گروه سخت‌افزاری عبارتند از؛ دستگاه پایانه فروش، دستگاه خودپرداز درون شعبه، دستگاه خودپرداز برون شعبه و دستگاه خودپرداز غیرنقدی (کش‌لس). بررسی اولیه تحلیل محتوی و کلیه مؤلفه‌های موجود در این پژوهش بر اساس نظر خبرگان که هرکدام به چند مؤلفه مرتبط با شاخص‌ها تفکیک و جمع‌آوری‌شده است. در ادامه هر یک از این شاخص‌ها به چند مؤلفه دیگر تفکیک‌شده‌اند (جدول۲). در مرحله دوم، به‌منظور تحقق اهداف و پاسخگویی به سئوالات پژوهش، از پرسشنامه‌های برای کسب نظرات خبرگان در ماتریس مقایسه‌های زوجی استفاده‌شده است این پرسشنامه‌ها طوری طراحی‌شده

که این اجازه را به پاسخ‌دهندگان می‌دهد که با مقایسه‌های زوجی شاخص‌ها و زیر شاخص‌ها در هر گروه خودشان، اهمیت و درجه هرکدام از آن‌ها را مشخص می‌کنند. برای مقایسه زوجی عناصر در این پژوهش از مقیاس نه درجه توماس ساعتی استفاده‌شده است. شاخص‌های شناسایی‌شده جهت تعیین میزان اهمیت و وزن هر یک از آن‌ها بین خبرگان توزیع گردید. بنابراین شاخص‌های شناسایی‌شده در جدول۱ ارائه‌شده که اساس و مبنای انجام پژوهش قرار خواهند گرفت تا با استفاده از فرآیند سلسله مراتبی با رویکرد فازی وزن‌دهی و رتبه‌بندی شوند.

جدول۱. شاخص‌های اصلی و شاخص‌های تفصیلی پژوهش

نوع زیرساخت پایه	شاخص‌های اصلی	شاخص‌های تفضیلی
نرم‌افزاری	همراه بانک	وجه تراکنش
		تعداد مشترکین
		تعداد تراکنش‌ها
	اینترنت بانک	وجه تراکنش
		تعداد مشترکین
		تعداد تراکنش
	بانکداری متمرکز	تعداد حساب‌های متمرکز
		تعداد تراکنش‌های متمرکز
		میزان تراکنش (ریالی)
	بانکداری دیجیتال	تعداد محصولات و سرویس خدماتی معرفی‌شده
		تعداد مشترکین
	درگاه پرداخت اینترنتی(IPG)	تعداد مشترکین
		تعداد تراکنش
		حجم تراکنش
سخت‌افزاری	دستگاه پایانه فروش (POSفروشگاهی)	تعداد نمایندگی واگذاری دستگاه
		حجم تراکنش
		تعداد تراکنش
		میانگین حساب
		مسدودی سپرده
	دستگاه خودپرداز (درون شعبه‌ی)	تعداد کارت‌های ATM صادرشده
		تعداد دستگاه‌های خودپرداز
		تراکنش وجه نقد
		تراکنش انتقال وجه
	دستگاه خودپرداز (برون شعبه‌ی)	تراکنش انتقال وجه
		تراکنش پرداخت وجه
		تعداد دستگاه‌های خودپرداز
	دستگاه خودپرداز غیر نقدی (کش لس)	تراکنش انتقال وجه
		تعداد دستگاه‌های خودپرداز

منبع: یافته‌های پژوهش

تحلیل محتوی و منطق فازی

تحلیل محتوی یکی از مباحث مهم و کاربردی است که پژوهشگران با استفاده از این روش به وارسی داده‌های خود می‌پردازند. تحلیل محتوی روشی است برای گرفتن نتایج معتبر و قابل‌اتکا از داده‌های استخراج‌شده از متن (رایف, لیسی و فیکو[1]، ۲۰۱۲). تحلیل محتوی هر فنی است که به کمک آن ویژگی‌های خاص پیام‌ها را به‌طور نظام‌یافته و عینی مورد شناسایی قرار می‌دهند(فرانکفورد و نچمیاس[2]، ۲۰۱۱). ولیزر و وینر تحلیل محتوی را هر رویه نظام‌مندی تعریف می‌کند که به‌منظور بررسی محتوی اطلاعات ضبط‌شده باشد. کریپندورف آن را به‌عنوان یک فن پژوهشی برای ربط دادن داده‌ها به مضمون آن به‌گونه‌ای معتبر و تکرارپذیر تعریف می‌کند (ویمرو دومینیک[3]، ۲۰۱۲). بنابراین تحلیل محتوی عبارت است از: فنی که به‌وسیله آن مشخصات خاص پیام به‌طور روشمند و دقیق جهت استنباط علمی شناسایی می‌شود. و همچنین تحلیل منطق فازی در سال ۱۹۶۵، زمانی که لطفی زاده در اندیشه و سنجیدن نبود دقت بود، مفهوم منطق فازی را برای رویارویی با عدم قطعیت، از زمان توسعه تئوری احتمال، درک کرد. نظریه گسترده‌ای در منطق فازی هست که توسعه منطق معمولی (دودویی) است و به گونه‌های مختلف ابهام و عدم اطمینان مربوط می‌شود. نظریه فازی قادر است در شرایط عدم‌اطمینان بسیاری از مفاهیم، متغیرها و سیستم‌هایی را که مبهم و غیردقیق هستند را به شکل ریاضی درآورده و برای استنتاج، استدلال، کنترل و تصمیم‌گیری در شرایط عدم اطمینان زمینه را برای اقدام فراهم آورد. مجموعه فازی شامل تمامی مواردی است که هر گروه آن‌ها یا عناصر زیرمجموعه آن‌ها دارای خاصیت تدرّج تابع عضویت هستند. بدین‌معنا که بین عد تعلق کامل و وابستگی کامل به مجموعه‌ای معین، قابلیت پذیرش نسبی مقادیری تقریبی از عضویت نیز وجود دارد و این خاصیت به‌صورت طیفی است، یعنی کرانه قطعی وجود ندارد (خسروی، ۱۳۸۶).

روایی و پایایی

در این پژوهش روایی ابزار جمع‌آوری داده‌ها به روش اعتبار محتوی سنجیده شده است. اعتبار محتوی یک ابزار اندازه‌گیری به سئوال‌های تشکیل‌دهنده آن بستگی دارد. به‌عبارت‌دیگر اگر سئوال‌های ابزار، معرف ویژگی‌ها و مهارت‌های ویژه‌ای باشد که محقق قصد اندازه‌گیری آن را داشته باشد، آزمون دارای اعتبار محتوی است (سرمد و همکاران،۱۳۹۴). لذا در طراحی سئوالات مواردی نظیر ساختار پرسشنامه، استفاده از جملات قابل‌فهم و بدون ابهام مدنظر قرارگرفته است. همچنین به‌منظور تعیین پایایی و قابلیت اعتماد ابزار اندازه‌گیری از شاخص سازگاری(CR) گاگوس و بوچر استفاده گردید و از آنجائی که مقادیر به‌دست‌آمده نرخ ناسازگاری معیارهای انتخاب‌شده پژوهش در جدول۲ کمتر از ۰/۱ می‌باشد در این صورت در تهیه پرسشنامه از دقت و صحت لازم برخوردار بوده و قابل‌قبول است (لازم به ذکر است در پرسشنامه زوجی در مورد سئوالات دو شاخصه، شاخص سازگاری(CR) ارائه نمی‌شود).

1. Riffe, Lacy and Fico.
2. Frankfort, Nachmias.
3. Wimmer, Dominick.

جدول۲. نرخ میزان ناسازگاری معیارهای انتخاب‌شده

پرسش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱
CR_m	۰.۰۱۹	۰.۰۰۹	۰.۰۲۶	۰.۰۱۹	۰.۰۴۶	۰.۰۰۹	-	۰.۰۱۱	۰.۰۳۸	۰.۰۴۶	-
CR_g	۰.۰۸۱	۰.۰۳۰	۰.۰۶۴	۰.۰۴۴	۰.۰۹۱	۰.۰۱۷	-	۰.۰۲۷	۰.۰۸۴	۰.۰۶۷	-

منبع: یافته‌های پژوهش

فرآیند تحلیل سلسله مراتبی فازی

متدولوژی نسبتاً جدیدی که توسط لارهون و پدریکز توسعه داده‌شده بود فرآیند تحلیل سلسله مراتبی فازی می‌باشدکه فرآیند تحلیل سلسله مراتبی را به محیط‌های‌فازی و مبهم بسط داده است(لارهون و پدریکز[1]، ۱۹۸۳). این روش یکی از تکنیک‌های اولیه در تصمیم‌گیری چند معیاره است که برای حل اکثر مسائل پیچیده مناسب است. تحلیل سلسله مراتبی فازی یک مسئله تصمیم‌گیری را در سلسله‌مراتب مختلف شامل هدف، زیر معیارها و گزینه‌های تصمیم ساختاردهی نموده و بستر گسترده‌ای را فراهم می‌آورد تا از این طریق بتوان تمام مسائل با خواص حسی بودن، عقلایی بودن باوجود چند هدفه بودن، چند معیاره بودن و چند تصمیم‌گیرنده بودن را در شرایط قطعی یا نامطمئن و در حضور گزینه‌های مختلف حل نمود. ایده اساسی فرآیند تحلیل سلسله مراتبی فازی دریافت دانش کارشناسان در رابطه با پدیده موردمطالعه و همچنین برای کنترل عدم دقت در فرآیند سلسله مراتبی ایجادشده است. اما تحلیل سلسله مراتبی کلاسیک ممکن است قادر به بازتاب فرآیند شناختی بشر نباشد (لیو، ایکرت و ارل[2]، ۲۰۲۰). از کاربردهای متدولوژی فازی این است که به تصمیم‌گیرنده این اجازه را می‌دهد که داده‌های کیفی و کمی را در مدل‌های تصمیم ادغام کند(پرسین[3]، ۲۰۰۸). لذا در این پژوهش از روش فرآیند تحلیل سلسله مراتبی چانگ استفاده‌شده است. این روش مستلزم به‌کارگیری چهار مرحله اساسی زیر می‌باشد: مرحله اول) مدل‌سازی: این مرحله هدف از تصمیم‌گیری و مساله به‌صورت سلسله مراتبی از عنصرهای تصمیم که با همدیگر در ارتباط هستند درآمده و عنصرهای تصمیم دربرگیرنده گزینه‌های تصمیم و شاخص‌های تصمیم‌گیری است. مرحله دوم) قضاوت ترجیحی: مقایسه‌ها بر اساس هر شاخص بین گزینه‌های مختلف تصمیم صورت می‌پذیرد. مرحله سوم) محاسبه وزن‌های نسبی: از طریق مجموعه‌ای از محاسبات عددی اهمیت و وزن عناصر تصمیم نسبت به هم تعیین می‌شود. مرحله چهارم) ترکیب وزن‌های نسبی: در این مرحله رتبه‌بندی و ارزیابی گزینه‌های تصمیم انجام می‌شود (اصغرپور، ۱۴۰۱).

تعیین وزن شاخص‌ها

زمانی که شاخص‌های کلیدی صنعت بانکداری در رتبه‌بندی بانک‌ها استخراج‌شده است، به‌منظور رتبه‌بندی و اولویت‌بندی این عوامل‌ها پرسشنامه‌ای طراحی‌شده است که از پرسش‌شوندگان این پرسشنامه

1. Laarhoven, pedrycz.
2. Liu, Eckert and Earl.
3. Percin.

خواسته‌شده است تا برای شاخص استخراج‌شده امتیازی بین یک تا نه در نظر بگیرند. همچنین جهت افزایش صحت و درستی بیشتر در نمره‌دهی پاسخ‌دهندگان شاخص‌ها را به دو گروه سیستم‌های نرم‌افزاری و سیستم‌های سخت‌افزاری تقسیم‌بندی کرده و در انتهای پرسشنامه از پرسش شوندگان خواسته‌شده که به هر دسته از این گروه‌های نرم‌افزاری و سخت‌افزاری نمره‌ای را در نظر بگیرند. برای پاسخ‌دهی نمونه از مدیران و کارکنان ارشد بانک‌هایی انتخاب‌شده‌اند که تحت نظارت بانک مرکزی در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده‌اند. پس از استخراج نظرات خبرگان و اعمال کردن امتیازها و وزن‌های قیدشده، رتبه‌بندی شاخص‌ها را با توجه به امتیازهای کسب‌شده با هر شاخص نهایی شده است.

مقایسه اهمیت و ارجحیت

یکی از تواناترین مدل‌های تصمیم‌گیری چند متغیره فرایند تحلیل سلسله مراتبی می‌باشد که برای رده‌بندی شاخص‌ها به‌وسیله‌ی معیارهای گوناگون به کار گرفته می‌شوند، زمانی که مدل‌سازی سلسله مراتبی مساله‌ی تصمیم آماده‌سازی شده، تصمیم‌گیرنده باید عناصر شاخص‌ها و یا گزینه‌های هر سطح را نسبت به عنصر مربوطه به خود در سطوح بالاتر و به‌صورت دوبه‌دو مقایسه زوجی و وزن آن‌ها را محاسبه کند. معمولاً برای این کار از مقیاس‌های جدول زیر برای مقایسه‌ی گزینه‌ها و شاخص iام نسبت به گزینه‌ها یا شاخص‌های jام استفاده می‌شود. درتصمیم‌گیری‌های‌که مقایسه‌ی تفاوت بین گزینه‌ها و یا شاخص‌ها حساسیت کمتری دارد به‌جای استفاده از مقیاس‌های نه‌گانه‌ی جدول از مقیاس‌های پنج‌گانه (۱-۳-۵-۷-۹) می‌توان استفاده کرد. نحوه ارزش‌گذاری دو عنصر نسبت به هم (شاخص‌ها) در جدول۳ نشان داده‌شده است(اصغرپور، ۱۴۰۱).

جدول۳. ارزش‌گذاری شاخص‌ها نسبت به هم

ارزش	اولویت‌ها	توصیف
۱	اهمیت برابر یا عدم ترجیح	گزینه یا شاخص i نسبت به j اهمیت برابر دارد و یا ارجحیتی نسبت به هم ندارند.
۳	نسبتاً مهم‌تر	گزینه یا شاخص i نسبت به j کمی مهم‌تر است.
۵	مهم‌تر	گزینه یا شاخص i نسبت به j مهم‌تر است.
۷	خیلی مهم‌تر	گزینه یا شاخص i دارای ارجحیت خیلی بیشتری از j است.
۹	بی‌نهایت مهم‌تر	گزینه یا شاخص i از j مطلقاً مهم‌تر و قابل‌مقایسه با j نیست.
۲،۴،۶،۸	موارد بینابین در قضاوت‌ها	ارزش‌های میانی بین ارزش‌های ترجیحی را نشان می‌دهد مثلاً عدد هشت بیانگر اهمیتی زیادتر از ۷ و پایین‌تر از ۹ برای i است.

منبع: اصغرپور(۱۴۰۱)

تحلیل یافته‌ها

در این بخش از پژوهش با استفاده از مراحل فازی سازی و داده‌های به‌دست‌آمده از پرسشنامه مربوط به متخصصان و خبرگان، شاخص‌های موردنظر با استفاده از رویکرد فرآیند تحلیل سلسله مراتبی فازی در دو موضوع کلی سخت‌افزاری و نرم‌افزاری و نه شاخص اصلی رتبه‌بندی، وزن‌دهی و اهمیت آن‌ها و همچنین تحلیل آماره‌های توصیفی آن‌ها مشخص‌شده‌اند. که رتبه‌بندی‌ها و وزن‌های محاسبه‌شده به‌صورت زیر است.

اولویت‌بندی طبقه اصلی

با توجه به جدول۴، در پاسخ سئوال۱، این پژوهش می‌توان گفت بر اساس نظر خبرگان از بین شاخص‌های تشکیل‌دهنده نرم‌افزاری به ترتیب همراه بانک، اینترنت بانک و بانکداری دیجیتال در مقایسه با درگاه پرداخت اینترنتی و بانکداری متمرکز از اهمیت بیشتری برخوردار می‌باشند و بانکداری متمرکز در پایین‌ترین رتبه قرار دارد.

جدول۴. وزن نهایی و رتبه‌بندی بین شاخص‌های اصلی نرم‌افزاری

فاکتورها	همراه بانک	اینترنت بانک	بانکداری متمرکز	درگاه پرداخت اینترنتی	بانکداری دیجیتالی
حداقل درجه امکان‌پذیری	۴	۳,۲۰۴	۲,۵۶۵	۲,۸۶۰	۳,۰۱۵
وزن نهایی شاخص‌ها	۰,۲۵۶	۰/۲۰۵	۰,۱۶۴	۰,۱۸۳	۰/۱۹۳
رتبه	۱	۲	۵	۴	۳

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول شماره ۵، در پاسخ سئوال۲، این پژوهش می‌توان گفت بر اساس نظر خبرگان از بین شاخص‌های تشکیل‌دهنده سخت‌افزاری به ترتیب دستگاه خودپرداز برون شعبه‌ی و دستگاه خودپرداز درون شعبه‌ی نسبت به پایانه‌های فروش و دستگاه خودپرداز غیر نقدی(کش لس) دارای اهمیت و جایگاه بالاتری می‌باشند.

جدول ۵. وزن نهایی و رتبه‌بندی بین شاخص‌های اصلی سخت‌افزاری

فاکتورها	دستگاه پایانه فروش	دستگاه خودپرداز درون شعبه	دستگاه خودپرداز برون شعبه	دستگاه خودپرداز غیر نقدی
حداقل درجه امکان‌پذیری	۲,۵۹۸	۲,۷۹۷	۳	۱,۹۴۰
وزن نهایی شاخص	۰,۲۵۱	۰/۲۷۱	۰/۲۹۰	۰,۱۸۸
رتبه	۳	۲	۱	۴

منبع: یافته‌های پژوهش

رتبه‌بندی شاخص‌های تشکیل‌دهنده هر یک از شاخص‌های تفضیلی پژوهش طبق جدول۱ با توجه به جدول‌های زیر نظر خبرگان در مورد وزن نهایی و رتبه‌بندی شاخص‌های تشکیل‌دهنده به‌صورت زیر می‌باشد.

با توجه به جدول۶، این پژوهش می‌توان گفت بر اساس نظر خبرگان از بین مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده همراه بانک، وجه تراکنش دارای اهمیت و رتبه بالاتری می‌باشد و تعداد مشترکین و تعداد تراکنش‌ها در رتبه‌های بعدی قرار دارند.

جدول۶. وزن نهایی و رتبه‌بندی بین مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده همراه بانک

فاکتورها	وجه تراکنش	تعداد مشترکین	تعداد تراکنش‌ها
حداقل درجه امکان‌پذیری	۲	۱,۹۲۰	۱,۸۰۵
وزن نهایی شاخص‌ها	۰,۳۴۹	۰,۳۳۵	۰,۳۱۵
رتبه	۱	۲	۳

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول۷، این پژوهش می‌توان گفت بر اساس نظر خبرگان از بین مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده اینترنت بانک، به ترتیب تعداد تراکنش‌ها و تعداد مشترکین در رتبه بالاتری قرار دارند.

جدول۷. وزن نهایی و رتبه‌بندی بین مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده اینترنت بانک.

فاکتورها	وجه تراکنش	تعداد مشترکین	تعداد تراکنش‌ها
حداقل درجه امکان‌پذیری	۱,۲۳۲	۱,۷۱۹	۲
وزن نهایی شاخص‌ها	۰,۲۴۹	۰,۳۴۷	۰,۴۰۴
رتبه	۳	۲	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس‌جدول۸، این پژوهش می‌توان گفت از بین شاخص‌های مربوط به شاخص‌های اصلی بانکداری متمرکز، میزان تراکنش در رتبه اول قرار داشته و به ترتیب تعداد حساب‌های متمرکز و تعداد تراکنش در رتبه‌های بعدی می‌باشند.

جدول۸. وزن نهایی و رتبه‌بندی بین مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده بانکداری متمرکز

فاکتورها	میزان تراکنش(ریالی)	تعداد تراکنش‌های متمرکز	تعداد حساب‌های متمرکز
حداقل درجه امکان‌پذیری	۲	۱,۴۰۴	۱,۵۴۶
وزن نهایی شاخص‌ها	۰,۴۰۴	۰,۲۸۳	۰,۳۱۲
رتبه	۱	۳	۲

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول۹، این پژوهش می‌توان گفت از بین شاخص‌های مربوط به مؤلفه‌های درگاه پرداخت اینترنتی، به ترتیب حجم تراکنش و تعداد مشترکین از امتیاز بالاتری نسبت به تعداد تراکنش برخوردار می‌باشند.

جدول۹. وزن نهایی و رتبه‌بندی بین مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده درگاه پرداخت اینترنتی

فاکتورها	تعداد مشترکین	تعداد تراکنش‌ها	حجم تراکنش
حداقل درجه امکان‌پذیری	۱,۴۲۶	۱,۲۳۰	۲
وزن نهایی شاخص‌ها	۰,۳۰۶	۰,۲۶۴	۰,۴۳
رتبه	۲	۳	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول۱۰، این پژوهش می‌توان گفت از بین شاخص‌های مربوط به مؤلفه‌های بانکداری دیجیتالی، تعداد محصولات و سرویس خدماتی معرفی‌شده دارای رتبه اول می‌باشد.

جدول۱۰. وزن نهایی و رتبه‌بندی بین مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده بانکداری دیجیتال

فاکتورها	تعداد محصولات و سرویس خدماتی معرفی‌شده	تعداد مشترکین
حداقل درجه امکان‌پذیری	۱	۰,۳
وزن نهایی شاخص‌ها	۰,۷۶۹	۰,۲۳۱
رتبه	۱	۲

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق جدول ۱۱، این پژوهش می‌توان گفت از بین شاخص‌های مربوط به مؤلفه‌های دستگاه‌های خودپرداز درون‌شعبه‌ای به ترتیب تراکنش انتقال وجه و تعداد کارت‌های ATM صادرشده در رتبه‌های ۱ و۲ قرار دارند و در مقابل تراکنش وجه از پایین‌ترین رتبه و اعتبار برخوردار می‌باشند.

جدول۱۱. وزن نهایی و رتبه‌بندی بین مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده دستگاه خودپرداز درون شعبه

فاکتورها	تعداد کارت‌های ATM صادرشده	تعداد دستگاه‌های خودپرداز	تراکنش وجه	تراکنش‌انتقال وجه
حداقل درجه امکان‌پذیری	۲,۹۷۸	۱,۹۹۴	۱,۶۹۵	۳
وزن نهایی شاخص‌ها	۰,۳۰۸	۰,۲۰۶	۰,۱۷۵	۰,۳۱۰
رتبه	۲	۳	۴	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول۱۲، این پژوهش می‌توان گفت از بین شاخص‌های مربوط به پایانه‌های فروش به ترتیب میانگین حساب و تعداد تراکنش در رتبه بالاتری قرار دارد و تعداد نمایندگی‌های واگذاری دستگاه از پایین‌ترین امتیاز و اهمیت برخوردار است.

جدول۱۲. وزن نهایی و رتبه‌بندی بین مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده دستگاه پایانه فروش

فاکتورها	تعداد نمایندگی واگذاری دستگاه	حجم تراکنش	تعداد تراکنش	میانگین حساب	مسدودی سپرده
حداقل درجه امکان‌پذیری	۱,۴۲۹	۳,۴۳۱	۳,۵۱۸	۴	۰,۸۴۳
وزن نهایی شاخص‌ها	۰,۱۰۱	۰,۲۴۱	۰,۳۴۷	۰,۲۸۱	۰,۱۳۰
رتبه	۵	۳	۲	۱	۴

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق جدول۱۳، این پژوهش می‌توان گفت از بین شاخص‌های مربوط به مؤلفه‌های دستگاه خودپرداز برون شعبه‌ای، به ترتیب تراکنش انتقال‌وجه و تراکنش پرداخت وجه در بالاترین رتبه قرار دارند و در مقابل تعداد دستگاه‌های خودپرداز دارای پایین‌ترین رتبه می‌باشد.

جدول۱۳. وزن نهایی و رتبه‌بندی بین مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده دستگاه خودپرداز برون شعبه

فاکتورها	تراکنش انتقال وجه	تراکنش پرداخت وجه	تعداد دستگاه‌های خودپرداز
حداقل درجه امکان‌پذیری	۲	۱,۴۲۳	۰,۸۰۸
وزن نهایی شاخص‌ها	۰,۵۰۶	۰,۲۸۹	۰,۲۰۴
رتبه	۱	۲	۳

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۱۴، در پاسخ به سئوال۱۱ از بین شاخص‌های مربوط به مؤلفه‌های دستگاه خودپرداز غیرنقدی(کش‌لس)، تراکنش انتقال وجه از اهمیت و جایگاه بالاتری در مقایسه با تعداد دستگاه‌های خودپرداز می‌باشد.

جدول۱۴. وزن نهایی و رتبه‌بندی بین مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده دستگاه خودپرداز غیر نقدی

فاکتورها	تراکنش انتقال وجه	تعداد دستگاه‌های خودپرداز
حداقل درجه امکان‌پذیری	۱	۰,۲۶۷
وزن نهایی شاخص‌ها	۰,۷۸۸	۰,۲۱۲
رتبه	۱	۲

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نقش و جایگاه نهادهای پولی و مالی در اقتصاد بسیار حائز اهمیت می‌باشند و حضور بانک‌های کارآمد زمینه‌های توسعه اقتصادی را فراهم می‌نمایند، ارتقاء کارآمدی بانک‌ها بدون شناسایی و تعیین میزان اهمیت و رتبه معیارهای نرم‌افزاری و سخت‌افزاری میسر نخواهد بود بنابراین پژوهش با استفاده از خبرگان در قالب روش فرآیند تحلیل سلسله مراتبی با رویکرد فازی، شاخص‌های تکنولوژی حوزه پولی و مالی در دو موضوع کلی نرم‌افزاری‌سخت‌افزاری و نه شاخص اصلی (پنج شاخص نرم‌افزاری و چهار شاخص سخت‌افزاری) رتبه‌بندی گردید و میزان اهمیت هر یک از این معیارها در توسعه بانکی محاسبه می‌شوند. محاسبه هر دو شاخص سازگاری (CR_m, CR_g) مؤید آن است که مقدار شاخص‌های CR_m و CR_g هم‌زمان برای بهره‌گیری از توان نرم‌افزاری و سخت‌افزاری و شاخص‌های اصلی، کمتر از ۰/۱ و سازگار می‌باشند که پایایی، روایی و ابزار اندازه‌گیری این پژوهش را نشان می‌دهد. با توجه به سئوال‌های پژوهش از بین شاخص‌های انتخاب‌شده به ترتیب همراه بانک ۰,۲۵۶، اینترنت بانک ۰/۲۰۵ و بانکداری دیجیتال۰/۱۹۳ در رتبه‌های اول تا سوم قرار دارند، دستگاه‌های خودپرداز برون شعبه ۰/۲۹ و دستگاه‌های خودپرداز درون‌شعبه‌ای ۰/۲۷۱ از بالاترین رتبه و جایگاه برخوردار می‌باشند. همچنین در حوزه شاخص‌های تفصیلی انتخاب‌شده از مؤلفه‌های همراه بانک، مؤلفه وجه تراکنش ۰/۳۴۹ و در مقابل از میان مؤلفه‌های اینترنت بانک، مؤلفه تعداد تراکنش ۰/۴۰۴ دارای اهمیت و رتبه بیشتری می‌باشد و از میان مؤلفه‌های‌دستگاه خودپرداز درون‌شعبه‌ای مؤلفه تراکنش انتقال‌وجه ۰/۳۱۰ رتبه اول را دارا می‌باشد. بنابراین، به‌منظور توسعه هرچه بیشتر نهادهای پولی(بانک‌ها) ضروری است بهبود و رشد ابزارهای نرم‌افزاری مانند همراه بانک، اینترنت بانک و بانکداری دیجیتال و همچنین، ابزارهای سخت‌افزاری به‌ویژه دستگاه‌های خودپرداز برون شعبه‌ای و درون شعبه‌ی در اولویت برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران حوزه بانکی کشور قرار گیرند. بنابراین، نتیجه این‌پژوهش با نتایج تحقیقات فرهنگی، بهرامی و زارع علمی (۱۳۹۴)، سلیمی‌بنی، عسگری و خوش‌منظر فاروجی (۱۳۹۳)، بازایی و دهقانپور (۱۳۹۱)، بختیاری و خاکستری (۲۰۱۶) و نیز، تمیزی (۱۴۰۰) همسویی دارد.

این پژوهش نیز همانند سایر پژوهش‌های انجام‌شده در مسیر اجرا با محدودیت‌ها و مشکلاتی روبرو بوده است از مهم‌ترین محدودیت‌های اصلی این پژوهش در دسترس نبودن اطلاعات بانک‌ها به دلیل عدم‌افشای آن‌ها در صنعت بانکداری بوده، محدودیت دیگر آن مشغله فراوان اعضاء جامعه آماری و محدود بودن تعداد افراد آماده‌ی همکاری بوده، با توجه به این محدودیت‌ها از روش نمونه‌گیری غیراحتمالی استفاده‌شده است. پیشنهاد می‌شود بانک‌ها کارگروه‌هایی را برای اصلاح و بازسازی ساختارهای مالی به‌منظور ارائه یک برنامه منسجم مالی برای باز آرایی ساختار ایجاد نمایند. فرآیند توسعه خدمات مالی می‌تواند در قالب برون‌سپاری به شرکت‌های تکنولوژی مالی واگذار شود. تکنولوژی مالی به بانک‌ها کمک خواهند کرد تا به‌منظور توسعه زیرساخت‌های صنعت بانکداری و ارتقاء خود گام بردارند. همچنین سیاست‌های تشویقی

و خدماتی اتخاذ شوند که باعث افزایش حجم سپرده‌های بانک و باعث جذب بیشتر شود تا موجب افزایش تمرکز و همچنین اندازه بانک شود. درنهایت، با بررسی‌های بیشتر و پیاده‌سازی سایر روش‌های آماری در زمینه شرکت‌های ارائه‌دهنده خدمات مالی کمک شایانی نمایند.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

References

Allen, F; Gu, X; & Jagtiani, J. (2022). Fintech, Cryptocurrencies, and CBDC: Financial Structural Transformation in China. *Journal of International Money and Finance*, 102625.

Anifa, M. et al. (2022). Fin tech Innovations in the Financial Service Industry. *Journal of Risk and Financial Management* 15: 287. https://doi.org/10.3390/jrfm15070287.

Arner, D. W; Barberis, J. N; & Buckley, R. P. (2015). The Evolution of Fintech: A New Post-Crisis Paradigm? *SSRN Electronic Journal.*

Asadollah, M. Sanavifard, R & Hamidizadeh, A (2019). Introducing a New E-Banking Model Based on the Rise of Fin techs and Startups (a Case of a Private Bank in Iran). *Journal of Technology Development Management.* 7(2). 195-248. 10.22104/JTDM.2019.3508.2214.(In Persian).

Arekesh Salmasi, M. (2021). Fintechs and Their Monitoring. *Journal of Management and Accounting Research*. 1(2). (In Persian).

Asgharpour, M. J. (2022). Multi-Criteria Decision Making. Publisher Tehran University. (In Persian).

Azar, A. & Faraji, H. (2016). Fuzzy Management Science. Tehran, Mehraban Book Publishing Institute, 5th edition. (In Persian).

Baghani, E. (2020). Investigating the Monitoring of New Financial Technologies, Fintech and Digital Currency. S*cientific research journal of investment knowledge.* 9(36). Autumn. (In Persian).

Daud, S. N. M; Ahmad, A. H; Khalid, A; & Azman-Saini, W. N. W. (2022). Fintech and Financial Stability: Threat or Opportunity? *Finance Research Letters*, 47, 102667.

Diemers, D; Lamaa, A; Salamat, J; & Steffens, T. (2015). Developing a Fintech Ecosystem in the GCC. Dubai: Strategy, 1-16.

Dorfleitner, G; Hornuf, L; Schmitt, M; & Weber, M. (2017). The Fintech Market in Germany. *FinTech in Germany*, 13–46.

Dwivedi, P. Alabdooli, J.l. & Dwivedi, R. (2021). Role of Fin Tech Adoption for Competitiveness and Performance of the Bank: A Study of Banking Industry in UAE. *International Journal of Global Business and Competitiveness* (2021) 16:130–138.

Frankfort, Ch; Nachmias, D. (2011). Research Methods in the Social Science. F, Larjani & R, Fazeli, (2 ed). Tehran: Sorush Pub.

Ghaemi, M. R, Dehghan Dehnavi, M. A & Sadat Moradi, N (2017). Studying the Status of Banking Startups in the Field of New Banking Services (Case Study: Iranian Banking System). *Journal of Economics and Banking*. 17(20).119-139. (In Persian).

Gomber, P; Koch, J. A. & Siering, M. (2017). Digital Finance and Fintech: Current Research and Future Research Directions. *Journal of Business Economics*, 87(5), pp. 537-580.

Gu, J.-C; Lee, S.-C; & Suh, Y.-H. (2009). Determinants of Behavioral Intention to Mobile Banking. *Expert Systems with Applications, 36*(9), 11605–11616.

Khaki, Gh (2022). Research Method with Thesis Approach. Tehran, Foujan Publications. (In Persian).

Khosravi, R (2007). Development of Fuzzy Principles in the Field of Decision Making. Tehran, Rasa Cultural Institute Publications. (In Persian).

Lee I, & Shin Yong J. (2018). Fin Tech: Ecosystem, Business Models, Investment Decisions, and Challenges. *Business Horizons*, 61: PP 35-46.

Laarhoven, V. P.J.M. & Pedrycz. W. (1983). A Fuzzy Extension of Saaty's Priority Theory. *Fuzzy Sets and Systems* 11(1), 229-41.

Lyons, A. C; Kass-Hanna, J; & Fava, A. (2021). Fin Tech Development and Savings, Borrowing, and Remittances: a Comparative Study of Emerging Economies. Emerging Markets Review, 100842.

Liu, Y; Eckert, C; & Earl, C. (2020). A Review of Fuzzy AHP Methods for Decision-Making with Subjective Judgments. *Expert Systems with Applications*, 161. https://doi.org/10.1016/j.eswa.2020.113738.

Mackenzie, A. (2015). The Fin Tech Revolution. *London Business School Review*, 26(3), 50–53.

Modanlou Jouybari, A.R, Kazemnejad, M, & Kazemnejad S. A. (2018). Concepts, Areas, Activities, and Fintech Startup Industry in Iran and the World. First Conference on Electrical and Computer Engineering, Ghaemshahr. (In Persian).

Mashhadi Abdul, M. Samari, D, Ashrafi, M, & Abbasi, E. (2019). Strategic Analysis of Single-Based Entrepreneurship in the Banking Field. *Journal of Financial Engineering and Securities Management.* (42). 393-412. (In Persian).

NabiPour Afrozi, M. Yazdanjoo, M. & Aliakbarnia Omran, M. (2022). A Study of Financial and Banking Technology: a Look at the Past, Present and Future. *Scientific and specialized journal of humanities and Islamic sciences in the third millennium*. 6(2). 27-36. (In Persian).

Nabi Pourafrouzi, M. & Yazdanjo, M (2022). Financial Technology as Creativity and Financial Innovation. Issues and Problems of Its Implementation. *Scientific and Specialized Journal of Humanities and Islamic Sciences in the Third Millennium.* 6(2). 88-100. (In Persian).

Najafi, F. Irandoust, M. Sultan Panah, H. & Sheikh Ahmadi, A (2019). Identifying and Ranking the Factors Affecting the Interaction of Banks and New Financial Technologies (Fintechs) With a Combined Approach. *Journal of Scientific Innovation Management.* Autumn. 9(3).171-199. (In Persian).

Payandeh, R. Manteghi, M. & Shahbazi, M. (2021). Exploring and Discovering Collaboration Patterns between Iranian Banks and Fintechs. Spring. 10(1).161-188. (In Persian).

Perçin, S. (2008). Use of Fuzzy AHP for Evaluating the Benefits of Information-Sharing Decisions in a Supply Chain. *Journal of Enterprise Information Management.* 21(3), 263-284.

Riffe, D; Lacy, S; & Fico, F. (4 ed). (2012). Analyzing Media Messages. M, Boroujerdi Alavi, Tehran: Sorush Pub.

Rouhani Rad, S (2020). Fintech; Essay in Worldwide and Iran. 10(1).75-94. (In Persian).

Saliger, E; Kordovitch, V. I; Popova, O. V; & Popov, M. A. (2020). The Development of Fintechs as a Part of Digital Economy. *In III International Scientific and Practical Conference Digital Economy and Finances* (ISPC-DEF 2020) (pp. 40-43). Atlantis Press.

Sarmad, Z. Bazargan, A. & Hejazi, E (2015). Research Methods in Behavioral Sciences. Tehran, Ageh Publications, 28th edition. (In Persian).

Sharfi, k. Mohammadzadeh, A. Nikomoram, H & Hamidi, N. (2021). Testing Financial Innovation in the Banking System: Presenting A Hybrid Model for Predicting and Assessing Credit Risk of Small and Medium-Sized Enterprises (Smes) In Commercial Banks. *Journal of Financial Engineering and Securities Management.* 12(47). 607-625. (In Persian).

Taromi, S. Shahveisi, F, Kheyrollahi, F & Taherabadi, A. A. (2020). The Effect of New Financial Technologies on the Financial Ecosystem of Interest-Free Banking in Iran. Bi-Quarterly Scientific Journal of Islamic Finance Researches, *Research Article*, 10(1) (Serial 19), Autumn 2020 & Winter 2021. (In Persian).

Taromi, S. Shah veisi, F. Kheyrollahi, F & Taher abady, A.A. (2020). Presenting a Model for Improving the Financial Performance of Banks Based on New Financial Technologies. *Journal of Financial Accounting Knowledge*. 7(28), Winter.57-96. (In Persian).

Thakor, A. V. (2020). Fin tech and Banking: What Do We Know? *Journal of Financial Intermediation*, 41,100833.

Yang, w. & Sun; L (2020). The Impact of Financial Development and Technological Innovation on the Upgrading of Zhanjiang's Industrial Structure. *Science, Technology & Public Policy*. Vol. 4, No. 2, 2020, pp. 69-75. doi: 10.11648/j.stpp.20200402.14.

Yang, L; & Wang, S. (2022). Do Fin tech Applications Promote Regional Innovation Efficiency? Empirical Evidence from China. Socio-Economic Planning Sciences, 101258.

Wang, K; Huang, W; Wu, J; & Liu, Y. N.(2014). Efficiency Measures of the Chinese Commercial Banking System Using an Additive Two-Stage DEA, *Omega*. 44, 5-20.

Wang, Y. Xiuping, S. & Zhang, Q. (2021). Can Fin tech improve the Efficiency of Commercial Banks? An Analysis Based on Big Data. *Journal homepage:* www.elsevier.com/locate/ribaf.

Wimmer, R.D; & Dominick, J.R. (2012). Mass Media Research. Kavos Seidamami, (3ed). Tehran: Sorush Pub.

Zhongqing H, Shuai, D, Shizheng L, Luting, C & Shanlin Y.(2019). Adoption Intention of Fin Tech Services for Bank Users: An Empirical Examination With an Extended Technology Acceptance Model, Symmetry 2019; doi:10.3390/sym11030340.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can’t change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال سیزدهم، شماره چهل و هشتم، بهار ۱۴۰۴
صفحات ۴۸-۲۳

مقاله پژوهشی

کووید ۱۹ و رفتار گله ای در بازار رمزارزها[۱]

مهدیه رضا قلی‌زاده[۲]، سعید راسخی[۳]، مبینا پورعلی[۴]

تاریخ دریافت:۱۴۰۲/۱۲/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۵

چکیده

با توجه به این که شیوع کووید- ۱۹ در کشورهای جهان، بازارهای مالی و از جمله بازار رمزارزها را تحت تاثیر قرار داده، بررسی رفتار معامله‌گران در این بازار، طی همه‌گیری کووید-۱۹ می تواند جالب توجه باشد. پژوهش حاضر با استفاده از روش پراکندگی مطلق مقطعی (CSAD) و تکنیک حداقل مربعات معمولی، رفتار گله ای در بازار رمزارزها را در پنج دوره زمانی مجزا (کل دوره زمانی، قبل و در طول دوره همه گیری کووید-۱۹، بازار صعودی (گاوی) و نزولی (خرسی)) با استفاده از داده‌های قیمت روزانه چهار رمزارز بزرگ بر اساس ارزش بازار (بیت کوین، اتریوم، تتر و ریپل) از ژانویه ۲۰۱۹ تا دسامبر ۲۰۲۱ مورد بررسی قرار داده است. نتایج تحقیق نشان دهنده وجود رفتار گلهای قوی در سراسر بازار طی دوره مورد مطالعه بوده و به این معنی است که در این دوره، سرمایه‌گذاران، عملکرد بازار را دنبال می‌کنند. همچنین نتایج بیانگر این است که رفتار گله‌ای در دوره قبل از شیوع کووید-۱۹ در بازار مشاهده نمی‌شود، در حالی که همه‌گیری کووید- ۱۹، رفتار گله‌ای در بازار رمزارزها را به دنبال دارد. بر اساس یافته‌های پژوهش، رفتار گله‌ای، تنها در بازار صعودی (گاوی) به طور معنی‌داری تایید می‌شود و بنابراین می‌توان گفت که معامله‌گران در بازار رمزارزها در طول دوره همه‌گیری کووید- ۱۹ و نیز در بازار صعودی، تصمیمات معاملاتی مشابهی را اتخاذ می‌کنند.

واژگان کلیدی: رفتار گله‌ای، کووید- ۱۹ ، رمزارز، بیت کوین، بازار صعودی (گاوی)، بازار نزولی (خرسی).
طبقه‌بندی موضوعی: *G10, G11, G15*

۱. کد doi مقاله: 10.22051/jfm.2025.46547.2905
۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. نویسنده مسئول. Email:m.gholizadeh@umz.ac.ir
۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. Email:sa.rasekhi@gmail.com
۴. کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. Email:mobina.pourali1935@gmail.com

مقدمه

اواخر سال ۲۰۱۹ میلادی تعطیلی و قرنطینه ناشی از شیوع ویروس کرونا، منجر به مشکلات پیچیده اقتصادی گردید و ادامه فعالیت برای اکثر کسب وکارها را با مشکل مواجه نمود. تحت تأثیر بحران به وجود آمده ناشی از شیوع این ویروس، در اواسط ماه مارس ۲۰۲۰، اولین ضربه مهلک ناشی از شیوع این بیماری بر بازارهای مالی جهانی، وارد شد، به گونه‌ای که همچنان نیز برآورد و پیش بینی مقیاس پیامدهای اجتماعی و اقتصادی آن دشوار می‌باشد. اگرچه در اثر گسترش همه‌گیری کووید ۱۹ تمامی بازارهای مالی شاهد کاهش شاخص‌های خود بودند، اما در این میان، سقوط در بازار بیت کوین و سایر ارزهای رمزنگاری شده (رمزارزها) قابل توجه می‌باشد. برای ارزهای رمزنگاری شده،که دارایی‌های مالی نسبتاً جدید و ناشناخته‌ای هستند، کووید ۱۹ یک شوک بی‌سابقه بود. بیت کوین که تقریباً یک دهه از عمر آن می‌گذرد، بدون این که مستعد بحران‌های سیستماتیک عمده باشد، به‌طور سنتی دوره‌های بی‌ثباتی بالایی را تجربه کرده است. شواهد تجربی نشان می‌دهد که بیت کوین نتوانسته درطول همه‌گیری کووید ۱۹ فرصت‌های ریسک و فرار به سمت دارایی‌های امن را نشان دهد و در برخی موارد منجر به ناهنجاری‌های رفتاری مانند گله‌داری مشروط و بدون قید و شرط در این بازارها شده است، یاروویا و همکاران[1] (۲۰۲۱). در چنین شرایطی که سرمایه‌گذاران ممکن است ترس‌های مشابهی داشته و مستعد وحشت مالی گسترده باشند بررسی رفتار گله‌ای در بازار رمزارزها در طول بحران شیوع کووید ۱۹ می‌تواند جالب توجه باشد. بدیهی است که یک پیوند نسبتا قوی بین احساسات بازار و رفتار گله‌ای، وجود دارد و تقلید متقابل، غالباً در شرایط شدید بازار مشاهده می‌شود. سرمایه‌گذاران در شرایط افزایش عدم قطعیت ناشی از بحران‌ها و همه‌گیری، اقدامات یکدیگر را از نزدیک مشاهده نموده و تمایل دارند از تصمیمات جمع، تقلید نمایند. درچنین شرایطی، هزینه و زمان پردازش میزان تولید اطلاعات، بیشتر از حد معمول بوده و لذا انگیزه رفتار گله‌ای را افزایش می‌دهد. رفتار گله‌ای در اقتصاد و امور مالی نشان دهنده گرایش غیرمنطقی است که سرمایه‌گذاران نسبت به تقلید از رفتار سایر سرمایه‌گذاران نشان می‌دهند، حتی اگر آن‌ها کاملاً با این طرز تفکر مخالف باشند، کیریازیس[2] (۲۰۲۱) . رفتار گله‌ای زمانی در بازار وجود دارد که سرمایه‌گذاران ترجیح می‌دهند از شیوه‌های معاملاتی کسانی که فکر می‌کنند مطلع‌تر یا اجماع بازار هستند تقلید کنند و بر اساس اطلاعات و عقاید خود رفتار نمی‌کنند. محققان بیان می‌کنند که رفتار تقلیدی سرمایه‌گذاران یکی از دلایل احتمالی افت همزمان بازار است. سیاستگزاران نیز بر این عقیده‌اند که رفتار گله‌ای، بازارها را بی‌ثبات نموده، کارایی بازار را کاهش داده، تنوع سبد را دشوارتر نموده و در نهایت، شکنندگی سیستم مالی را افزایش می‌دهد، فرروالا و همکاران[3] (۲۰۲۱).

1. Yarovaya et al
2. Kyriazis
3. Ferreruela et al

با توجه به مطالب فوق، در پژوهش حاضر سعی بر این است که با به کارگیری روش پراکندگی مطلق مقطعی (CSAD) [1] و تکنیک حداقل مربعات معمولی، ادبیات مربوط به رفتار گله‌ای معامله‌گران در بازار رمزارزها با تاکید بر بیت کوین (BTC)، اتریوم (ETH) ، تتر (USDT) و ریپل (XRP) بررسی شده و با در نظر گرفتن داده‌های روزانه طی دوره زمانی ژانویه ۲۰۱۹ تا دسامبر ۲۰۲۱ مشخص گردد که آیا تحت شرایط شیوع ویروس کووید ۱۹ (۱۱ دسامبر ۲۰۱۹ تا دسامبر سال ۲۰۲۱) و نیز در بازارهای صعودی (گاوی) و نزولی (خرسی) شواهد تجربی از وجود رفتار گله‌ای در این بازار وجود دارد یا خیر؟ جستجوهای انجام شده نشان می‌دهد که اکثر مطالعات انجام شده داخلی تا کنون رفتار گله‌ای را در رابطه با سهام در بورس اوراق بهادار مورد بررسی قرار داده‌اند و تعداد مطالعاتی که رفتار گله‌ای را در بازارهای دیگر نظیر بازار ارزهای دیجیتال بررسی نموده باشند، بسیار اندک می‌باشد. از سوی دیگر همان گونه که بیان گردید در پژوهش حاضر، رفتار گله‌ای در بازار رمزارزها تحت شرایط شیوع ویروس کووید- ۱۹ و نیز در وضعیت‌های مختلف بازار بررسی خواهد شد که تاکنون مورد توجه قرار نگرفته است.

این مطالعه به صورت زیر سازماندهی می‌شود: در بخش‌های بعدی ابتدا مروری بر مبانی نظری و ادبیات تحقیق خواهیم داشت. در ادامه به معرفی مدل و متغیرهای تحقیق پرداخته و در بخش بعدی نتایج برآورد مدل ارائه می‌گردد. در پایان نیز بر اساس نتایج به دست آمده، پیشنهاداتی ارائه خواهد گردید.

مبانی نظری

۱. رفتار گله‌ای

شاید بتوان کینز را به عنوان اولین نفری معرفی کرد که مفهوم رفتار گله‌ای را در ۱۹۳۶ به ادبیات مالی وارد کرد. کینز با این مفهوم قصد داشت تا نوسانات موجود در بازار سهام را توجیه نماید. رفتارگله‌ای پس از سال‌ها مجددا توسط شیلر [2] (۱۹۸۷) وارد ادبیات بازارهای مالی شد و بعد از آن توسط اسچارفستین و استین [3] (۱۹۹۰)، بنرجی [4] (۱۹۹۲) و بیخچندانی و همکاران [5] (۱۹۹۲) مدلسازی شد. بیخچندانی و همکاران (۱۹۹۲) رفتار گله‌ای را به این شکل تعریف می‌کنند: رفتارگله‌ای یک رفتار تقلیدی است که از عوامل فردی نشات گرفته و منتج به نتایج نابهینه‌ای برای بازار به عنوان یک کل می‌شود. وجود توده یا گله در رفتار، اصطلاحی برای تبیین این موضوع است که چگونه افراد در یک گروه می‌توانند بدون برنامه قبلی با یکدیگر همسو عمل کنند. در مدل تصمیم‌گیری رفتار گله‌ای، تبعیت بی‌قید و شرط از سایر سرمایه‌گذاران مبنای تصمیم‌گیری است. این گونه تصمیم‌گیری‌ها سبب هجوم سرمایه‌گذاران برای خرید یا فروش سهام و بروز نوسانات شدید قیمتی می‌شود که پیامد آن بی‌ثباتی و شکنندگی بازار می‌باشد. بخشی از تصمیمات

1. Cross Sectional Absolute Deviation
2. Shiller
3. Scharfstein and Stein
4. Banerji
5. Bikhchandani et al (1992)

مشابه سرمایه‌گذاران در شرایط یکسان به این دلیل است که آن‌ها در حال واکنش به اطلاعات مشابه هستند که این مورد با فرضیه بازار کارا نیز همخوانی دارد؛ در واقع این باور مطرح می‌شود که یک گروه بزرگ هرگز اشتباه نمی‌کند، شیلر[1] (۱۹۸۷). از دلایل رفتار گله‌ای، این است که مردم به صورت ناخودآگاه یا خودآگاه از آنچه دیگران انجام می‌دهند پیروی می‌کنند، آن‌گاه بازار می‌تواند نمایان‌گر عزم جمعی باشد. دلیل دیگر برای رفتار گله‌ای، احترام گذاشتن به حرفه‌ای‌ها است. همچنین میل به عقب نماندن از بقیه یا از دست ندادن یک چیز، عنصر موثر دیگری در روان‌شناسی رفتار گله‌ای است که می‌تواند مردم را به دنبال کردن احساسات بازار تشویق کند.

۲. انواع رفتار گله‌ای

رفتارگله‌ای در میان سرمایه گذاران به گله عمدی[2] و گله جعلی[3] تقسیم می شود. منظور از گله جعلی یا کاذب (توده بنیادی[4])، سرمایه‌گذارانی است که با مسائل مشابهی در تصمیم‌گیری مواجهند و اطلاعات موجود، منجر به تصمیمات مشابه در آن‌ها می‌شود (یعنی رفتار توده‌ای عمدی نیست و ناشی از مسایل و اطلاعات موجود، به وجود آمده است). در یک بازار کارآمد نظری، انتظار بر این است که تصمیم‌گیرندگان، دسترسی مساوی به مجموعه اطلاعات مشابه داشته باشند که البته این امر به ندرت اتفاق می‌افتد و پذیرش گله‌های جعلی را به حداقل می‌رساند. در گله جعلی، افراد گروه در نتیجه بررسی اطلاعات یکسان، به این نتیجه می‌رسند که عمل مشابهی را انجام دهند. این گونه رفتار مشابه مبتنی بر اطلاعات کافی، نتیجه کارایی در پی خواهد داشت و بر مبنای پیروی از دیگران شکل نگرفته است. همچنین، فاقد خصوصیات منفی رفتار جمعی حقیقی است. این پدیده نه تنها مضر نبوده بلکه می‌تواند به عنوان یک عامل مؤثر در تخصیص بهینه دارائی‌ها و کارایی بازار به حساب آید. در مقابل، منظور از گله عمدی (توده غیربنیادی[5])، قصد عمدی سرمایه‌گذاران برای دنبال کردن رفتار دیگران است. در گله عمدی، فرد بدون در نظر گرفتن اطلاعات شخصی و باورهای خود اقدام به تبعیت از دیگران می کند و از آن جا که تصمیم‌گیری به این شیوه بدون توجه به اخبار زیر بنائی و اصول بازار و صرفاً در تبعیت از دیگران صورت می‌گیرد، می‌تواند منجر به نوسانات بیش از حد و خطر سیستماتیک شود. لذا بازار از حالت تعادل خارج گشته و انحراف قیمت‌ها از قیمت واقعی باعث می‌گردد تا زمینه‌های شکل‌گیری حباب و ریزش و در نتیجه وقوع نوسانات شدید در بازار فراهم گردد، هوانگ و سالمون[6] (۲۰۰۴).

1. Shiller
2. Intentional Herding
3. Spurious Herding
4. Fundamental herding
5. Non-fundamental herding
6. Hwang and Salmon

آن‌چه در مالیه رفتاری به عنوان رفتار گله‌ای (توده‌ای یا جمعی) بررسی می‌شود، رفتار جمعی حقیقی است که در آن عمل مشابه توسط عوامل بازار در نتیجه پیروی آن‌ها از یکدیگر صورت می‌گیرد. رفتار جمعی حقیقی لزوماً کارا نیست و باعث شکنندگی بازار مالی می‌شود که در نهایت منجر به تشدید نوسان قیمت‌ها و ریسک‌های سیستمی می‌گردد. لذا می‌توان گفت توده‌های کاذب ممکن است کارایی بازارهای مالی را افزایش دهند، درحالی که انتظار می‌رود که توده عمدی منجر به بی ثباتی بیش از حد و حتی بی‌ثباتی مالی شود، بیخچندانی و شارما [1](۲۰۰۰).

۳. کووید ۱۹ و رفتار گله‌ای در بازار رمزارزها

یک اپیدمی، به عنوان یک رویداد غیر منتظره که به طور قابل توجهی زندگی و روال سرمایه‌گذاران را تغییر می‌دهد، می‌تواند تأثیر مشابهی بر احساسات و بنابراین بر رفتار مشاهده شده در بازارها داشته باشد (فروالا و مالور[2]، ۲۰۲۱). بیماری همه‌گیر کووید- ۱۹ در اواخر سال ۲۰۱۹ میلادی آغاز گردید و طی چند ماه به سایر کشورهای جهان سرایت پیدا کرد. این همه‌گیری که یکی از فاجعه‌های پیشرو در تاریخ مدرن بود، بر شاخص‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی تاثیر گذاشت (رضاقلی زاده و همکاران، ۱۴۰۲)، تعطیلی و قرنطینه ناشی از شیوع آن به مشکلات پیچیده اقتصادی منجر شد و بازار ارزهای دیجیتال نیز از این آشفتگی‌ها در امان نماند. برای ارزهای رمزنگاری شده که دارایی‌های مالی نسبتاً جدید و ناشناخته‌ای هستند، کووید ۱۹ یک شوک بی‌سابقه بود. رمز ارزها از زمان پیدایش، به دلیل بازده تاریخی چشمگیرشان در کانون توجه بوده و حتی از جانب بسیاری از سرمایه گذارانی که قبل از ورودشان به این بازار، با استفاده از سایر ابزارهای سرمایه گذاری سنتی معامله نکرده‌اند، مورد توجه قرار گرفته است. به همراه افت سیستماتیک بازارهای مالی، ارزش بازارهای طلا و بیت کوین نیز تحت تاثیر قرار گرفت. ارزهای رمزنگاری شده، اغلب رفتارهای بیت کوین را به عنوان رهبر این بازار تقلید می کنند. شواهد اولیه نشان می دهد بیت کوین بدون این که مستعد بحران های سیستماتیک عمده باشد، نتوانسته درطول همه گیری کووید ۱۹ فرصت‌های ریسک و فرار به سمت دارایی‌های امن را نشان دهد و این امر می تواند منجر به ناهنجاری‌های رفتاری مانند رفتار گله‌ای مشروط و بدون قید و شرط شود، یاروویا و همکاران[3] (۲۰۲۱). در چنین شرایطی که سرمایه‌گذاران ممکن است ترس‌های مشابهی داشته و مستعد وحشت مالی گسترده باشند بررسی رفتار گله‌ای در بازار رمزارزها در طول بحران شیوع کووید ۱۹ می‌تواند جالب توجه باشد.[4] پس از تحت تاثیر قرار

1. Bikhchandani and Sharma
2. Ferruela and Mallor
3. Yarovaya et al

۴. البته باید توجه داشت که همه‌گیری کووید ۱۹ زمینه را برای نوآوری دیجیتال فراهم کرده و بر سرعت این نوآوری‌ها افزوده است. برخی کارشناسان معتقدند بحران‌کووید ۱۹ سبب شد پذیرش فراگیر ارزهای دیجیتال در سطح جهان، با سرعت بیشتری رخ دهد، زیرا درک مردم از این پول تغییر کرده و به طور خاص، همه‌گیری کووید ۱۹ سبب شده ویژگی این دارایی‌ها به‌عنوان حوزه امن سرمایه‌گذاری بیشتر مورد توجه قرار گیرد. بانک‌های مرکزی برای حمایت از اقتصاد و کسب و کارهای آسیب دیده

گرفتن بازارهای مالی از جمله بازار ارزهای دیجیتال از ویروس کووید- ۱۹، محققان به ارتباط بین بحران ها و بازارهای مالی توجه ویژه‌ای از خود نشان دادند. در این زمینه، برخی از مطالعات نظیر ژانگ و همکاران[۱] (۲۰۲۰) و هارون و ریزوی[۲] (۲۰۲۰) به این نتیجه رسیدند که بحران کرونا نوسانات بازار را افزایش می‌دهد و چنین نتایجی را با اخباری که در مرحله همه‌گیری کووید، بر احساسات سرمایه‌گذاران تأثیر منفی می‌گذارد، توضیح می‌دهند. در واقع، از زمان ظهور همه‌گیری کووید- ۱۹، این خبر به سرعت پخش شد و بر رفتار سرمایه‌گذاران تأثیر گذاشت، ژانگ و همکاران[۳] (۲۰۲۲).

ژانگ و همکاران (۲۰۲۲) ، روبانی و همکاران[۴] (۲۰۲۱) و مندسی و کاگلی[۵] (۲۰۲۱) بیان می‌دارند که اخبار مربوط به شیوع این ویروس، به‌طور قابل توجهی بر برخی دارایی‌های استراتژیک از جمله بیت کوین تأثیر گذاشته و نیز بر رفتار سرمایه‌گذاران در بازار ارزهای دیجیتال تأثیرگذار است. در این رابطه، اخترزمان و همکاران[۶](۲۰۲۱) عقیده دارند که این یافته‌ها را می‌توان به واکنش بیش از حد این سرمایه‌گذاران به چنین اطلاعاتی در طول دوره استرس نسبت داد. کووید-۱۹ باعث ایجاد هراس در بین سرمایه‌گذاران شده و سوگیری‌های رفتاری مانند رفتار گله‌ای را به دنبال داشته است. رفتار گله‌ای که در آن سرمایه‌گذاران از تصمیمات سرمایه‌گذاری دیگران بدون ارجاع به اصول اولیه تقلید می‌کنند، هوانگ و سالمون[۷] (۲۰۰۴) با افزایش نوسانات و ایجاد حباب در بازار، ثبات بازارهای مالی را تحت تاثیر قرار داده و در نتیجه منجر به ایجاد عدم تعادل در بازارهای مالی می‌گردد. درواقع، ارزهای دیجیتال با بازدهی خارق‌العاده، نوسانات شدید، چارچوب قانونی ضعیف، و فقدان اطلاعات با کیفیت شناخته می‌شوند، بوری و همکاران[۸] (۲۰۱۹). بیان می‌کنند برخی از سرمایه‌گذاران در بازار ارز دیجیتال که فاقد تجربه و دانش کافی هستند، به ویژه در دوره‌های استرس بازار، به جای توجه به اصول اساسی، بر اساس احساسات منتقل شده از طریق رسانه‌های اجتماعی مانند گوگل و توییتر، نئیم و همکاران[۹] (۲۰۲۱) معامله می‌کنند. این

ناشی از کووید ۱۹ و شرایط قرنطینه، هزاران میلیارد دلار به اقتصادها تزریق نموده و همزمان با افزایش نرخ‌های تورم، مردم به سمت بازار ارزهای دیجیتال به عنوان حافظ جدید دارایی‌ها در برابر تورم حرکت کردند. از سوی دیگر برخی دولت‌ها برای مهار همه‌گیری کرونا، برنامه‌های ردگیری مبتلایان را به اجرا درآوردند که این موضوع نگرانی‌هایی را در مورد نقض حریم خصوصی به وجود آورد. از این رو برخی از مردم استفاده از ارزهای دیجیتال را به عنوان راهی امن برای حفظ حریم خصوصی و حذف تمرکز قدرت انتخاب کردند. به‌طور خاص، بیت کوین به عنوان سلطان ارزهای دیجیتال، به عنوان حوزه امن سرمایه‌گذاری مورد توجه قرار گرفت و میلیاردها دلار سرمایه به سوی آن سرازیر شد.

1. Zhang et al
2. Haroon and Rizvi
3. Zhang et al
4. Rubbaniy et al
5. Mandaci and Cagli
6. Akhtaruzzaman et al
7. Hwang and Salmon
8. Bouri et al
9. Naeem et al

سرمایه‌گذاران در طول بحران همه‌گیری کووید- ۱۹ بدون توجه به تحلیل خودشان، تمایل دارند تحت تأثیر دیگران قرار بگیرند که همان رفتار گله‌ای بالقوه می‌باشد. بر اساس نتایج بسیاری از مطالعات انجام شده، این رفتار همگام با اخبار مرتبط با بیماری همه‌گیر کووید- ۱۹ تشدید شده و لذا می‌توان بیان نمود که رابطه معنی‌داری بین رفتار گله‌ای در بازار ارزهای دیجیتال و بحران همه‌گیر کووید- ۱۹ وجود دارد.

مروری بر پیشینه پژوهش

محققان بسیاری بر موضوع تأثیر ویروس کووید- ۱۹ بر بازارهای مالی تمرکز کرده‌اند. اشرف[1] (۲۰۲۰) بیان می کند که بازارهای سهام به افزایش تعداد موارد تایید شده کووید-۱۹ واکنش منفی نشان می‌دهند البولسکا[2](۲۰۲۰) نشان می دهد که همه‌گیری کرونا، نوسانات بازار مالی ایالات متحده را تقویت نموده است. شهزاد و همکاران[3] (۲۰۲۰) تأثیر بحران مالی جهانی (GFC) و تاثیر شیوع کووید- ۱۹ بر بازده سهام ایالات متحده، آلمان، ایتالیا، ژاپن و چین با یکدیگر مقایسه نموده و نتیجه گرفته‌اند که بازارهای ایالات متحده و اروپا بیش از بحران GFC ، تحت تأثیر بحران کووید- ۱۹ قرار گرفته‌اند. با این حال، بازارهای آسیایی از بحران GFC بیشتر تاثیر پذیرفته اند. علی و همکاران[4] (۲۰۲۰)، ال مونتسر و همکاران[5] (۲۰۲۱) و وانگ و وانگ[6] (۲۰۲۱) نیز بیان می‌دارند که همه‌گیری کووید- ۱۹ بر کارایی بازار ارزهای دیجیتال نیز تأثیر گذاشته است.

از سوی دیگر، بسیاری از مطالعات دیگر، برخی از رفتارهای سرمایه گذاران نظیر تمایل آنها به دنبال کردن اجماع بازار(رفتار گله‌ای) را در طول آشفتگی‌های بازار مورد بررسی قرار داده‌اند. به‌عنوان مثال، مبارک و همکاران[7]، ۲۰۱۴ رفتار گله‌ای را در بازارهای سهام اروپا طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۱ بررسی نمودند و شواهدی از رفتار گله‌ای را در طول بحران مالی جهانی (GFC) و بحران منطقه یورو پیدا کردند. اکونومو و همکاران[8] (۲۰۱۸) رفتار گله‌ای را در سه بازار سهام توسعه یافته (ایالات متحده، بریتانیا و آلمان) در دوره بحران مالی جهانی بررسی نموده و شواهدی از رفتار گله‌ای را تنها در بازار سهام بریتانیا گزارش کردند. مطالعات دیگری از جمله لیتیمی و همکاران[9] (۲۰۱۶) و بنسیدا[10] (۲۰۱۷) نیز ظهور رفتار گله‌ای را در طول دوره‌های آشفتگی در صنایع ایالات متحده، به دلیل وحشت سرمایه‌گذاران گزارش نموده‌اند.

1. Ashraf
2. Albulescu
3. Shehzad et al
4. Ali et al
5. El Montasser et al
6. Wang and Wang
7. Mobarek et al
8. Economou et al
9. Litimi et al
10. BenSaïda

بنمبروک و لیتیمی[1] (۲۰۱۸) در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که رفتاری گله‌ای در طی دوران تحرکات شدید بازار نفت مشهود است و در دوره کاهشی بازار نفت بارزتر است. در یک مطالعه در سطح بین المللی، چیانگ و ژنگ[2] (۲۰۱۰) هجده کشور را در نظر گرفت و به شواهدی مبنی بر بروز رفتار گله‌ای در دوره‌های بحرانی در بازارهای ایالات متحده و آمریکای لاتین دست یافتند. بلسیلار و همکاران[3] (۲۰۱۷) و یوسف و موکنی[4] (۲۰۱۸) نشان دادند که سرمایه‌گذاران در بازار سهام کشورهای عربی حوزه خلیج فارس نیز در دوره‌های بحرانی، رفتار گله‌ای نشان داده‌اند. در همین زمینه یلوسور و دمیر[5] (۲۰۱۷) به این نتیجه رسیدند که رفتار گلهای در دوره‌های زیان بازار، بارزتر است. برخی از مطالعات نظیر دمیرر و همکاران[6] (۲۰۱۵) بر بازارهای کامودیتی متمرکز شده و در طول دوره‌هایی با نوسانات بالا، به شواهدی از بروز رفتار گلهای در بخش غلات دست یافتند. در همین راستا یوسف و موکنی[7](۲۰۲۰) و یوسف[8] (۲۰۲۰) گزارش می‌دهند که سرمایه گذاران در بازارهای کامودیتی در طی دوره بحران مالی جهانی و پس از آن از همتایان خود تقلید می‌کنند.

اخیراً برخی از مطالعات رفتار گله‌داری در بازارهای مالی را در طول همه‌گیری کووید-۱۹ مورد بررسی قرار داده‌اند. چانگ و همکاران[9] (۲۰۲۰) رفتار گله‌ای در قیمت سهام انرژی در ایالات متحده آمریکا، اروپا و آسیا را در طول دوره همه‌گیری کووید-۱۹ بررسی نموده و به این نتیجه رسیده‌اند که رفتار گله‌ای در دوره حرکت‌های نزولی شدید قیمت نفت وجود دارد. اسپینوسا مندز و آریاس[10] (۲۰۲۱) و کیزیس و همکاران[11] (۲۰۲۱) نیز وجود رفتار گله‌ای را در طول دوره همه‌گیری ویروس کووید- ۱۹ در بازارهای سهام بین‌المللی تأیید می‌کنند.

علیرغم مطالعات بسیاری که به بررسی رفتار گله‌ای در بازارهای سهام و کامودیتی پرداخته‌اند، تعداد محدودی از مطالعات نیز بر بازار ارزهای دیجیتال تمرکز دارند که برخی از آن‌ها نیز این بررسی را در دوره شیوع ویروس کووید- ۱۹ انجام داده‌اند. بالیس و داراکوس[12] (۲۰۲۰) رفتار گله‌ای را در شش ارز دیجیتال اصلی طی دوره زمانی ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۸ بررسی نموده و با به کارگیری مدل CSAD نتیجه گرفته‌اند که رفتار گله‌ای سرمایه‌گذاران در بازار ارزهای دیجیتال، به طور قوی‌تری در بازار صعودی مشاهده می‌شود.

1. BenMabrouk and Litimi
2. Chiang and Zheng (2010)
3. Balcılar et al
4. Youssef and Mokni
5. Ulussever and Demirer
6. Demirer et al
7. Youssef and Mokni
8. Youssef
9. Chang et al
10. Espinosa-Méndez and Arias
11. Kizys et al
12. Ballis and Drakos

نتیجه مشابهی نیز توسط کالینتراکیس و وانگ[1] (۲۰۱۹) به‌دست آمده که بیان می دارند رفتار گله‌ای در بازار ارزهای رمزنگاری شده، در بازارهای صعودی، با نوسانات کم و با حجم بالا تشدید می‌شود. برخلاف نتایج بالیس و دراکوسز[2] (۲۰۲۰)، در ویدال-توماس و همکاران[3] (۲۰۱۹) نتیجه گرفته شده که رفتار تنها در بازار نزولی وجود دارد. بوری و همکاران[4] (۲۰۱۹) با به کارگیری مدل CSAD در بازار ارزهای رمزنگاری شده طی دوره زمانی ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۸ نتیجه گرفته‌اند که هیچ شواهدی از رفتار گله‌ای موجود نیست. داگاما سیلوا و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از سه مدل مختلف، یعنی مدلCSAD ، انحراف استاندارد مقطعی (CSSD) و بتای هوانگ و سالمون[5] (۲۰۰۴) وجود رفتار گله‌ای را در ۵۰ ارز دیجیتال طی دوره زمانی ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۸ مورد بررسی قرار دادند. نتایج به دست آمده از مدل CSSD وجود رفتار گله‌ای را در طی دوره نزولی بازار نشان می‌دهد. بر اساس مدل بتا، وجود رفتار گله‌ای معکوس مشاهده شده و مدل CSAD شواهد ضعیفی از رفتار گله‌ای را نشان می‌دهد. به‌طور مشابه، کیسر و استکل[6] (۲۰۲۰) نیز با استفاده از مدل CSAD وجود رفتار گله‌ای بندی قابل توجه‌ای را در نمونه بزرگی از ارزهای دیجیتال تأیید می‌کنند. یوسف[7] (۲۰۲۰) وجود رفتار گله‌ای را در بازار ارزهای دیجیتال در بیشتر دوره زمانی مورد مطالعه، تشخیص داده و تأیید می‌کند زمانی که نوسانات شاخص S&P500 و شاخص دلار افزایش می‌یابند، سرمایه‌گذاران از همتایان خود تقلید می‌کنند. سوسانا و همکاران[8] (۲۰۲۰) با استفاده از رویکرد CSSD به شواهدی دست یافتند که وجود رفتار گله‌ای را در ده ارز دیجیتال برتر در طی دوره همه‌گیری کووید ۱۹ و قبل از آن تایید می نماید. جیمراه[9] (۲۰۲۱) رفتار گله‌ای در بازار ارزهای دیجیتال را در دوره قبل و بعد از شیوع کووید- ۱۹ برای ارزهای دیجیتال بزرگ براساس ارزش بازار از ۲۰ آوریل ۲۰۱۹ تا ۳۱ ژانویه ۲۰۲۱ مورد مطالعه قرار داده و با به کارگیری مدل انحراف مطلق مقطعی (CSAD) دریافتند که همه گیری کووید ۱۹، رفتار گله‌ای را در بازار ارزهای دیجیتال افزایش داده است. روبانی و همکاران[10] (۲۰۲۱) رفتار گله‌ای سرمایه‌گذاران در بازار ارزهای دیجیتال تحت شرایط مختلف بازار (در زمان‌های ترس، کووید ۱۹ و قرنطینه‌ها) را بررسی نموده و به شواهد قابل توجهی از حضور سرمایه‌گذارهای گله‌ای در بازار رمز ارزها دست یافتند و بیان نمودند که این رفتار گله‌ای در بازارهای صعودی و نزولی نامتقارن است. از طرفی

1. Kallinterakis and Wang
2. Ballis and Drakos's
3. Vidal-Thomas et al
4. Bouri et al
5. Hwang and Salmon
6. Kaiser and Stöckl
7. Youssef
8. Susana et al
9. Gymerah
10. Rubbaniy et al

دیگر، نتایج به دست آمده، شواهدی از وجود رفتار گله‌ای در بازار ارزهای دیجیتال در زمان قرنطینه را نشان نداد، چرا که قرنطینه‌ها، ترس سرمایه‌گذاران رمزارزها را کاهش داده و اعتماد به بازار را به آن‌ها بازگرداند.

در مقابل، استورویانیس و بابالوس[1] (۲۰۱۹) و کوسکان و همکاران[2] (۲۰۲۰) وجود رفتار گله‌ای را در بازار ارزهای دیجیتال تشخیص نمی‌دهند. یاروویا[3] (۲۰۲۱) نیز با به کارگیری روش پراکندگی مطلق مقطعی (CSAD) به بررسی رفتار گله‌ای در بازار رمزارزها در زمان همه‌گیری کووید ۱۹ طی دوره زمانی ۱ ژانویه ۲۰۱۹ تا ۱۳ مارس ۲۰۲۰ پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که رفتار گله‌ای در بازار صعودی و نزولی وجود دارد، اما در طی کووید ۱۹ تقویت نمی‌گردد.

مینف و همکاران[4] (۲۰۲۱) نیز در مطالعه‌ای به بررسی تجزیه و تحلیل پویایی بیت کوین و واکنش سرمایه‌گذار پس از شیوع ویروس کووید_۱۹ پرداخته‌اند و بدین منظور، روش جدیدی را به کار گرفتند که وجود سوگیری‌های گله‌ای را شناسایی کرده و ناکارآمدی بیت کوین را از طریق شاخص ناکارآمدی (MML) با استفاده از شاخص‌های آماری تعریف شده با معیارهای تداوم ارزیابی می‌کند. این مطالعه همچنین ویژگی‌های دینامیکی غیرخطی بیت کوین را با تخمین تحلیل نوسانات تک فرکتالی[5] (MFDFA) که منجر به استنباط اثر کووید ۱۹ بر عملکرد بیت کوین می‌شود، بررسی نمودند. نتایج تجربی این مطالعه نشان داد که بیت کوین پس از همه‌گیری کووید- ۱۹، کارآمدتر است و شیوع این ویروس، باعث کاهش تعصبات گله‌ای شده است.

در جستجوهایی که انجام شده، مشخص گردید که تا کنون در داخل کشور مطالعات بسیاری در زمینه بررسی رفتار گله‌ای در بورس اوراق بهادار انجام شده است. اسدی و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه خود با استفاده از روش مونت‌کارلو و داده‌های قیمت سهام شرکت‌های بورس و فرابورس تهران، رفتار توده‌وار در بین شرکت‌های نمونه را مورد بررسی قرار دادند. نتایج برآوردها نشان داد که رفتار توده‌وار تقریباً به‌صورت متقارن رفتار می‌کند و با افزایش مقدار مطلق بازده سهام، مقدار رفتار توده‌وار ابتدا کاهشی و سپس افزایشی است. بر این اساس، در روزهایی که تغییرات قیمت چندانی رخ نمی‌دهد، مقدار رفتار توده‌وار اندک است؛ اما با افزایش مقدار بازدهی، میانگین رفتار توده‌وار نیز مثبت و صعودی می‌شوند. فرهادی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه ای به بررسی رفتار گله‌ای در میان ۱۱۵ شرکت فعال در ایران بر اساس معیار کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که توده‌واری در درجات مختلف ریسک متفاوت بوده و بیشتر در نواحی پر ریسک بازار رخ می‌دهد و موجب بازگشت بتا در بازار می‌گردد و ناکارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را به دنبال دارد. وارث و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی وجود رفتار توده‌ای بین سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران را با مدل چیانگ و ژنگ مورد آزمون قرار داده و نتیجه

1. Stavroyiannis and Babalos
2. Coskun et al
3. Yarovaya et al
4. Minf et al
5. Multi Fractal Detrended Fluctuation Analysis

گرفته‌اند که به طور کلی، سرمایه‌گذاران در بورس تهران در دوره زمانی مورد مطالعه، رفتار توده‌ای داشته‌اند؛ اما در دوره‌های ریزش بازار تا حدی منطقی‌تر عمل کرده و شدت رفتار توده‌ای خود را در سرمایه گذاری‌ها کاهش داده‌اند. در مطالعه‌ای دیگر، زنجیردار و خجسته (۱۳۹۵) به بررسی رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران نهادی و تاثیر آن بر بازده سهام با استفاده از مدل هوانگ و سالمون برای ۱۳ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۷ تا۱۳۹۱ پرداختند. نتایج این تحقیق حاکی از آن بود که بین رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران نهادی و بازده سهام ارتباط معنی‌داری وجود دارد و این رابطه در شرکت‌های بزرگ بیشتر از شرکت‌های کوچک بوده و در شرکت‌های با اهرم مالی بالا بیشتر از شرکت‌های با اهرم مالی پایین می‌باشد.

همان‌طور که مشخص است، اکثر مطالعات انجام شده داخلی، رفتار گله‌ای را در رابطه با سهام در بورس اوراق بهادار مورد بررسی قرار داده‌اند و تعداد مطالعاتی که رفتار گله‌ای را در بازارهای دیگر نظیر بازار ارزهای دیجیتال بررسی نموده‌اند، بسیار اندک می‌باشد که از آن جمله می‌توان به مطالعه عسکرزاده و روحی (۱۴۰۱) اشاره نمود. ایشان در پژوهش خود به بررسی رفتار گله‌ای در بازار ارز دیجیتال طی دوره زمانی ۲۰۱۹ تا ۲۰۲۲ پرداخته و بدین منظور از روش انحراف معیار مطلق مقطعی (CSAD) استفاده نمودند. نتایج این پژوهش نشان داد که رفتار گله‌ای در بازار صعودی ارز دیجیتال وجود دارد، ضمن آن که شدت رفتار گله‌ای در بازار صعودی نسبت به بازار نزولی بیشتر است.

از سوی دیگر همان گونه که بیان گردید در پژوهش حاضر سعی بر این است که ضمن ارزیابی رفتار گله‌ای در بازار رمزارزها، این موضوع مورد بررسی قرار گیرد که آیا در شرایط شیوع ویروس کووید- ۱۹ (۱۱ دسامبر ۲۰۱۹ تا دسامبر سال ۲۰۲۱) و نیز در بازارهای صعودی (گاوی) و نزولی (خرسی) شواهد تجربی از وجود رفتار گله‌ای در این بازار وجود دارد یا خیر؟ بر اساس جستجوهای انجام شده، به نظر می‌رسد تاکنون هیچ مطالعه داخلی در زمینه بررسی رفتار گله‌ای در بازار رمزارزها و با تاکید بر دوره شیوع کووید ۱۹ انجام نشده است.

فرضیه‌های پژوهش

در پژوهش حاضر سعی بر این است که با به کارگیری روش پراکندگی مطلق مقطعی (CSAD) [1] و تکنیک حداقل مربعات معمولی، ادبیات مربوط به رفتار گله‌ای معامله‌گران در بازار رمزارزها با تاکید بر بیت کوین (BTC)، اتریوم (ETH) ، تتر (USDT) و ریپل (XRP) بررسی شده و با در نظر گرفتن داده‌های روزانه طی دوره زمانی ژانویه ۲۰۱۹ تا دسامبر ۲۰۲۱ مشخص گردد که آیا تحت شرایط شیوع ویروس کووید ۱۹ (۱۱ دسامبر ۲۰۱۹ تا دسامبر سال ۲۰۲۱) و نیز در بازارهای صعودی (گاوی) و نزولی (خرسی) شواهد تجربی از وجود رفتار گله‌ای در این بازار وجود دارد یا خیر؟ بر این اساس، فرضیه های تحقیق به شرح ذیل مطرح می گردند:

- رفتار گله‌ای در بازار رمزارزهای مورد مطالعه در کل دوره زمانی مورد بررسی وجود دارد.

1. Cross Sectional Absolute Deviation

- رفتار گله‌ای در بازار رمزارزهای مورد مطالعه در دوره زمانی شیوع ویروس کووید ۱۹ وجود دارد.
- رمزارزهای مورد مطالعه، در وضعیت صعودی (گاوی) بازار رمزارزها، رفتار گله‌ای دارند.
- رمزارزهای مورد مطالعه، در وضعیت نزولی (خرسی) بازار رمزارزها، رفتار گله‌ای دارند.

روش شناسی پژوهش

۱- معرفی مدل و متغیرها

پژوهش‌های انجام شده برای تشخیص بروز رفتار گله‌ای، با توجه به رویکرد انتخاب داده‌ها، گروه‌های مورد مطالعه و روش‌های تحلیل، در دو دسته قرار می‌گیرند. دسته اول بر رویکرد اقتصادسنجی مبتنی بوده و اطلاعات موجود در بازار را که تحت تاثیر معاملات تمامی سرمایه‌گذاران است، بررسی می‌کند. معروف‌ترین مدل‌های حاضر در این دسته عبارتند از: کریستی و هوانگ[1] (۱۹۹۵)، هوانگ و سالمون[2] (۲۰۰۴)، چانگ و همکاران[3] (۲۰۰۰) و چیانگ و ژنگ[4] (۲۰۱۰). مدل‌های دسته دوم نظیر مدل معرفی شده توسط لاکونیشوک، اشلیفر و ویشنی LSV[5] (۱۹۹۲)، معیار تغییرات پورتفوی (PCM)[6] و معیار رفتار جمعی جهت دار (SHM)[7] بر تغییرات در پرتفوی سرمایه‌گذاران مبتنی است و پیاده سازی آن‌ها مستلزم دسترسی به اطلاعات معاملاتی سرمایه‌گذاران مورد بررسی است.

کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) و چانگ و همکاران (۲۰۰۰) یک شیوه مدل‌سازی به منظور ارزیابی رفتار گله‌ای معرفی کردند که رفتار گله‌ای را بر مبنای پراکندگی بازده دارایی نشان می‌دهد. هر دو مدل مبتنی بر این اصل بودند که اگر رفتار گله‌ای ارائه شود، بازده دارایی فردی به بازده کلی بازار همگرا می‌شود. بر این اساس، رفتار گله‌ای منجر به تفاوت‌های اندکی در ارزش بازده دارایی فردی به جای شاخص بازده بازار می‌شود. این تفاوت کوچک با مدل انحراف استاندارد مقطعی (CSSD)[8] و با مدل انحراف استاندارد مطلق مقطعی (CSAD) به دست می‌آید.

انحراف استاندارد مقطعی (CSSD) به صورت معادله (۱) بیان می‌شود :

$$CSSDt = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N}\left(R_{i.t}-R_{m.t}\right)}{N-1}} \qquad (۱)$$

که در آن R_i، بازده ارز رمزنگاری شده i در زمان t می‌باشد.

1. Christie and Huang
2. Hwang and Salmon
3. Chang et al
4. Chiang and Zheng
5. Lakonishok, Shleifer, and Vishny
6. Portfolio Change Measure
7. Singed Herding Measure
8. Cross-Sectional Standard Deviation

همان گونه که بیان گردید، چهار رمزارز بزرگ بر اساس ارزش بازار شامل بیت کوین، اتریم، تتر و ریپل ، به عنوان رمزارزهای مورد بررسی در این پژوهش انتخاب شده‌اند. بازدهی هر یک از رمزارزهای مورد بررسی از طریق رابطه (۲) زیر به دست می آید:

$$R_{i,t} = Ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right) \times 100 \qquad (۲)$$

که در آن:

P_t: قیمت رمز ارز i در روز t

P_{t-1}: شاخص رمزارز i در روز قبل می باشد.

$R_{m,t}$، بیانگر بازده بازار ارزهای رمزنگاری شده فعال در زمان t می باشد.

در این پژوهش برای محاسبه بازدهی بازار رمزارزها، از داده های روزانه شاخص کل بازار رمزارزها[1] استفاده شده است. ارزش بازار کل[2]، اطلاعات بازار یک دسته از رمزارزها مانند بیت کوین، اتریوم، ریپل و لایت کوین می‌باشد. این شاخص کمک می‌کند که تصویری کامل‌تر و واقعی‌تر از نحوه عملکرد رمزارزها داشته باشیم. هرچه مارکت کپ کل بالاتر برود، یعنی رویکرد مردم نسبت به رمزارزها بهتر شده و امکان رشد این بازار را فراهم کرده است. این شاخص (TOTAL) نشان دهنده حجم کل سرمایه موجود در بازار کریپتوکارنسی است. همچنین تمام پولی که از بازار خارج می‌شود و وارد می‌شود، چه به صورت ارز باشد و چه به صورت استیبل کوین، بر روی شاخص TOTAL تأثیرگذار خواهد بود و می‌تواند عدد این شاخص را جا به جا کند. بازدهی شاخص کل رمزارزها نیز از طریق رابطه‌ای مشابه رابطه (۲) به دست می‌آید، با این تفاوت که در آن P_t شاخص کل بازار در روز t بوده و P_{t-1} شاخص کل بازار در روز قبل می‌باشد.

مدل CSSD پراکندگی بازده دارایی را در حداکثر نوسانات بازار به دست می‌آورد. در حرکات شدید بازار، اگر سرمایه‌گذار در راستای حرکات بازار و همراه با اکثریت بازار رفتار کند، پراکندگی بازده کاهش می‌یابد. در واقع، در دوره‌هایی که نوسانات زیادی وجود دارد، افراد احتمالا اطلاعات فردی و یا سیگنال‌های قیمتی بازار مبتنی بر اطلاعات خودشان را نادیده گرفته و رفتار گروهی را ملاک قرار می‌دهند. چانگ و همکاران (۲۰۰۰) مدل رفتار گله‌ای زیر را پیشنهاد می‌کنند:

$$CSSD_t = \alpha + \beta_1 D_t^U + \beta_2 D_t^L + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که در آن D_t^L و D_t^U متغیرهای مجازی هستند، که با توجه به بازده بازار بدست می‌آیند و بیانگر بازدهی سهام در دنباله‌های بالا و پایین آن ها در زمان t است. وجود رفتار گله‌ای توسط مقدار منفی و معنی‌دار ضرایب β_1 و β_2 مشخص می‌شود، و نشان می‌دهد که اگر رفتار گله‌ای وجود داشته باشد، ارزش $CSSD_t$ در روندهای بالا و پایین بازار بسیار اندک می‌باشد. اگر این ضرایب مثبت باشند، نشان خواهد

1. Crypto total market cap
2. Total Market Cap

داد که رفتار گله‌ای وجود ندارد. با این وجود با توجه به مطالعات قبلی مدل CSSD دارای محدودیت‌ها و مشکلاتی است. برای مثال در این مدل نیاز است تا نحوه تخمین بازدهی های بیش از حد به طور شفاف بیان شود یا رفتار گله‌ای احتمالی در دوره‌های با ثبات در این مدل در نظر گرفته نمی‌شود. مدل CSAD یک جایگزین عمومی‌تر از شیوه CSSD است و محدودیت‌هایی که در مدل چانگ و همکاران (۲۰۰۰)، وجود داشت را به یک چارچوب عمومی‌تر توسعه می‌دهد و انحراف بازده استاندارد مطلق مقطعی را در مدل وارد نموده و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$CSAD_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left|R_{i,t} - R_{m,t}\right| \qquad (۴)$$

این مدل با توجه به در نظر گرفتن مقادیر غیرخطی، حساسیت مدل CSAD را نسبت به داده‌های پرت بازدهی و پراکندگی زیاد آن‌ها نسبت به میانگین کاهش می‌دهد. در واقع این مدل از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) که بازدهی دارایی را به صورت یک رابطه خطی با پرتفوی بازار مرتبط می‌کند، الهام گرفته شده است. مدل CSAD را می‌توان به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$\text{CSADt} = \beta_0 + \beta_1 \left|R_{m,t}\right| + \beta_2 \left(R_{m,t}\right)^2 + \varepsilon t \qquad (۵)$$

$R_{m,t}$: بازده پورتفوی بازار می‌باشد که همان گونه که گفته شد از طریق محاسبه بازدهی شاخص کل بازار رمزارزها (total) محاسبه می‌گردد. بر اساس این مدل هنگامی که انحراف بازده رمزارز مورد مطالعه، از بازده بازار کاهش یابد، نشان های رفتار گله‌ای پدید می‌آید. در مدل، برای نشان دادن وجود رفتار گله‌ای در بازاررمز ارزها از ضریب توان دوم بازده بازار استفاده می شود و هنگامی که این ضریب منفی باشد، دلالت بر وجود رفتار گله‌ای در بازار می باشد.

$CSAD_t$: انحراف استاندارد مقطعی بازده روزانه رمز ارز مورد بررسی (بیت کوین) از بازده شاخص کل بازار (total) می باشد.

با استفاده از مدل (۵) می توان وجود یا عدم وجود رفتار گله‌ای در بازار را مورد بررسی قرار داد. الگوی $CSAD_t$ اجازه تایید یا رد کردن رفتار گله‌ای را در کل دوره زمانی، شامل دوره‌هایی که نوسانات زیادی در بازار وجود دارد و دوره‌هایی که بازار ثابت و پایدار است، می‌دهد. جزء غیرخطی CSAD با ضریب β_2 به دست می‌آید. این مدل بیانگر یک رابطه غیرخطی بین CSAD و متوسط بازده مطلق بازار همه ارزهای رمزنگاری شده می باشد که در آن از β_2 که ضریب توان دوم متوسط بازده مطلق بازار ارزهای رمزنگاری شده می‌باشد، برای نشان دادن وجود رفتار گله‌ای در بازار ارزهای رمزنگاری شده استفاده می‌شود. به‌طور خاص، شرکت‌کنندگان بازار به سمت اجماع بازار (رفتار گروهی) روی می‌آورند. در نتیجه، پراکندگی بازده مقطعی $CSAD_t$ کاهش می‌یابد تا از سطح قیمت منطقی خود کمتر شود. این ویژگی با ضریب منفی و معنی‌دار β_2 نشان داده می‌شود و دلالت بر وجود رفتار گله‌ای در بازار دارد. بنابراین بر اساس این مدل هنگامی که انحراف بازده رمزارز مورد بررسی از بازده کل بازار کاهش یابد، نشانه‌هایی رفتار گله‌ای پدید

می‌آید. در عوض، رفتار گله‌ای معکوس یا منفی زمانی روی می‌دهد که سرمایه گذار به رفتار بازار اعتماد نداشته و اطلاعاتی که از طریق حرکات گسترده قیمت بازار انتقال می‌یابد را نادیده بگیرد. از این‌رو ، آن‌ها تمایل به مبادله بیش از حد زیر مجموعه‌ای از دارایی‌ها دارند که منجر به افزایش بیش از حد پراکندگی بازده مقطعی می‌شود. رفتار گله‌ای معکوس به وسیله ضریب مثبت و معنی‌دار β_2 شناسایی می‌شود، جبکا و وهر[1] (۲۰۱۳) و کلین[2] (۲۰۱۳).

۲. مدل بررسی رفتار گله‌ای رمزارزها در دوران قبل و بعد از شیوع ویروس کووید ۱۹

به منظور ارزیابی اثر کووید ۱۹ بر رفتار گله‌ای در بازار رمزارزها، معادله (۶) برآورد خواهد شد:

$$CSAD_t = \beta_0+\beta_1 D^{COVID} \left| R_{m,t} \right| +\beta_2(1-D^{COVID}) \left| R_{m,t} \right| +\beta_3 D^{COVID}(R_{m,t})^2+\beta_4(1 - D^{COVID}(R_{m,t})^2+\varepsilon_t \quad (۶)$$

D^{COVID}: یک متغیر دامی (مجازی) است که بیانگر دوره قبل و بعد از شیوع ویروس کووید ۱۹ می‌باشد.

ارزش متغیر مجازی D^{COVID} بعد از ۱دسامبر ۲۰۱۹ (زمانی که کووید ۱۹ به عنوان یک بیماری همه‌گیر اعلام شد) برابر با یک می‌باشد (D=1) و در غیر این صورت برابر صفر (D=0) خواهد بود. لذا بر این اساس و بر مبنای مدل (۶)، رفتار گله‌ای در دوران قبل از شیوع ویروس کووید ۱۹ (از ابتدای ژانویه سال ۲۰۱۹ تا دسامبر ۲۰۱۹) بر اساس مدل (۷) برآورد می‌گردد:

$$CSAD_t = \beta_0 + \beta_2|R_{m,t}| + \beta_4(R_{m,t})^2 \quad (۷)$$

و بررسی رفتار گله‌ای در دوران بعد از کووید ۱۹ (از دسامبر ۲۰۱۹ تا دسامبر ۲۰۲۱) بر اساس مدل (۸) انجام می‌شود:

$$CSAD_t = \beta_0 + \beta_1|R_{m,t}| + \beta_3(R_{m,t})^2 \quad (۸)$$

در صورتی که β_3 منفی بوده و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار باشد، بیانگر وجود رفتار گله‌ای در بازار رمزارزها پس از شیوع ویروس کووید ۱۹ بوده و در مقابل، β_4 منفی و معنی‌دار بیانگر وجود رفتار گله‌ای در بازار رمزارزها پیش از شیوع کووید ۱۹ می‌باشد.

۳. بررسی رفتار گله‌ای در بازار صعودی (گاوی) و نزولی (خرسی)

همان گونه که بیان گردید یکی دیگر از اهداف پژوهش حاضر این است که بررسی شود آیا رفتار گله‌ای در بازارهای صعودی (گاوی) و نزولی (خرسی) متقارن است یاخیر؟ اصطلاح گاو و خرس برای تفسیر

1. Gebka & Wohar
2. Klein

روند بازارهای مالی به کار برده می‌شود و به‌طور کلی به معنای بازه زمانی است که در بازار، قیمت‌ها دچار تغییر شوند و روند بازار جهت صعودی یا نزولی داشته باشد، چاوت و پاتر[1] (۲۰۰۰). از این رو، هنگامی که قیمت‌ها رو به افزایش باشند، مجموع حرکات بازار، روندی با شیب مثبت را ایجاد می‌کند که به آن روند صعودی گفته می‌شود و در مقابل، وقتی که قیمت ها رو به کاهش هستند نیز روندی با شیب منفی ایجاد می‌شود که به آن روند نزولی می‌گویند. بنابراین قیمت‌ها در طول دوره خرسی عموماً کاهشی است، درحالی که در طول دوره گاوی با افزایش قیمت مواجه هستیم، کندلون و همکاران[2] (۲۰۱۲). به منظور بررسی وضعیت رفتار گله‌ای در این دو وضعیت متفاوت بازار، مدل (۹) تصریح می‌گردد:

$$CSAD_t = \beta_0 + \beta_1 (1-D) \left| R_{m,t} \right| + \beta_2 D \left| R_{m,t} \right| + \beta_3 (1-D) (R_{m,t})^2 + \beta_4 D (R_{m,t})^2 + \varepsilon_t \quad (۹)$$

D یک متغیر مجازی می باشد که بیانگر وضعیت صعودی یا نزولی بازار است. بازارهای صعودی و نزولی رمزارزها، بر اساس تغییرات شاخص کل (TOTAL) در دوره مورد بررسی مشخص می‌گردد. ارزش متغیر مجازی D در شرایط نزولی (خرسی) بازار رمزارزها برابر یک (D = 1) و در غیر این صورت در بازار صعودی (گاوی) برابر صفر (D = 0) خواهد بود. لذا می‌توان رفتار گله‌ای رمزارز مورد بررسی در بازار نزولی را بر اساس مدل (۱۰) بررسی نمود:

$$CSAD_t = \beta_0 + \beta_2 \left| R_{m,t} \right| + \beta_4 (R_{m,t})^2 + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

و به همین ترتیب، رفتار گله‌ای رمزارزها در بازار صعودی بر اساس مدل (۱۱) مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$CSADt = \beta_0 + \beta_1 \left| R_{m,t} \right| + \beta_3 (R_{m,t})^2 + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

بر این اساس، در صورتی که β_4 منفی بوده و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار باشد، بیانگر رفتار گله‌ای در وضعیت نزولی بازار (بازارخرسی) بوده و در مقابل، β_3 منفی و معنی‌دار بیانگر وجود رفتار گله‌ای در وضعیت صعودی بازار رمزارزها (بازارگاوی) می‌باشد.

برآورد مدل و ارائه نتایج

همان گونه که در بخش (۴-۱) توضیح داده شد، ابتدا با استفاده از معادله شماره (۴) مقدار انحراف استاندارد مقطعی برای هر یک از رمزارزهای منتخب در دوره زمانی مورد بررسی به دست آمده و سپس با استفاده از این مقادیر، مدل‌های شماره (۵)، (۷)، (۸)، (۱۰) و (۱۱) به ترتیب به منظور بررسی رفتار گله‌ای در کل دوره زمانی، دوره قبل و بعد از همه‌گیری کووید-۱۹، در دوره صعودی و نزولی بازار برآورد می‌گردند. به منظور تخمین معادلات در این مرحله، ابتدا آزمون ایستایی متغیرها انجام می‌گردد. بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های حداقل مربعات تعمیم یافته دیکی فولر (DF-GLS) و آزمون ریشه واحد Ng-Perron،

1. Cauvet and Potterh
2. Candelon et al

متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد ایستا بوده و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد تائید نمی‌گردد.

۱. بررسی رفتارگله‌ای در کل دوره زمانی، دوره زمانی قبل از همه گیری کووید-۱۹ و بعد از همه‌گیری کووید ۱۹

به منظور بررسی وجود یا عدم وجود رفتارگله‌ای در بین معامله‌گران رمزارزهای مورد بررسی در بازار رمزارزها، در کل دوره زمانی مورد بررسی (ژانویه ۲۰۱۹ تا دسامبر ۲۰۲۱)، در دوران قبل از شیوع کووید-۱۹ (۱ ژانویه ۲۰۱۹ تا ۱۰ دسامبر ۲۰۱۹) و بعد از شیوع کووید- ۱۹ (۱۱ دسامبر ۲۰۱۹ تا دسامبر سال ۲۰۲۱) به ترتیب مدل های (۵)، (۷) و (۸) برآورد می گردند. جدول (۱) نتایج برآورد هر مدل در دوره زمانی مربوطه را نشان می‌دهد.

جدول ۱: نتایج بررسی وجود رفتار گله‌ای در کل دوره زمانی، دوره قبل و بعد از شیوع کووید- ۱۹

کل دوره زمانی (مدل ۵)

	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Coef.	۰,۵۵۱۶	۰,۴۳۰۶	-۰,۴۸۷۹		
Std. Err.	۰,۰۳۶۸	۰,۰۵۷	۰,۰۲۶۹		
$P-value$	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰		

دوره قبل از شیوع کووید- ۱۹ (مدل ۷)

	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Coef.	۰,۳۸۲۱	-	۰,۵۴۹۰	-	-۰,۲۳۱۵
Std. Err.	۰,۰۳۱۵	-	۰,۰۴۰۷	-	۰,۸۹۲۳
$P-value$	۰,۰۰۰۰	-	۰,۰۰۰۰	-	۰,۷۹۵

دوره بعد از شیوع کووید- ۱۹ مدل (۸)

	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Coef.		۰,۰۵۴۵	-	-۰,۸۵۸۴	-
Std. Err.	۰,۱۹۹۸	۰,۰۱۱۵	-	۰,۱۲۹۴	-
$P-value$	۰,۰۰۸	۰,۰۰۰۰	-	۰,۰۰۰۰	-

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج برآورد در دوره زمانی کل نشان می‌دهد که ضریب متغیر β_2 منفی بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار است. این وضعیت نشان دهنده وجود رفتار گله ای قوی در سراسر بازار طی دوره مورد مطالعه بوده و به این معنی است که در این دوره، سرمایه‌گذاران، عملکرد بازار را دنبال

می‌کنند. این نتیجه با مطالعه روبانی[1] (۲۰۲۰)، بالیس و دراکوسز[2] (۲۰۲۰)، کیشر و استوکل[3] (۲۰۲۰)، بوری و همکاران[4] (۲۰۱۹)، یاروویا و همکاران[5] (۲۰۲۱) همخوانی دارد که وجود رفتار گله‌داری در بازار رمزارزها را نتیجه گرفته اند. اما با نتیجه استوریانیس و بابالوس[6] (۲۰۱۹) مبنی بر عدم وجود رفتار گله‌ای در این بازار، متفاوت می باشد.

کیشر و استوکل (۲۰۲۰) نیز نتیجه گرفته‌اند که رفتار گله‌ای در بازار ارزهای دیجیتال با هجوم سرمایه‌گذاران غیر منطقی به سمت معامله رمزارزهایی نظیر بیت کوین توصیف می‌شود. باید توجه داشت که اکثر مطالعات انجام شده در این زمینه، بیان می‌دارند که وجود رفتار گله‌ای در بازار رمزارزها باید بازنگری شود و البته اصلاحات لازم ممکن است منجر به زیان شدید در ثروت گردد، جیمراه (۲۰۲). همان گونه که نتایج جدول (۱) در رابطه با برآورد مدل (۸) نشان می‌دهد، ضریب β_3 در دوره همه‌گیری کووید- ۱۹ نیز منفی بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار است و لذا می‌توان نتیجه گرفت که رفتار گله‌ای در طول دوره Covid-19 وجود دارد. بنابراین می‌توان بیان نمود که سرمایه‌گذاران در بازار رمزارزها، در طول همه گیریCOVID-19 بدون اعمال دقت و تحلیل های لازم، تمایل به تقلید از تصمیمات معاملاتی سایر سرمایه‌گذاران دارند. این نتیجه مطابق با مطالعه روبانی (۲۰۲۰) می‌باشد که حضور رفتار گله‌ای در بازار کریپتو در طول همه‌گیری COVID-19 را تایید می‌نماید. در حالی که این نتیجه بر خلاف نتیجه به دست آمده توسط یاروویا (۲۰۲۱) می‌باشد که بیان می‌کنند در طی دوره همه‌گیری COVID-19 رفتار گله‌ای در بازارارزهای دیجیتال (کریپتو) تشدید نشده است. لازم به ذکر است که مطالعه ایشان بر اساس داده‌های دوره زمانی ۱ ژانویه ۲۰۱۹ تا ۱۳ مارس ۲۰۲۰ انجام گردیده، در حالی که COVID-19 اولین بار در دسامبر ۲۰۱۹ شناسایی شد و سازمان بهداشت جهانی (WHO) در ۱۱ مارس ۲۰۲۰ آن را یک بیماری همه‌گیر اعلام کرد. بنابراین تنها حدود ۴ ماه از دوره زمانی مورد مطالعه یاروویا و همکاران (۲۰۲۱) در طول دوره همه‌گیری COVID-19 بود و لذا ممکن است این مورد، دلیل عدم تایید رفتار گله‌ای در طی دوران همه‌گیری کووید- ۱۹ در این مطالعه باشد.

نتایج برآورد مدل (۷) نشان می‌دهد که ضریب β_4 در دوره قبل از کووید-۱۹ منفی می‌باشد، اما از لحاظ آماری معنی دار نیست و لذا می‌توان نتیجه گرفت که رفتار گله‌ای در دوره قبل از شیوع کووید-۱۹ در بازار وجود ندارد. لذا بر اساس یافته‌های این بخش از برآورد می‌توان بیان نمود که معامله‌گران رمزارزها، قبل از دوره کووید-۱۹ به طور منطقی تصمیم می‌گرفتند و از تصمیمات سایر سرمایه‌گذاران فعال در این بخش، پیروی نمی‌کردند.

1. Rubbaniy et al
2. Ballis and Drakos's
3. Kaiser et al
4. Bouri et al
5. Yarovaya et al
6. Stavroyiannis and Babalos

۲. بررسی رفتارگله‌ای در دوره صعودی بازار (گاوی) و دوره نزولی بازار (خرسی)

در این بخش به منظور بررسی وجود یا عدم وجود رفتار گله‌ای در بازار نزولی (خرسی) و بازار صعودی (گاوی) ، به ترتیب مدل های (۱۰) و (۱۱) برآورد می‌گردد. همان‌گونه که بیان گردید بدین منظور، کل دوره زمانی مورد بررسی بر اساس بازده مثبت و یا منفی شاخص بازار (TOTAL) ، به ترتیب به دو دوره صعودی و نزولی تقسیم می‌گردد. نتایج تجربی برآورد این مدل‌ها بیان خواهد نمود که آیا رفتار گله‌ای در بازار رمزارزها، تحت روندهای مختلف بازار حالت متمایزی از خود نشان می‌دهد یا خیر؟ جدول شماره (۲)، نتایج بررسی مدل‌های مذکور را نشان می‌دهد.

جدول ۲. نتایج بررسی وجود رفتار گله‌ای در بازار نزولی (خرسی) و بازار صعودی (گاوی)

بازار نزولی (مدل ۱۰)

	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Coef.	۰,۶۸۰۵	-	۰,۹۱۴۷	-	-۰,۲۳۲۷
Std. Err.	۰,۲۹۱۲	-	۰,۰۷۰۳	-	۰,۲۷۵۳
$P-value$	۰,۰۲۰	-	۰,۰۰۰۰	-	۰,۳۹۸

بازار صعودی (مدل ۱۱)

	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Coef.	۰,۸۴۴۵	۰,۱۱۸۵	-	-۰,۱۲۱۴	-
Std. Err.	۰,۱۶۴۸	۰,۰۴۶۳	-	۰,۰۳۱۳	-
$P-value$	۰,۰۰۰۰	۰,۰۱۱	-	۰,۰۰۰۰	-

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به منفی و معنی‌دار بودن ضریب β_3 در دوره صعودی، رفتار گله‌ای در بازار صعودی به‌طور معنی‌داری تایید می‌شود، درحالی که ضریب β_4 در بازار نزولی منفی اما بی‌معنی است. این نتیجه بیان می‌دارد در دوره‌های صعودی بازار که قیمت رمزارزها به طور پیوسته در حال افزایش است، سرمایه‌گذارانی که در رمزارزها معامله می‌کنند، تمایل دارند تا به طور مشابه با سایرین، رفتار کنند. این یافته ها با مطالعه استورویانیس و بابالوس[1] (۲۰۱۹)، بالیس و دراکوسز[2] (۲۰۲۰)، روبانی[3] (۲۰۲۰) همخوانی دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر، رفتار گله‌ای معامله‌گران برترین رمزارزها بر اساس ارزش بازار شامل بیت کوین، اتریوم، تتر و ریپل، در طی پنج دوره فرعی مجزا مورد بررسی قرار گرفته است. این پنج دوره شامل کل دوره زمانی (ژانویه ۲۰۱۹ تا دسامبر ۲۰۲۱)، قبل از شیوع کووید-۱۹ (۱ ژانویه ۲۰۱۹ تا ۱۰ دسامبر ۲۰۱۹)، بعد از شیوع کووید- ۱۹ (۱۱ دسامبر ۲۰۱۹ تا دسامبر سال ۲۰۲۱)، دوره صعودی

1. Stavroyiannis and Babalos
2. Ballis and Drakos's
3. Rubbaniy et al

(گاوی) و دوره نزولی (خرسی) بازار رمزارزها می‌باشد. صعودی یا نزولی بودن بازار در طی دوره زمانی مورد مطالعه بر اساس تغییرات شاخص کل TOTAL بازار رمزارزهای مشخص می‌گردد.

به منظور آزمون تجربی برای تعیین وجود یا عدم وجود رفتار گله‌ای در دوره‌های مذکور از روش پراکندگی مطلق مقطعی(CSAD) معرفی شده توسط چانگ و همکاران (۲۰۰۰) و تکنیک حداقل مربعات معمولی استفاده شده است. نتایج برآورد مدل در کل دوره زمانی مورد بررسی، بیانگر شواهدی از وجود رفتار گلهای در کل دوره مورد مطالعه می‌باشد و به این معنی است که در این دوره، سرمایه‌گذاران، عملکرد بازار را دنبال می‌کنند. این نتیجه با مطالعه بوری و همکاران[1] (۲۰۱۹)، روبانی (۲۰۲۰)، بالیس و دراکوسز (۲۰۲۰)، کیشر و استوکل[2] (۲۰۲۰)، یاروویا و همکاران[3] (۲۰۲۱) همخوانی دارد، در حالی که برخلاف نتیجه مطالعه استورویانیس و بابالوس (۲۰۱۹) می‌باشد.

نتایج به دست آمده در رابطه با رفتار گله‌ای در طول دوره همه‌گیری کووید- ۱۹ مطابق با مطالعه روبانی[4] (۲۰۲۰)، رفتار گله‌ای در بازار کریپتو در طول همه‌گیری COVID-19 را تایید می‌نماید. درحالی که این نتیجه بر خلاف مطالعه یاروویا و همکاران[5] (۲۰۲۱) می‌باشد که بیان می‌کنند در طی دوره همه‌گیری COVID-19رفتار گلهای در بازارارزهای دیجیتال (کریپتو) تشدید نشده است. در مقابل، نتایج نشان دهنده این است که رفتار گله‌ای در دوره قبل از کووید-۱۹ معنی دار نیست. بر این اساس می‌توان بیان نمود که معامله‌گران ارزهای منتخب در بازار، قبل از دوره کووید-۱۹ به طور منطقی تصمیم می‌گرفتند و از تصمیمات سایر سرمایه‌گذاران فعال در این بخش، پیروی نمی‌کردند.

نتایج برآورد مدل‌ها نشان می‌دهد که رفتار گله‌ای در بازار صعودی (گاوی) به طور معنی‌داری تایید می‌شود، در حالی که وجود این رفتار در بازار نزولی (خرسی) معنی‌دار نیست. این نتیجه بیان می‌دارد تنها در دوره‌های صعودی بازار که قیمت رمزارزها به طور پیوسته در حال افزایش است، معامله گران ارزهای منتخب تمایل دارند تا به طور مشابه با سایرین، رفتار کنند. این یافته ها با مطالعه استورویانیس و بابالوس[6](۲۰۱۹)، بالیس و دراکوسز[7] (۲۰۲۰) و روبانی (۲۰۲۰) همخوانی دارد.

وجود رفتار گله‌ای در کل دوره مورد بررسی، بازار صعودی و در طی دوره همه‌گیری کووید- ۱۹نشان دهنده ناکارآیی در بازار بوده و سطح بالاتری از ریسک و نوسان را ایجاد می‌کند. نتایج این مطالعه می‌تواند به سرمایه‌گذاران، تنظیم‌کننده‌های بازار و سیاست‌گذاران بازار رمزارزها کمک نماید تا درک بیشتری از جهت گیری رفتار گله‌ای در طی دوره‌های بحرانی نظیر همه‌گیری کووید- ۱۹ به‌دست آورده و در شرایط عدم اطمینان تصمیمات مناسب‌تری بگیرند. از سوی دیگر، با توجه به تایید وجود رفتار گله‌ای در این بازار،

1. Bouri et al
2. Kaiser and Stöckl
3. Yarovaya et al
4. Rubbaniy et al
5. Yarovaya et al
6. Stavroyiannis and Babalos
7. Ballis and Drakos's

می‌توان گفت سرمایه‌گذاران احساسات خود را به معاملات منعکس نموده و لذا نقش اساسی در نوسانات دارند. با توجه به این موضوع، بررسی انواع رفتارهای سرمایه‌گذاران و چگونگی تاثیرپذیری بازارهای مالی در واکنش به این احساسات، جالب توجه بوده و می‌تواند بر تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران نیز موثر باشد. بر همین اساس، سرمایه‌گذاران می‌توانند از ابزارهای تجزیه و تحلیل رفتارها برای اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری آگاهانه‌تر استفاده نموده و پورتفوی خود را با توجه به حرکت شاخص‌های رفتاری مختلف تنظیم نمایند. همان‌گونه که بیان گردید دوره زمانی مطالعه حاضر از ابتدای ژانویه ۲۰۱۹ تا پایان ۲۰۲۱ انتخاب شده است. در همین راستا پیشنهاد می‌گردد پژوهش‌های آتی رفتارهای گله‌ای در بازار رمزارزها را در دوره‌های زمانی متفاوت و نیز برای نمونه بزرگ‌تری از ارزهای دیجیتال (و یا در سایر بازارهای مالی) بررسی نمایند. همچنین بررسی شاخص‌های مختلف رفتاری سرمایه‌گذاران در این بازار پیشنهاد می‌گردد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

References

Albulescu, C. (2020). “Covid-19 and the United States financial markets volatility”. *Finance Research Letters, 38*. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101699

Ali, Sh; Baloch, M; Ahmed, N; Ali, A; & Iqbal, A. (2020). “The out break of coronavirus Disease 2019 (COVID-19) an emergine global health threat”. *Journal of Infection and public Health, 13*(4), 644_646. https://doi.org/10.1016/jiph.2020.02.033

Ashraf, B.N. (2020). “Economic impact of government interventions during the COVID-19 Pandemic: International evidence from financial markets”. *Journal of Behavioral and Experimental Finance, 27*. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100371

Balcilar, M; Demirer, R. (2015). “Impact of global shocks and volatility on herd behaviour in an emerging market: evidence from Borsa Istanbul”. *Emerging Markets Finance Trade, 51*, 140–159.

Ballis, A; Drakos, K. (2019). “Testing for herding in the cryptocurrency market”. *Finance Research Letters*, https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.06.008

Banerjee, A. V. (1992). “A simple model of herd behavior”. *Quarterly Journal of Economics, 107*, 797–817.

Ben Mabrouk, H; Litimi, H. (2018). “Cross herding between American industries and the oil market”. *The North American Journal of Economics and Finance*, 45, 196_205. https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.02.009

Bikhchandani, S; & Sharma, S. (2000). “Herd Behavior in Financial Markets”. *Journal of Consumer policy*, *47*(3), 279-310. https://doi.org/10.2307/3867650

Bikhchandani, S; Hirshleifer, D; & Welch, I. (1992). “A theory of fads, fashion, custom, and cultural change as informational cascades”. *Journal of Political Economy*, 100, 992–1026.

Bouri, E; Gupta, R; Roubaud, D. (2019). “Herding behaviour in cryptocurrencies”. *Finance Research Letters 29,* 216_221.

Candelon, B; Ahmed, J; & Straetmans, S. T. M. (2012). “Predicting and capitalizing on stock market bears in the US”. *Maastricht research school of Economics of Technology and Organizations.*

Chang, E. C; Cheng, J. W; & Khorana, A. (2000). “An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective”. *Journal of Banking & Finance, 24*(10), 1651-1679. doi: 10.1016/S0378-4266(99)00096-5.

Chauvet, M; & Potter, S. (2000). “Coincident and leading indicators of the stock market”. *Journal of Empirical Finance*, 7(1), 87-111.

Chiang, T. C; & Zheng, D. (2010). “An empirical analysis of herd behavior in global stock markets”. *Journal of Banking & Finance, 34*(8), 1911_1921.

Christie, W. G; & Huang, R. D. (1995). “Following the pied piper: Do individual returns herd around the market*?" Financial Analysts Journal, 51*(4), 31-37. doi: 10.2469/faj. v51.n4.1918.

Coskun, E; Lau, H; & Kahyaoglu, C. K. M. (2020). “Uncertainty and herding behavior: Evidence from cryptocurrencies”. *Research in International Business and Finance, 54*. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101284

Demir, E; Bilgin, M. H. Karabulut, G; & Canshin Doker, A. (2020). “The relationship between cryptocurrencies and COVID-19 Pandemic”. *Eurasian Economic Review, 10*, 349_360. https://doi.org/10.1007/s40822-020-00154-1

Economou, F; Hassapis, N; Philippas, C. (2018). “Investor’s fear and herding in the stock market”. *Applied Economics, 50*, 3654-3663. https://doi.org/1001080/00036846.2018.1436145

EL Montasser, G; Charfeddine, L; Benhamed, A. (2021). “COVID-19, Cryptocurrencies bubbles and digital market efficiency: Sensitivity and Similarity analysis”. *Finance Research Letters, 46*. https://doi.org/10.1016/j.frl.2021102362

Espinosa, M. C; & Arias, J. (2021). “Covid-19 effect on herding behaviour in European capital markets”. *Finance Research Letters, 38*. https://doi.10.1016/j.frl.2020.101787

Farhadi, H. R; Nadiri, M; Saranj, A; & Tehrani, R. (2021). “Investigating the effect of herd behavior in Iran's economy on the efficiency criteria of the asset pricing model”. *Islamic Economics and Banking Quarterly*, (38), 133-136. (In Persian)

Ferreruela, S; & Mallor, T. (2020). “Herding in the bad times: The 2008 and COVID-19 crises”. *North American Journal of Economics and Finance, 58*. https://doi.org/10.1016/j.najaf.2021.101531

Gebka, B; & Wohar, M. (2013). “International herding: Does it differ across sectors?” *Journal of International Financial Markets Institutions and Money, 23*(1), 55-84. https:// doi: 10.1016/j.intfin.2012.09.003

Gyamerah, S. A. (2021). “COVID-19 pandemic and herding behaviour in cryptocurrency market”. *Applied Finance Letters, 10*, 58_66. https://doi.org/10.24135/afl.v10i.443

Haroon, O; Rizivi, S. (2020). “COVID-19: Media coverage and financial markets behavior- A sectoral inquiry”. *Journal of Behavioral and Experimental Finance, 27*. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100343

Hwang, S; & Salmon, M. (2004). “Market stress and herding”. *Journal of Empirical Finance, 11(4)*, 585–616.

Jiang, R., Wen, C., Zhang, R., Cui, Y. (2022). “Investor’s herding behavior in Asian equity markets during COVID-19 period”. *Pacific-Basin Finance Journal 73.* https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2022.101771

Kaiser, L; Stockl, S. (2019). “Cryptocurrencies: Herding and the transfer currency”. *Finance research Letters (in press),* https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.06.012

Kallinterakis, V; & Wang, Y. (2019). “Do investors herd in cryptocurrencies and why?” *Research in International Business and Finance, 50*, 240_245.

Klein, A. C. (2013). “Time-variations in herding behavior: Evidence from a Markov switching SUR model”. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 26*, 291-304. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2013.06.006.

Kyriazis, N. A. (2020). “Herding behavior in digital currency markets: An integrated survey and empirical estimation”. *Heliyon, 6*(8). https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2020.e04752

Lakonishok, J; Andrei, Sh; & Robert, W. Vishny. (1992). “The Impact of Institutional Trading on Stock Prices”. *Journal of Financial Economics*, 32: 23–43.

Litimi, H; Bensaida, A; & Bouraoui, O. (2016). “Herding and excessive risk in the American stock market: a sectorial analysis”. *Research in international Business and Finance, 38*, 6_21.

Mandaci, P; & Cagli, E. (2022). “Herding intensity and volatility in cryptocurrency markets during the COVID-19”. *Finance Research Letters,46.* https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102382

Maouchi, Y; Charfeddine, L; & EL Montasser, G. (2021). “Understanding digital bubbles amidst the COVID-19 pandemic: Evidence from DeFi and NFTS”. *Finance Research Letters, 47*.

https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102584

Minf, E; & Jarboui, A. (2021). “COVID-19, bitcoin market efficiency, herd behaviour”. *Review of Behavioral Finance*. https://doi.org/10.1108/RBF-09-2020-0233

Mobarek, A; Mollah, S; & Keasey, K. (2014). “A cross-country analysis of herd behavior in Europe”. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 32*, 107_127.

Minf, E; & Jarboui, A. (2021). “COVID-19, bitcoin market efficiency, herd behaviour”. *Review of Behavioral Finance*. https://doi.org/10.1108/RBF-09-2020-0233

Monge, S. (2023). “Lifting COVID-19 mitigation measures in spain”. *Enfermedades Infecciosas y Microbiologia clinica, 41,* (1), 11_17.

Rubbaniy, G; Polyzos, S; Rizvi, S. K. A; & Tessema, A. (2021). “COVID-19, Lockdowns and herding towards a cryptocurrency market-specific implied volatility index”. *Economics Letters, 207*. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2020.110017

Scharfstein, D; & Stein, J. (1990). “Herd Behavior and Investment”. *American Economic Review, 80*, 79_465.

Shehzad, Kh; Bilgili, F; Zaman, U; Kocak, E; & Kuskaya, S. (2021). “Is gold favourable than bitcoin during the COVID-19 out break? Comparative analysis through wavelet approach”. *Resources Policy, 73*. https://doi.org/10.1016/resourpol.2021.102163

Shiller, R. (1987). “Investor Behavior in the october 1987 Stock Market Crash: Survey Evidence”. *National Bureau of Economic Research, 2446*.

Stavroyianniis, S; & Babalos. V. (2019). “Herding behavior in cryptocurrencies revisited: Novel evidence from a TVP model”. *Journal of Bebavioral and Experimental Finance, 22*, 57_63.

Ulussever, T; & Demir, R. (2017). “Investor herds and oil prices evidence in the Gulf cooperation council (GCC) equity markets”. *Central Bank Review 17*, 77_89. https://dx.doi.org/10.1016/j.cbrev.2017.08.001

Vidal, T. D; Ibanez, A.M; & Farinos, J.E. (2019). “Herding the currency market: CSSD and CSAD approaches”. *Finance Research Letters, 30,* 181_186.

Wang et al. (2021). "COVID-19 inearly 2021: Current status and looking forward”. https://doi.org /10.1038/S41392-021-00527-1

Yarovaya, L; Matkovskyy, R; & Jalan, A. (2021). “The effects of a “black swan” event (COVID-19) on herding behavior in cryptocurrency markets: Evidence from cryptocurrency USD, EUR, JPY and KRW markets”. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money, 75*(4). https://doi.org/10.1016/j.intfin.2021.101321.

Youssef, M; & Molni, k. (2018). “On the effect of herding behavior on dependence structure between stock markets: Evidence from GCC countries”. *Journal of Behavioral and Experimental Finance, 20,* 52_63. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2018.07.003

Youssef, M. (2020). “Asymmetric effect of oil prices on herding incommodity markets”. https://doi.org/101108/MF-01-2020-0028

Zaremba, A; Kizys, R; & Aharan, D. (2021). “Volatility in International Sovereign Bond Markets: The role government policy responses to the COVID-19 pandemic”. *Finance Research Letters, 43*. https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102011

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can’t change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال سیزدهم، شماره چهل و هشتم، بهار ۱۴۰۴
صفحات ۷۴-۴۹

مقاله پژوهشی

بررسی انتقال ریسک بین بیت کوین، طلا، دلار و شاخص کل بورس اوراق بهادار در ایران و در حضور ریسک ژئوپلیتیک با استفاده از رهیافت TVP-VAR[1]

وحید امیدی[2]، نگین مقصودی[3]

تاریخ دریافت:۱۴۰۲/۱۲/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۴

چکیده

بروز ریسک‌های متعدد در سطح داخلی و بین المللی موجب می‌شود که از سویی نیاز به سیاست گذاری جهت مقابله با این ریسک‌ها برای سیاستگذار و از سوی دیگر، تغییر در پورتفوی بهینه برای سرمایه‌گذار بیشتر احساس شود. به علاوه در طی این شرایط، یافتن دارایی امن اهمیت زیادی پیدا می کند. هدف از مطالعه حاضر یافتن دارایی های امن و بررسی انتقال ریسک میان دارایی ها در حضور ریسک ژئوپلیتیک است. از این رو، در این مطالعه انتقال ریسک بین دارایی‌های طلا، دلار، بیت کوین و شاخص کل در حضور ریسک ژئوپلیتیک در دوره زمانی ۲/۸/۲۰۲۱ لغایت ۲۱/۱۰/۲۰۲۳ و با استفاده از رهیافت TVP-VAR به منظور شناسایی دارایی امن پرداخته شده است. نتایج پژوهش نشان‌دهنده آن است که دارایی طلا به عنوان امن‌ترین دارایی پورتفوی بوده و توانسته است بر کل شبکه و دیگر دارایی‌های پورتفوی اثرگذار باشد.

واژگان کلیدی: دارائی‌های امن، انتقال ریسک، نا اطمینانی، ریسک ژئوپلیتیک، الگوی TVP-VAR.
طبقه‌بندی موضوعی: *G11، G15، G00.*

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/jfm.2024.46564.2906

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران. نویسنده مسئول. Email:v.omidi@qom.ac.ir
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران. Email:Neginmaghsoudi91@gmail.com

مقدمه

با توجه به عوامل تأثیرگذار بر اقتصاد، نا اطمینانی‌های ایجاد شده بر تصمیمات سرمایه‌گذاران برای تشکیل پرتفوی بهینه و خرید یک دارایی، اثرگذار هستند. دلایل فراوانی برای نااطمینانی‌ها در اقتصاد قید شده است (حیدری، بشیری.۱۳۹۱) و در دنیای امروز، نا اطمینانی‌ها رفتار عوامل اقتصادی در فضای تصمیم گیری را تحت شعاع قرار می‌دهد. (حیدر پور و پور شهابی، ۱۳۹۱) دراین میان، کینز معتقد است که سرمایه‌گذاران در شرایط نا اطمینانی، با توجه به شهود و غرایز خود عمل می‌کنند و چنانچه انتظارات به‌صورت منطقی نباشد، باعث اخذ تصمیمات اشتباه می‌شود. وی برای رفتار سرمایه‌گذاران که از اخبار، شایعات و نا اطمینانی‌ها تأثیر می‌پذیرند، با عنوان روح حیوانی یاد می‌کند. در این صورت سرمایه گذاران به عاملی برای نوسانات موجود در بازارهای مالی و بی‌ثباتی‌های اقتصادی معرفی می شوند. برای کاهش آثار بی‌ثباتی اقتصادی پیش آمده، مداخلات دولتی همچون تنظیم بازارهای مالی و محدودسازی‌های لازم پیشنهاد شده است. به علاوه تصمیمات سرمایه گذاران علاوه بر نا اطمینانی، به میزان ریسک‌پذیری آنان نیز بستگی دارد (قلی زاده و کمیاب، ۱۳۹۴) . از عوامل بروز نا اطمینانی برای سرمایه‌گذاران می‌توان به تورم و بی‌ثباتی در رشد اقتصادی، منازعات بین‌المللی و بی‌ثباتی‌های سیاسی و اجتماعی اشاره کرد. برای نمونه، در شرایط اعلام شیوع ویروس کرونا، نیاز بیشتری به یافتن پرتفوی بهینه، دارایی‌های امن و اتخاذ تصمیمات مناسب‌تری به هنگام نا اطمینانی‌ها برای پوشش ریسک و مدیریت آن احساس شد. لذا در شرایط وقوع نا اطمینانی سرمایه‌گذار مایل است که به دارایی‌های امن[1] برای حفظ ثروت خود پناه برد و خود را از این نااطمینانی‌ها برهاند و تنوع پرتفوی به سرمایه‌گذاران این امکان را می‌دهد تا ریسک‌ها و زیان‌های حاصله از شرایط نا اطمینانی را کاهش دهند. (باور و همکاران[2]، ۲۰۱۲) به‌علاوه ازآنجاکه عایدی یک دارائی می‌تواند ضرر دارائی دیگر را جبران نماید، سرمایه‌گذاران با تشکیل پرتفوی، برآنند تا نسبت به شرایط بازار دارائی‌ها، دانش بیشتری کسب نمایند و مجموعه‌ای متنوع از دارائی‌ها را نگه‌داری می‌نمایند تا به نرخ بازده مطلوب خود دست یابند. در این تحقیق سعی شده است که از بین دارایی‌های امن موجود در فضای اقتصاد ایران، به بررسی چهار گزینه سرمایه‌گذاری ازجمله طلا، دلار، بیت کوین و شاخص کل بورس پرداخته شود. ازآنجاکه در شرایط نا اطمینانی، سرمایه‌گذاری که متحمل ریسک می‌شود، باید علاوه بر توجه به ریسک خود دارایی، به انتقال ریسک میان دارایی‌های منتخب نیز توجه نماید، لذا مفهوم ریسک و انتقال آن موضوعیت پیدا می‌کند. در این شرایط سرمایه‌گذار نیازمند شناسایی دارایی‌های امن و تشکیل پرتفوی بهینه است به‌طوری‌که میان دارایی‌های منتخب، همبستگی منفی و یا عدم همبستگی و حتی همبستگی ضعیف و عدم تأثیرپذیری از دیگر دارایی‌ها به جهت کاهش زیان پرتفوی، وجود داشته باشد. (باور و همکاران، ۲۰۱۲. یاتی[3]، ۲۰۲۲) اهداف این پژوهش به دو بخش تقسیم می‌شود. در ابتدا با بررسی دارایی‌های غیر همنوع، اقدام به شناسایی ارتباط میان دارایی‌ها نموده و در ادامه با افزودن شاخص ریسک ژئوپلیتیک به

1. Safe-haven assets
2. Baur et al.
3. Yatie

مدل، مجدداً امن‌ترین دارایی پرتفوی بررسی می‌شود. درنهایت چهار دارایی معرفی‌شده رتبه‌بندی و پیشنهادهای مقتضی را ارائه داده می‌شود. نوآوری پژوهش حاضر به چند قسم تقسیم می‌شود: ۱) بررسی دارائی امن با در نظرگرفتن ریسک ژئوپلیتیک تاکنون صورت نگرفته است. ۲) رویکرد مورد استفاده در پژوهش جز رویکردهای نوین است. ۳) در مدل مورد استفاده در دو حالت آنی و باوقفه می‌توان دارائی امن را بررسی نمود.

در ادامه، ساختار پژوهش بدین شرح است: بخش اول، متعلق به مبانی نظری مطالعه است. بخش دوم، مطالعات تجربی ذکر شده است و در بخش سوم، نتایج برآورد مدل تجزیه و تحلیل شده است. بخش چهارم، به نتیجه گیری و ارائه توصیه‌ها پرداخته شده است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در زمان بروز نا اطمینانی، تصمیم‌گیری برای تشکیل پرتفوی و انتخاب دارائی‌ها به دو معیار ریسک و بازدهی بستگی دارد. (قلی زاده و کمیاب، ۱۳۹۴) در این شرایط سرمایه‌گذاران به دارائی امن روی می‌آورند. به جهت مدیریت منابع و نحوه تخصیص آن‌ها به انواع دارایی‌ها در شرایط افزایش نا اطمینانی، نقش هر دارایی به‌صورت متفاوتی بوده و در این میان، بررسی این دارائی‌ها به سرمایه‌گذاران اجازه خروج از شرایط نا اطمینانی را می‌دهد. وجود این‌چنین دارائی‌ها در پرتفوی امکان غلبه بر زیان‌های محتمل را برای فعالان فراهم می‌آورد (کلین و همکاران[1]، ۲۰۱۸). در ادامه سازوکار اثرگذاری/اثرپذیری دارائی‌ها و ریسک ژئوپلیتیکی بررسی خواهد شد.

طلا

مطالعات در حوزه طلا فراوان و نسبت به یکدیگر متمایزند. از یک‌سوی طلا به‌عنوان دارائی امن و پوشش‌دهنده ریسک معرفی می‌شود و از سوی دیگر دارائی امن و پوشش‌دهنده ریسک عنوان نمی‌شود. طلا در زمان وقوع افزایش ریسک ژئوپلیتیک می‌تواند به‌صورت دارایی امن عمل نماید (نگو و همکاران[2]، ۲۰۲۴). چراکه دارائی طلا با ضریب بتای صفر است و ریسک سیستماتیک را منعکس نمی‌سازد و بدین دلیل سرمایه‌گذاران به خرید این دارایی در زمان نا اطمینانی‌ها اقبال فراوان دارند (زیمرمن و مک کوین[3]، ۲۰۰۶) طبق مطالعات انجام‌شده باور و لوسی[4] (۲۰۱۰) ، طلا به‌طور متوسط می‌تواند در برابر سهام، دارائی امن شناخته شود. طی مطالعات انجام‌شده در یازده کشور در مورد فلزات گران‌بها، طلا به‌عنوان بهترین دارائی امن در برابر سهام انگلستان، آلمان و ایتالیا بوده است.(لی و لوسی[5]، ۲۰۱۷). به‌علاوه وابستگی متوسط

1. Klein et al.
2. Ngo et al.
3. McCown & Zimmerman
4. Baur & Lucey
5. Li & Lucey

مثبت و معنی‌داری میان کاهش ارزش طلا و دلار موجود است و طلا می‌تواند در مقابل تغییرات شدید نرخ دلار، به‌صورت دارائی و پناهگاه امن عمل نماید (روبوردو[1]، ۲۰۱۳)؛ به‌طور معمول ارتباط میان طلا و دلار به‌صورت معکوس، منفی و بدون کشش بوده است؛ بنابراین طلا در مقابل نوسانات و ریسک‌های ژئوپلیتیک در مقاطعی به‌صورت پوششی برای دارائی دلار عمل نموده است اما این اقدام بستگی به نگرش‌ها به رخدادهای سیاسی و ... غیرقابل‌پیش‌بینی که در طول زمان تغییر می‌یابند، دارد (بکرز و سوئنن[2]، ۱۹۸۴؛ رول و پوکتوآن‌تونگ[3]، ۲۰۱۱) از سوی دیگر و طبق مطالعه وو و همکاران[4] (۲۰۱۹)، طلا و بیت کوین نمی‌توانند به‌عنوان دارایی امن قوی در برابر نا اطمینانی‌ها عمل نمایند و دارایی بیت کوین به نسبت طلا بیشتر به خطرات ناشی از نا اطمینانی‌ها پاسخ می‌دهد. بازار طلا نیز دارای اثر سرریز به بازار بیت کوین است و ریسک ژئوپلیتیکی انتقال‌دهنده این ریسک است. به‌طوری‌که اثرگذاری به‌صورت کوتاه‌مدت از سوی دارایی طلا آغاز می‌شود و با ریسک ژئوپلیتیک به دارایی بیت کوین انتقال می‌یابد (ژانگ[5]، ۲۰۲۲). طلا در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر پوشش دهندگی ریسک را حفظ می‌نماید (پیردزورچ و همکاران[6]، ۲۰۱۴؛ بارو و میسرا[7]، ۲۰۱۶؛ ساراچ و زرن[8]، ۲۰۱۴). ؛ اما بر طبق مطالعات دیگر، طلا و فلزات گران‌بها در مقایسه با سهام و اوراق قرضه به‌صورت منفی با ریسک‌های ژئوپلیتیک در ارتباط هستند و پوشش محسوب نمی‌شوند.(کولیاس و همکاران[9]، ۲۰۱۳؛ باور و اسمیلز[10]، ۲۰۲۰؛ چسنی و همکاران[11]، ۲۰۱۱؛گوئل و همکاران[12]، ۲۰۱۷) دارائی طلا در ایران به‌عنوان پوشش‌دهنده قوی ریسک برای سهام شناخته‌شده است اما پناهگاه امن برای این دارائی نبوده است. به‌علاوه، طلا در برابر تورم یک دارائی امن محسوب می‌شود اما پوشش‌دهنده ریسک قوی برای تورم نیست و با توجه به سطح بالای تورم در کشور، الزام برای وجود دارائی امن به جهت حفظ ارزش سرمایه افراد وجود دارد و در این میان دارائی طلا می‌تواند این مسئله را برآورده سازد (حسین زاده، ۱۳۹۸).

دلار

با بروز ریسک‌های ژئوپلیتیک، ریسک ارز آن‌چنان افزایش می‌یابد که نیاز به پناهگاهی امن برای این دارائی احساس می‌شود. نوسانات نرخ ارز نسبت به بازده سهام دارای تناسب بالایی است (هاو و ری[13]،

1. Reboredo
2. Beckers & Soenen
3. Pukthuanthong & Roll
4. Wu et al.
5. Zhang et al.
6. Pierdzioch et al.
7. Barro & Misra
8. Saraç & Zeren
9. Kollias et al.
10. Buar & smales
11. Chesney et al.
12. Goel et al.
13. Hau & Rey

۲۰۰۶). به علاوه نوسانات قیمت طلا به نرخ ارز بستگی دارد و بلعکس (ناتاراجان و همکاران[1]، ۲۰۲۱). از اوایل دهه ۲۰۰۰ میلادی قیمت دلار آمریکا تحت تأثیر بازده بازار سهام و ریسک‌های ژئوپلیتیک بوده است و نرخ مبادله دلار به طرز قابل‌توجهی به شوک‌های قیمتی دارایی‌ها پاسخ داده است. طبق مطالعه کروگمن[2] و گلوب[3] (۱۹۸۳) با افزایش قیمت نفت، ثروت صادرکنندگان نفت افزایش‌یافته و نرخ ارز را در کشورهای واردکننده تحت تأثیر قرار داده است. (فراتسشر و همکاران[4]، ۲۰۱۴) همچنین طبق آمار منتشره نرخ تورم از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اعلام نرخ تورم بالاتر از ۴۰ درصد در طی پنج سال اخیر و آثار اقتصادی تحریم‌ها علیه کشور، تحولات بین‌المللی و ریسک حاصل از آن‌ها از کانال دلار بر اقتصاد کشور اثرگذاری داشته است. نوسانات و تغییرات قیمت دلار با وجود ابهام در وضعیت آتی اقتصادی، باعث بروز نا اطمینانی گشته است. گاها این ارز از منظر اقتصاددانان دارائی تلقی نمی‌گردد و تنها دارای کارکردهای پول است اما با توجه به شرایط منطقه‌ای، اقتصادی و سیاسی متفاوت ایران، دلار به‌عنوان دارائی محسوب می‌شود. به علاوه نوسانات ارز دارای ارتباط منفی و معنی‌دار با سرمایه‌گذاری داخلی است (رحیمی زیوار و خداپناه، ۱۳۹۵) و با توجه به وقوع تحریم‌های اقتصادی در دهه ۱۳۹۰، تغییرات نرخ ارز در کشور به میزان محسوسی روی‌داده است.

بیت کوین

بیت کوین جزء شناخته‌شده‌ترین رمز ارزها است که از سویی به دلار آمریکا و از سوی دیگر، به طلا شباهت دارد (دایربرگ[5]، ۲۰۱۶) و به‌عنوان پول کالایی مصنوعی نیز تلقی‌شده است (سلگین[6]، ۲۰۱۵) و می‌تواند به‌عنوان توسعه‌دهنده پرتفوی عمل نمایند. یافته‌ها در مواجه با امن بودن بیت کوین متفاوت است. به‌طوری‌که بر طبق پژوهش‌های برخی از محققان به دلیل اثرپذیری بالای این دارائی از شرایط نا اطمینانی نمی‌تواند نقش پناهگاه امن را بر عهده گیرد (کلین و همکاران، ۲۰۱۸. اسمیلز، ۲۰۱۹) و برای نمونه در دوره همه‌گیری ویروس کرونا و بر طبق پژوهش کانلون و مک گی[7] (۲۰۲۰)، دارائی بیت کوین امن نبوده است (گوسمی و همکاران[8]، ۲۰۱۹؛ چمخا و همکاران[9]، ۲۰۲۱). ازآنجاکه این دارائی تنوع لازم را در برابر سهام ایجاد می‌نماید، می‌تواند به‌عنوان تنوع‌بخش پرتفوی نیز محسوب گردد (بریر و همکاران[10]،

1. Natarajan et al.
2. Krugman
3. Golub
4. Fratzscher et al.
5. Dyhrberg
6. Selgin
7. Conlon & McGee
8. Guesmi et al.
9. Chemkha et al.
10. Briere et al.

۲۰۱۵؛کوربرت و همکاران[1]، ۲۰۱۸؛ فخفخ و همکاران[2]، ۲۰۱۸؛ برودور و همکاران[3]، ۲۰۲۱). سرمایه‌گذاری در طولانی‌مدت بر این دارائی دارای ریسک بالا بوده و این مسئله لزوم پوشش و تنوع‌بخشی به پرتفوی حاوی بیت کوین را آشکار می‌سازد. سرمایه‌گذاران ریسک گریز به ارزهای دیجیتال با بتای ژئوپلیتیکی پایین و منفی رغبت و نیاز بیشتری دارند و خرید این ارزهای دیجیتال بیشترین میزان سود را از ریسک‌های ژئوپلیتیکی برای سرمایه‌گذاران به وجود می‌آورد (لانگ و همکاران[4]، ۲۰۲۲). بیت کوین به‌صورت کوتاه‌مدت در مقابل دلار به‌عنوان پوشش عمل می‌نماید و این مسئله به دلیل رابطه مثبت میان بیت کوین و عدم قطعیت جهانی است (بوری و همکاران[5]، ۲۰۱۸). به‌علاوه پوشش ریسک بیت کوین در دوره زمانی قبل از پاندمی کرونا در قیاس با طلا، ضعیف‌تر بوده است اما برای معاملات کوتاه‌مدت به نسبت طلا بهتر عمل نموده است. برخی از مطالعات نشان‌دهنده آن است که بیت کوین یک دارائی امن و پوشش مناسب در برابر ریسک‌های ژئوپلیتیک بوده است (بوری و همکاران، ۲۰۱۸؛ آیسان و همکاران[6]، ۲۰۱۹).

شاخص کل بورس

طبق قانون بازار اوراق بهادار مصوب سال ۱۳۸۶، فعالیت صندوق‌های سرمایه‌گذاری به‌صورت رسمی در ایران آغاز گردید. در دوره دوازدهم ریاست جمهوری دکتر روحانی، دولت به تشویق آحاد مردم برای سرمایه‌گذاری در بورس پرداخت اما بروز بحران و پس‌ازآن سقوط بازار در تاریخ ۱۹ مرداد ۱۳۹۹ به وقوع پیوست. سیاست حمایت دولت در این برهه جوابگوی این بحران نبوده و نتوانسته آن‌طور که باید از پس معضل پیش‌آمده برآید. در مقابل عنوان می‌شود که بازده سهام در بلندمدت همیشه به‌صورت مثبت است (اوما و موریو[7]، ۲۰۱۴). از منظر برخی محققان وقوع ریسک‌های ژئوپلیتیکی همچون حملات تروریستی ۱۱ سپتامبر و جنگ اوکراین و روسیه، دارای اثرات منفی قابل‌توجهی بر بازده سهام در طی همان روز و روزهای پس از حمله بوده است (پاپاکیریاکو و همکاران[8]، ۲۰۱۹؛کارولوی و مارتل[9]، ۲۰۱۰). در طی دوره درگیری اوکراین و روسیه، ریسک ژئوپلیتیکی حاصل از این رخداد بر سهام اثر منفی داشته است. همچنین افزایش ریسک‌های ژئوپلیتیک باعث کاهش بازده سهام می‌شود و کاهش بازده سهام برای شرکت‌های بزرگ، بیشتر است. ارزش بازار سهام آسیا نیز به نسبت بازار سهام آمریکای شمالی کمتر تحت تأثیر ریسک ژئوپلیتیک قرار می‌گیرد چراکه بازارهای سهام آسیایی بیشتر تحت سلطه بانک‌ها قرار دارند. همچنین بر طبق برخی

1. Corbet et al.
2. Fakhfekh et al.
3. Brodeur et al.
4. Long et al.
5. Bouri et al.
6. Aysan et al.
7. Ouma & Muriu
8. Papakyriakou et al.
9. Karolyi & Martell

مطالعات حملات تروریستی و ریسک ژئوپلیتیکی حاصل از آن‌ها باعث بروز پاسخ‌های قیمتی منفی و معنی‌داری می‌شوند (چسنی و همکاران، ۲۰۱۱؛کولیاس و همکاران، ۲۰۱۳) اما از طرف دیگر، مطالعه گوئل و همکاران (۲۰۱۷) نشان‌دهنده آن است که اثرپذیری منفی بازارهای سهام از ریسک ژئوپلیتیکی، روی نداده است. همچنین برخی تغییرات سهام خارجی به قیمت دارائی‌های ایالات‌متحده اثرگذاری دارد چراکه شوک‌های اساسی را به اقتصاد این کشور منتقل می‌سازد. (فوربس و چن [۱]، ۲۰۰۴؛ صغریان و همکاران [۲]، ۲۰۱۳) به‌علاوه پس از وقوع ریسک‌های ژئوپلیتیکی، بازارهای سرمایه ایالات‌متحده آمریکا، سریع‌تر از بازار سرمایه سایر کشورها بهبود خواهند یافت (چن و سیمز [۳]، ۲۰۰۷) و ازآنجاکه اقتصاد آمریکا یکی از بزرگ‌ترین اقتصادهای جهان است، لذا سایر بازارها بر بازار سهام ایالات‌متحده آمریکا تأثیر معنی‌داری ندارد و ثبات نسبی این بازار در مقابل ریسک‌های ژئوپلیتیک به نسبت سایر کشورها، بالاتر است (ابونوری و تور، ۱۳۹۸). البته در این میان تأثیر ریسک‌های ژئوپلیتیک بر بازارهای سهام نوظهور همچون ایران، قوی‌تر است (آرین و همکاران [۴]، ۲۰۰۸).

ریسک ژئوپلیتیک

تأثیر ریسک‌های ژئوپلیتیکی در طی دوره‌های مختلف بر دارائی‌ها دارای اثرگذاری متفاوتی بوده است و حد آن بستگی به میزان تحولات اقتصادی جهانی داشته است. ریسک ژئوپلیتیک بر نوسانات بازار سهام اثرگذار است و افزایش آن بازده منفی را برای بازار سهام در پی دارد. همچنین افزایش میزان ریسک‌های ژئوپلیتیک باعث کاهش بازده سهام می‌شود. (شایک و همکاران [۵]، ۲۰۲۳؛ کانجیلال و گاش، ۲۰۱۷؛ درانی و همکاران، ۲۰۲۲؛ دمیر و دنیسمان [۶]، ۲۰۲۱؛ مقیره و همکاران [۷]، ۲۰۱۷؛ منسی و همکاران [۸]، ۲۰۱۸؛ نعیم و همکاران [۹]، ۲۰۲۱).

طلا اغلب با افزایش تنش‌های ژئوپلیتیکی همبستگی مثبت داشته است و در زمان نا اطمینانی‌های شدید، اشتیاق برای سرمایه‌گذاری بر این دارائی افزایش یافته چراکه ریسک نهفته در دارائی‌های دیگر را ندارد. طلا لزوماً تحت تأثیر یک بحران افزایش نمی‌یابد و احتمال کاهش بازده و قیمت آن نیز وجود دارد و این مهم بستگی به نوع بحران و ریسک ژئوپلیتیک روی‌داده دارد. به طور مثال طلا در زمان بروز تهاجم اسرائیل به غزه، در طی یک هفته بیش از ۳ درصد افزایش قیمت داشته به‌طوری‌که دارای همبستگی منفی با ریسک سایر دارائی‌ها بوده است و ممکن است تنش‌های ژئوپلیتیکی بر بازده طلا اثرگذار بوده باشد. طلا احتمالا به ریسک‌های ژئوپلیتیکی شدید حتی با کنترل سایر متغیرها، پاسخ می‌دهد به‌طوری‌که اگر شاخص

1. Forbes & Chinn
2. Asgharian et al.
3. Chen & Siems
4. Arin et al.
5. Shaik et al.
6. Demir & Danisman
7. Maghyereh et al.
8. Mensi et al.
9. Naeem et al.

GPR، ۱۰۰ واحد افزایش یابد، بازده طلا در حدود ۲/۵ درصد و به‌صورت مثبت تغییر می‌نماید. چولگی طلا مثبت و با توزیع نامتقارن با دم سمت راست کشیده‌تر است. همچنین طلا دارای همبستگی بالا با GPR است. به علاوه افزایش ریسک‌های ژئوپلیتیکی باعث اثر منفی بر نرخ ارز خارجی می‌شود. برای مثال در طی جنگ اوکراین و روسیه، ارزش روبل روسیه و گریونای اوکراین نیز تحت تأثیر قرارگرفته است و ارز امن در این دوره، دلار آمریکا، فرانک سوئیس و ین ژاپن عنوان گردیده چراکه این ارزها در طی ریسک ژئوپلیتیکی مذکور و تنش‌های آن تقویت‌شده‌اند و از نا اطمینانی‌های حاصل از آن، تأثیر نپذیرفته‌اند (حسین و همکاران[1]، ۲۰۲۴).

پیشینه تجربی

پیشینه داخلی

امیری و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی سه دارائی ارز، سکه طلا و بیت کوین به عنوان پوشش ریسک و پناهگاه امن برای جایگزینی سهام اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های روزانه طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۹ و با استفاده از الگوی STR پرداخته اند. یافته ها بیانگر آن است که به ترتیب سکه طلا و بیت کوین پوشش ریسک ضعیف برای سهام در بورس اوراق بهادار تهران هستند و به عنوان پناهگاه امن قوی معرفی می شوند. همچنین دارائی ارز دارای پوشش ریسک قوی و پناهگاه امن قوی برای سهام اوراق بهادار تهران است.

نعیم زاده و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از مدل رگرسیون چندکی به بررسی نقش طلا و دلار به‌عنوان پناهگاه امن و پوشش ریسک بازار سهام ایران در پاندمی کووید-۱۹ در طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۴۰۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهنده آن است که طلا و دلار آمریکا دارائی مناسبی به‌عنوان پناهگاه امن طی دوره مذکور نبوده‌اند اما قبل از این دوره بررسی متفاوت است. طلا در زمان سقوط بازار سهام در دوره کووید-۱۹ رابطه مستقیمی با بازار سهام داشته است، لذا پوشش ریسک مناسبی نبوده است و دارای رابطه منفی با بازار سهام بوده است اما دارائی دلار به نسبت طلا دارای عملکرد بهتری بوده است.

حسین زاده (۱۳۹۸) به بررسی پوشش و پناهگاه امن طلا در مقابل سهام و تورم در ایران و با استفاده از داده‌های ماهانه در طی دوره ۱۳۷۴-۱۳۹۷ با استفاده از روش STR-GARCH پرداخته است. نتایج حاکی از آن است بازار طلا پوشش ریسک در برابر بازار سهام است اما پناهگاه امن نیست. به‌علاوه، طلا در مقابل تورم پناهگاه امن بوده است اما پوشش ریسک قوی نبوده است.

سزاوار و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH) به بررسی ساختار همبستگی شرطی میان بازارهای نفت، ارز، طلا، مسکن و سهام در اقتصاد ایران و در طی دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۵ پرداخته‌اند. نتایج نشانگر وجود همبستگی شرطی بالا میان بازدهی ارز و طلا است. کمترین میزان همبستگی شرطی بازدهی متعلق به مسکن و ارز است. همچنین، تحولات جهانی بر تغییر روند همبستگی اثرگذار بوده است و این مسئله بیانگر اثرپذیری اقتصاد ایران از تحولات جهانی است.

1. Hossain et al.

پیشینه خارجی

بنتس[1] (۲۰۲۳) به بررسی دارایی طلا در شرایط نا اطمینانی در کشورهای CIVETS با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۲۳ با استفاده از رهیافت MF-DCCA موردپژوهش قرار گرفت.نتایج بیانگر آن است که قبل از وقوع پاندمی کرونا، همبستگی میان طلا و بازارهای مالی به‌صورت منفی بوده است، درصورتی‌که با شروع این بحران به‌صورت همبستگی مثبت درآمده است. لذا طلا ویژگی دارایی امن خود را از دست داده است.

کو و کینکیو[2] (۲۰۲۳) به بررسی اثرات پوشش ریسک بیت کوین و طلا در بازارهای سهام کشورهای G7 طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۲۲ و با استفاده از تجزیه و تحلیل موجک پرداختند. نتایج نشان می دهد که بیت کوین پوشش ریسک کوتاه مدت قوی تری را در بازارهای سهام G7 در مقایسه با طلا در طول دوره های کووید-۱۹ و جنگ روسیه و اوکراین داشته است.

چیانگ[3] (۲۰۲۲) به بررسی اثرات عدم قطعیت سیاست های اقتصادی و ریسک ژئوپلیتیکی و تحولات بر قیمت طلا با استفاده از مدل GED-GARCH(1,1) و داده‌های ماهانه از سال ۱۹۹۸-۲۰۲۰ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهدبازده طلا به افزایش نااطمینانی پاسخ مثبت داده و می‌تواند پوششی در برابر نااطمینانی در نظر گرفته شود. از سوی دیگر برخی از ضرایب متغیرهای نااطمینانی دارای آثار منفی هستند زیرا طلا به عنوان جایگزینی برای پول در نظر گرفته شده است.

چمخا و همکاران[4] (۲۰۲۱) به بررسی رفتار دارایی‌های امن اعم از طلا و بیت کوین در برابر بازار سهام و ارزهای خارجی برخی از کشورهای توسعه‌یافته اعم از یورو، ین و پوند و دلار آمریکا طی همه‌گیری کووید-۱۹ با استفاده از رویکرد A-DCC طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۲۱ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که طلا و بیت کوین به‌عنوان پوشش در زمان‌های نا اطمینانی و ثبات هستند. در طی دوره پاندمی کووید-۱۹، طلا به‌عنوان پناهگاه امن ضعیف عمل نموده است، اما بیت کوین در این دوره دارای این ویژگی نبوده است.

هسو و همکاران[5] (۲۰۲۱) به بررسی سرریز میان ارزهای دیجیتال و ارزهای سنتی و دارائی طلا در شرایط ریسک ژئوپلیتیک با استفاده از داده‌های روزانه در طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۲۰ و با استفاده از مدل BEKK مورب پرداخته اند.نتایج نشانگر آن است که سرریز نوسانات همزمان قابل توجهی در میان ارزهای دیجیتال و ارزهای سنتی و طلا در طی دوره و در دوره همه‌گیری ویروس کووید-۱۹ وجود داشته است. همچنین شوک های بازگشتی منفی به نسبت شوک های مثبت هم مقدار، دارای تاثیرات بیشتری بر روی نوسانات همزمان بوده است.

1. Bentes
2. Xu & kinkyo
3. Chiang
4. Chamkha et al.
4. Chamkha et al.
5. Hsu et al.

روش‌شناسی پژوهش

با استفاده از رویکرد همبستگی تجزیه‌شده R^2 و با ترسیم VAR(p)همراه با اثرات آنی :

$$y_t = \sum_{i=0}^{p} B_i y_{t-i} + u_t \qquad \boldsymbol{u}t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}) \tag{۱}$$

در این رویکرد متغیر سمت چپ از متغیرهای سمت راست حذف می‌شود. لازم به ذکر است که اگر $p = 0$ باشد، این مدل به مدل رویکرد همبستگی تجزیه‌شده R^2 تقلیل می‌یابد.(نعیم، ۲۰۲۳)[1] از سوی دیگر، مدل ترسیم‌شده را می‌توان به‌صورت زیر فرموله کرد:

$y_{k,t} = b_k x_t + u_{k,t}$ که در آن $x_t = \left[y_t, y_{t-1}, ..., y_{t-i}, ..., y_{t-p} \right]$ است.

تجزیه R^2 را می‌توان با موارد ذیل محاسبه نمود:

$$R_{xx} = \vee \wedge \vee' = CC' \tag{۲}$$

$$C = \vee \wedge^{\frac{1}{2}} \tag{۳}$$

$$R^{2,d} = C^2 (C^{-1} R_{yx})^2 \tag{۴}$$

R_{xx} به ضرایب همبستگی پیرسون در بین متغیرهای RHS اشاره دارد و R_{yx} به ضرایب همبستگی پیرسون بین متغیرهایRHS و LHS اشاره دارد.

$R_C^{2,d}$ و $R_L^{2,d}$ جایگزین ماتریس مقایسه شده‌ی GFEVD می‌شوند که به معنای آن است که شاخص اتصال کل (TCI) برابر با میانگین R^2 تمام MLR ها است.

$$TCI = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^{K} R_k^2 \tag{۵}$$

ازآنجاکه R_k^2 بین صفر و یک است، TCI نیز در همین محدوده قرار دارد.

استفاده از روش پیشنهادشده در اینجا، این امکان را می‌دهد تا TCI آنی و با وقفه موردبررسی قرار گیرد.

$$TCI = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^{K} R_k^2 \tag{۶}$$

1. Naeem

$$= \left(\frac{1}{K} \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{K} R_{C,kj}^{2,d} \right) + \left(\frac{1}{K} \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{K} R_{L,kj}^{2,d} \right) = TCI^{C} + TCI^{L} \quad (۷)$$

درجایی که TCI^{C} و TCI^{L} به ترتیب نشان‌دهنده‌ی TCI آنی و با وقفه هستند:

$$TO_j = \sum_{k=1}^{K} R_{C,kj}^{2,d} + \sum_{k=1}^{K} R_{L,kj}^{2,d} = TO_j^{C} + TO_j^{L} \quad (۸)$$

$$FROM_j = \sum_{k=1}^{K} R_{C,jk}^{2,d} + \sum_{k=1}^{K} R_{L,jk}^{2,d} = FROM_j^{C} + FROM_j^{L} \quad (۹)$$

$$NET_j^{C} = TO_j^{C} - FROM_j^{C} \quad (۱۰)$$

$$NET_j^{L} = TO_j^{L} - FROM_j^{L} \quad (۱۱)$$

$$NET_j = NET_j^{C} + NET_j^{L} \quad (۱۲)$$

اگر $NET_i \succ 0 (NET_j \prec 0)$ باشد، سری‌های j به‌عنوان گیرنده (فرستنده) خالص شوک در نظر گرفته می‌شوند، بدین معنا که می‌تواند واریانس بیشتری (کمتر) را در دیگران توضیح دهد و یا برعکس (می‌تواند بیشتر (کمتر) از تغییرات (واریانس) در دیگران را بیش‌ازحد برعکس توضیح دهد.

$$ROM = \sum_{j=1}^{k} R_{ij}^{2G} \quad (۱۳)$$

$$NET_i = TO_i - FROM_i \quad (۱۴)$$

$$NPDC_{ij} = R_{ij}^{2G} - R_{ji}^{2G} \quad (۱۵)$$

تجزیه و تحلیل داده‌ها

با استفاده از معیارهای AIC، SC و HQ بهینه ترین وقفه ۲ بوده است.

جدول ۱

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۴۳۹۰۵/۳۱	NA	۱۳۸۲۱۳۲۰	۳۳/۴۶۸۹۹	۳۳/۴۸۲۴۱	۳۳/۴۷۳۸۵
۱	-۴۳۰۳۷/۳۱	۱۷۳۱/۳۷۳	۷۳۳۰۶۵۴	۳۲/۸۳۴۸۴	۳۲/۹۲۸۸۳	۳۲/۸۶۸۸۸
۲	-۴۲۴۴۰/۲۸	۲۷۵/۸۸۱۹	*۵۰۴۹۷۳۲	*۳۲/۴۶۲۱۰	۳۲/۷۹۷۸۰	*۳۲/۵۸۳۶۸
۳	-۴۲۵۷۹/۵۵	۵۰۷/۴۷۷۴	۵۴۶۳۲۴۸	۳۲/۵۴۰۸۱	*۳۲/۷۹۵۹۴	۳۲/۶۳۳۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش

داده‌های مورد استفاده در مطالعه پیش رو از درگاه (شبکه) اطلاع رسانی طلا، سکه و ارز[1] و همچنین داده‌های شاخص کل بورس از سایت fipiran.com و داده‌های ریسک ژئوپلیتیکی از سایت policyuncertainty.com از تاریخ ۲۰۲۱/۸/۲ لغایت (تا) ۲۰۲۳/۱۰/۲۱ استخراج شده است و در ادامه از تمامی متغیرها نوسان گرفته شده است و در نهایت، تخمین‌ها صورت پذیرفته است. جدول ۲ آمار توصیفی داده‌های مورد استفاده در مدل را نشان می‌دهد. بیشترین میزان واریانس در دوره زمانی مورد مطالعه پژوهش متعلق به بیت کوین و کمترین میزان مربوط به طلا بوده است. همچنین، آماره جارک-برا[2] نشان‌دهنده آن است که هیچ یک از متغیرها دارای توزیع نرمال نیستند. به علاوه مدل‌های TVP به پارامترها اجازه می‌دهند که به مرور زمان تغییر کنند. لذا این مدلها می‌توانند تغییرات در فرآیند تولید داده را که مدل‌های معمولی VAR در نظر نمی‌گیرند، شامل شوند (هایزنبرگر[3]، ۲۰۲۱). آماره ERS[4] نیز بیانگر آن است که همه متغیرها در بازه مورد بررسی مانا هستند.

جدول ۲. آمار توصیفی

	شاخص کل بورس	طلا	دلار	بیت کوین	ریسک ژئوپلیتیک
میانگین	۰/۰۸۰	۰/۰۰۰	۰/۱۳۵	-۰/۱۲۰	۱۲۳/۴۲۸
واریانس	۱/۶۷۲	۶/۱۲۵	۵/۳۸۹	۱۹/۲۹۶	۵۰۴۹/۹۸۴
چولگی	۰/۲۳۷	۱۵/۷۳۰	۱/۵۲۹	-۱/۷۴۶	۱/۷۸۷
کشیدگی	۲/۵۳۳	۲۴۵/۶۲۳	۳۱/۲۱۸	۱۳/۷۶۸	۵/۲۷۰
JB	۱۳۸/۸۷۷	۱۲۸۲۶۲۳/۰۸۵	۲۰۵۷۹/۹۳۲	۴۲۱۹/۸۸۹	۸۴۸/۱۰۲
P-value	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
ERS	-۴/۶۵۴	-۹/۹۴۰	-۹/۸۲۵	-۱۰/۷۶۴	-۲/۹۵۵

منبع: یافته‌های پژوهش

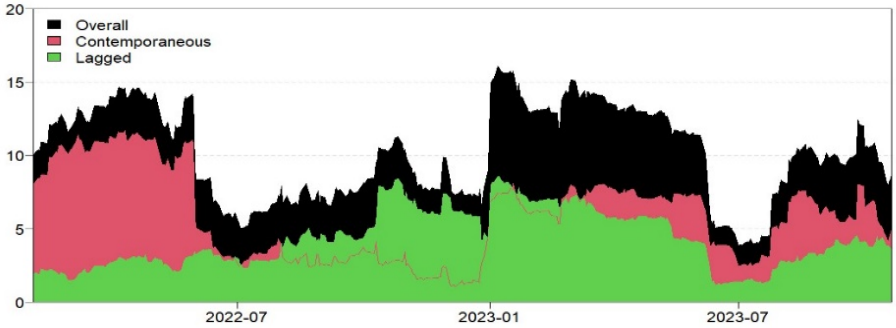
نتیجه برآورد مدل

مجموع ارتباط دارایی های مورد مطالعه

نمودار۱ بیانگر ارتباط میان دارایی های مورد بررسی پژوهش طی بازه ۲۰۲۱/۸/۲ الی ۲۰۲۳/۱۰/۲۱ است که بیشترین مجموع ارتباطات در آن به حدود ۱۵ درصد رسیده است. نمودار سیاه رنگ بیانگر بازدهی کل، نمودار قرمز رنگ نشان‌دهنده تاثیر آنی و نمودار سبز رنگ، بیانگر تاثیر با وقفه متغیرها بر یکدیگر است. مشاهده می‌شود که در ابتدای نمودار ۲ ارتباط میان دارایی‌ها از نظر بازدهی کل، حدود۱۰ درصد بوده است. در ادامه، با توجه به دستور خروج نیروهای امنیتی و نظامی آمریکایی از افغانستان تا حداکثر ۱۱ سپتامبر ۲۰۲۱، طالبان در افغانستان قدرت مجدد یافت و در ۲۴ فوریه ۲۰۲۲ با آغاز جنگ اوکراین و روسیه این تاثیرات افزایش یافته است و به حدود ۱۵درصد نزدیک شده است. تاثیرات نااطمینانی‌ها در اقتصاد جهانی،

1. https://www.tgju.org/
2. Jarque-Bera
3. Hauzenberger,
4. Elliot, Rothenberg and Stock

به صورتی است که بازدهی‌ها نهایتا تا ۵ درصد بوده و روند کاهشی را از ابتدای سال طی کرده است. با شروع سال ۲۰۲۳ و اتمام همه‌گیری کرونا در تاریخ ۵ می ۲۰۲۳ ، در ادامه در ۷ اکتبر ۲۰۲۳ ، نااطمینانی-های جهانی افزایش یافته است به طوری که تا اواخر دوره مذکور میزان ارتباط میان دارایی‌ها از نظر تاثیرات آنی و کلی به بیش از ۱۰ درصد و نزدیک به ۱۵ درصد رسیده است. در این دوره سرمایه گذاران به جهت رفع نااطمینانی‌های مذکور، به صورت مقطعی به دو دارائی طلا و بیت‌کوین رو آورده اند و سرمایه گذاری بر دارائی‌های دیگر را در این مرحله متوقف نموده اند. در ادامه یک روند کاهشی بازدهی کل و آنی را به زیر ۵ درصد کشانده است و در پایان سال ۲۰۲۳ و با شروع تهاجم اسرائیل به غزه مجدداً میزان بازدهی کل به بالاتر از ۱۵درصد رسیده است.



نمودار ۱. مجموع ارتباط دارایی های منتخب در الگو

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه، میانگین اثرگذاری/ اثرپذیری متغیرهای مورد مطالعه در جداول ۲ تا ۴ و نیز نمودارهای ۲ تا ۴ نشان داده شده است. به طور کلی می‌توان گفت که انتقال دهندگی ریسک و میزان اثرگذاری/اثرپذیری دارایی‌ها بر/از یکدیگر، با بردارهای خروجی از آن ها تعیین شده است و میزان ضخامت هر پیکان(یال) بیانگر شدت اثرگذاری و اثرپذیری و رنگ هر متغیر، نمایانگر اثرگذاری و یا اثرپذیری دارایی مورد بررسی است. به طوری که رنگ آبی در نمودارها، متغیر اثرگذار و رنگ زرد، متغیر اثرپذیر هستند.

اثرگذاری/اثرپذیری متغیرها بر/از یکدیگر در حالت آنی

در بازه زمانی مورد مطالعه، در بازدهی آنی، اثرپذیری دارائی طلا به میزان ۱۳/۱۲ و اثرگذاری ۱۴/۴۱ داشته است که در مجموع اثرگذارترین دارائی پرتفوی در حالت آنی محسوب می‌شود. دارائی دلار دارای اثرپذیری ۹/۱۵ و اثرگذاری ۷/۰۳ بوده است و اثرپذیرترین دارائی در بازدهی آنی بوده است. دارائی بیت کوین با میزان اثرپذیری ۱۰/۶۹ و اثرگذاری ۱۰/۴۵ بوده است و به صورت اثرپذیر در بازدهی آنی تلقی می شود. دارائی شاخص کل بورس با اثرپذیری ۸/۲۵ و اثرگذاری ۸/۲۵ بوده است. در نهایت ریسک ژئوپلیتیک

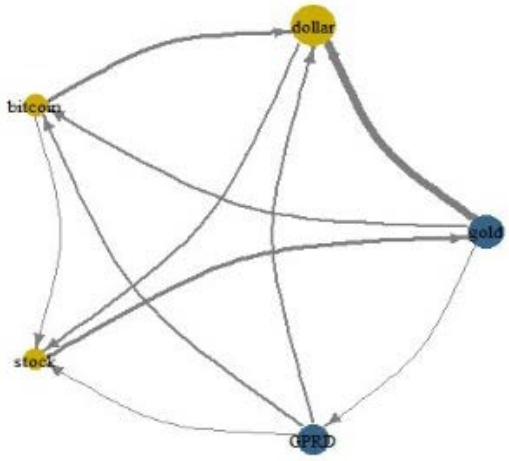
نیز بیشترین اثرگذاری را بر دارائی طلا و بیشترین میزان اثرپذیری را از شاخص کل بورس پذیرفته است که این حالت نشانگر پیشرو بودن این دارائی است که وجودش در پرتفوی الزامی است. در این بازدهی، طلا دارائی اثرگذار شناخته می‌شود و در این حالت دلار، اثرپذیرترین دارائی پرتفو است.

جدول ۳. اثرگذاری و اثرپذیری متغیرها بر/ از یکدیگر در حالت آنی

	GOLD	DOLLOR	BIT	STOCK	GPRD	FROM
GOLD	۰/۲۹	۲/۵۰	۵/۶۲	۲/۲۶	۲/۷۳	۱۳/۱۲
DOLLOR	۳/۸۱	۸/۴۷	۱/۶۳	۱/۴۷	۲/۲۴	۹/۱۵
BIT	۶/۱۸	۰/۸۷	۱/۰۳	۱/۶۴	۱/۹۹	۱۰/۶۹
STOCK	۱/۴۴	۲/۰۴	۱/۶۷	۷/۰۹	۳/۱۱	۸/۲۵
GPRD	۲/۹۸	۱/۶۲	۱/۵۴	۲/۸۷	۱۴/۷۳	۹/۰۱
TO	۱۴/۴۱	۷/۰۳	۱۰/۴۵	۸/۲۵	۱۰/۰۷	۵۰/۲۱
NET	۱/۲۹	-۲/۱۲	-۰/۲۴	۰/۰۰	۱/۰۷	TCI=۱۰/۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

گراف حاصل از جدول فوق، به صورت زیر است. مشاهده می‌شود که ریسک ژئوپولیتیکی در حالت آنی بر همه دارائی‌ها اثرگذار بوده است. در این حالت اثرپذیرترین دارایی از ریسک ژئوپلیتیک، شاخص کل بورس بوده است و اثرگذارترین دارایی بر ریسک ژئوپلیتیک دارایی طلا است. در حالت NET نیز اثرگذارترین دارایی طلا و اثرپذیرترین دارایی دلار بوده است.



نمودار ۲. گراف متغیرها در حالت آنی

منبع: یافته‌های پژوهش

اثرگذاری/اثرپذیری متغیرها بر/از یکدیگر در حالت با وقفه

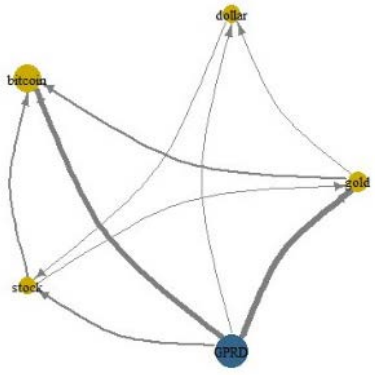
در حالت بازدهی با وقفه، دارائی طلا با اثرپذیری ۸/۵۲ درصد و اثرگذاری ۸/۴۵ درصد بوده است. دارائی دلار با میزان اثرپذیری ۳/۰۰درصد و اثرگذاری ۲/۹۷ درصد و کمترین میزان اثرپذیری در حالت NET بوده است. دارائی بیت کوین با اثرپذیری۸/۱۴ درصد و اثرگذاری ۷/۹۷ درصد و در مقام سومین دارائی تاثیرپذیر در حالت NET بوده است. شاخص کل بورس با اثرپذیری ۴/۱۷درصد و اثرگذاری۴/۱۷ درصد است. در نهایت، ریسک ژئوپلیتیک بیشترین میزان اثرپذیری را از دارائی طلا داشته است که این مسئله نشان‌دهنده ضروری بودن حضور دارائی بیت‌کوین در پرتفوی است و بیشترین میزان اثرگذاری را نیز بر دارائی طلا و این دارائی بیشترین اثرپذیری را از تحولات جهانی و وقایع داشته است.

جدول ۴. اثرگذاری و اثرپذیری متغیرها بر/ از یکدیگر در حالت با وقفه

	GOLD	DOLLOR	BIT	STOCK	GPRD	FROM
GOLD	۰/۰۰	۰/۶۸	۵/۳۱	۰/۶۱	۱/۹۲	۸/۵۲
DOLLOR	۰/۶۹	۰/۰۰	۰/۴۶	۰/۸۹	۰/۹۶	۳/۰۰
BIT	۵/۳۵	۰/۴۶	۰/۰۰	۱/۳۸	۰/۹۵	۸/۱۴
STOCK	۰/۶۰	۰/۸۹	۱/۳۳	۰/۰۰	۱/۳۴	۴/۱۷
GPRD	۱/۸۱	۰/۹۳	۰/۸۶	۱/۲۹	۰/۰۰	۴/۸۹
TO	۸/۴۵	۲/۹۷	۷/۹۷	۴/۱۷	۵/۱۶	۲۸/۷۲
NET	-۰/۰۷	-۰/۰۳	-۰/۱۸	۰/۰۰	۰/۲۷	TCI=۵/۷۴

منبع: یافته‌های پژوهش

مشاهده می‌شود که ریسک ژئوپولیتیکی در حالت باوقفه نیز بر همه دارائی‌ها اثرگذار بوده است و در حالت NET، اثرگذارترین عامل، ریسک ژئوپلیتیک و پس از آن دارایی های شاخص کل بورس بوده است. همچنین اثرپذیرترین دارایی در حالت NET بیت کوین بوده است.



نمودار۳. گراف متغیرها در حالت باوقفه

منبع: یافته‌های پژوهش

اثرگذاری/اثرپذیری متغیرها بر/از یکدیگر در حالت کلی

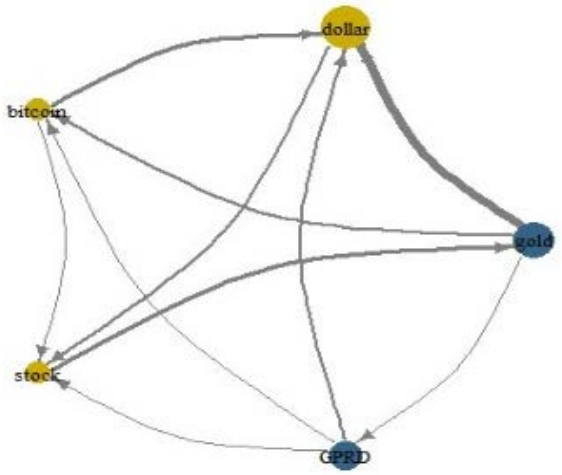
در حالت کلی طلا اثرپذیری ۴/۶۰ درصد و اثرگذاری ۵/۹۶ درصد را داشته‌است. در این حالت، دارائی دلاراثرپذیری به میزان ۶/۱۵ درصد و اثرگذاری ۴/۰۶ درصد را داراست و در مجموع اثر گذارترین دارائی بوده است. همچنین دارائی بیت کوین به میزان ۲/۵۴ درصد اثرپذیر و به میزان ۲/۴۸ درصد دارای اثرگذاری بوده است. دارائی شاخص کل بورس به میزان ۴/۰۸ درصد اثرپذیر و ۴/۰۸ درصد اثرگذاربوده‌است و در هر سه حالت آنی، باوقفه و کلی بدون اثرپذیری از دیگر دارائی ها بوده است. در نهایت، ریسک ژئوپلیتیکی بیشترین اثر را بر شاخص کل بورس به میزان ۱/۵۸ درصد داشته است فلذا این دارائی تاثیر بیشتری از تحولات بین المللی پذیرفته است و همچنین ریسک ژئوپلیتیکی از شاخص کل بورس بیشترین اثر را به میزان ۱/۷۷ درصد پذیرفته است که این مسئله بیانگر پیشرو بودن این دارائی و الزام به حضورش در پرتفوی است. همچنین، ریسک ژئوپولیتیک به میزان ۴/۹۱ درصد بر شبکه مورد مطالعه اثرگذار و ۴/۱۲ درصد از شبکه اثر پذیرفته است.

جدول ۵. اثرگذاری و اثرپذیری متغیرها بر/ از یکدیگر در حالت کلی

	GOLD	DOLLOR	BIT	STOCK	GPRD	FROM
GOLD	۰/۲۹	۱/۸۲	۰/۳۱	۱/۶۶	۰/۸۲	۴/۶۰
DOLLAR	۳/۱۲	۸/۴۷	۱/۱۶	۰/۵۸	۱/۲۸	۶/۱۵
BIT	۰/۸۳	۰/۴۱	۱/۰۳	۰/۲۶	۱/۰۴	۲/۴
STOCK	۰/۸۴	۱/۱۵	۰/۳۳	۷/۰۹	۱/۷۷	۴/۰۸
GPRD	۱/۱۸	۰/۶۸	۰/۶۸	۱/۵۸	۱۴/۷۳	۴/۱۲
TO	۵/۹۶	۴/۰۶	۲/۴۸	۴/۰۸	۴/۹۱	۲۱/۴۹
NET	۱/۳۶	-۲/۰۹	-۰/۰۷	۰/۰۰	۰/۷۹	TCI=4/30

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق اعداد جدول و گراف مشاهده می‌شود که در حالت NET اثرگذارترین دارائی، طلا، ریسک ژئوپلیتیک و شاخص کل بورس بوده‌است. همچنین اثرپذیرترین دارائی در این حالت دلار و پس از آن بیت کوین بوده‌است. ریسک ژئوپولیتیکی در حالت کلی بر همه دارائی‌ها اثرگذار بوده است.



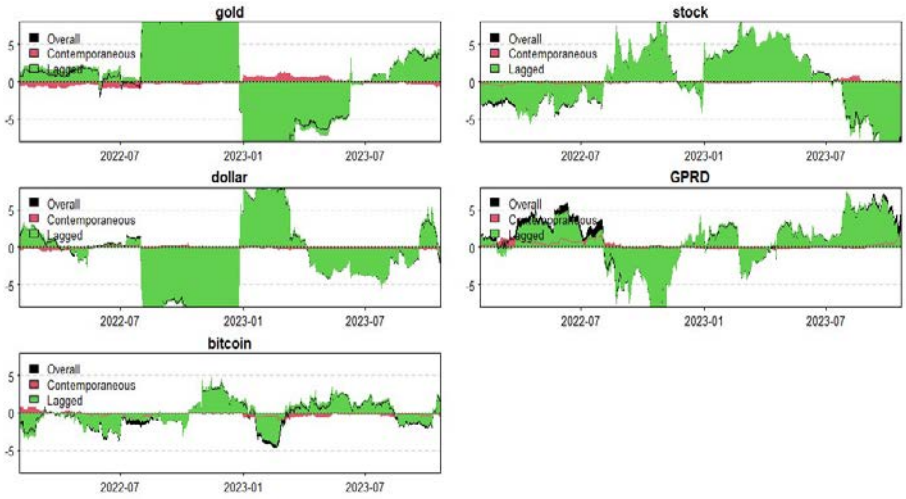
نمودار ۴. گراف متغیرها در حالت کلی

منبع: یافته‌های پژوهش

تا به این مرحله ملاحظه می‌شود که TCI ، NET و همچنین NPDC به صورت متوسط، مورد بررسی قرار گرفته است. اما بررسی اثرگذاری و اثرپذیری دارائی‌ها در طول زمان از طریق نمودارهای ۶ و ۷ صورت پذیرفته‌است.

خالص اثرگذاری/اثرپذیری دارائی‌ها

نمودار ۶ روند اثرگذاری/اثرپذیری دارائی‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. در شاخص کل بورس در اکثر بازه اثرپذیری این دارائی مشهود است اما در هرسه حالت در سال ۲۰۲۲-۲۰۲۳ برای مدتی اثرگذاری وجودداشته‌است. دارائی طلا، در حالت باوقفه به صورت غالب اثرگذار بوده است و تنها در بازه محدودی از سال۲۰۲۳ اثرپذیر بوده است. دلار در حالت باوقفه در اوایل و اواخر سال ۲۰۲۳ اثرگذار بوده است و در اوایل دوره نیز به صورت باوقفه اثرگذار بوده است و در بقیه بازه زمانی اثرپذیر بوده است. بیت‌کوین در حالت آنی در تمامی بازه زمانی به جز اوایل بازه به صورت اثرپذیر بوده‌است اما در حالت باوقفه از اواخر ۲۰۲۱ و با شروع واکسیناسیون جهانی کووید-۱۹ و قدرت یافتن طالبان تا اواسط ۲۰۲۲ اثرپذیر بوده‌است و تنها در دیگر بازه‌های زمانی اثرگذاری داشته‌است. در ریسک ژئوپلیتیکی نیز مشاهده می‌شود که در حالت آنی، تنها در اوایل دوره زمانی اثرگذاری وجود داشته است و در بقیه بازه زمانی دارای اثرپذیری کمی بوده است. به صورت کلی شاخص کل بورس و پس از آن دارائی دلار ناامن ترین دارائی‌های منتخب در پرتفوی هستند و طلا دارائی امن شناخته می‌شود.



نمودار ۵. اثر خالص دارائی‌های منتخب در الگو به طور تفکیک‌شده

منبع: یافته‌های پژوهش

خالص اثرگذاری/اثرپذیری دارایی ها به صورت دو به دو

در نمودار ۶ ارتباط دو به دوی دارایی های منتخب و تاثیرات نوسان ریسک بر بازدهی دارایی ها، مورد بررسی قرار گرفته است.

خالص اثرگذاری/اثرپذیری طلا

طلا بر دلار در طی دوره زمانی اثرگذار بوده است و این اثرگذاری از ماه‌های پایانی سال ۲۰۲۲ با انتخابات ریاست جمهوری آمریکا شدت بیشتری یافته‌است و در شروع سال ۲۰۲۳ و با پایان پاندمی کووید-۱۹ اثرگذاری دلار بر طلا وجود داشته است و در نهایت نیز مجددا طلا بر دلار اثرگذار بوده است. از میان این دو دارائی، طلا دارائی امن بوده است.

از بین دو دارایی طلا و بیت کوین، در بیشتر بازه زمانی طلا بر دلار تاثیرگذاری با وقفه داشته است، در ادامه بیت کوین به صورت با وقفه بر طلا تاثیر گذاشته است و در نهایت طلا به صورت آنی در اواخر بازه مورد بررسی بر بیت کوین تاثیرگذار بوده است و به طور تقریبی می توان طلا را در این نمودار دارائی امن‌تری نسبت به بیت کوین دانست.

در بین دو دارایی طلا و شاخص کل بورس می‌توان شاهد اثرگذاری شاخص کل بر طلا با آغازسال۲۰۲۳ و پایان ویروس کرونا بود و اثرگذاری طلا بر شاخص کل در اواخر سال ۲۰۲۳ و با آغاز تهاجم اسرائیل به غزه رخ داده‌است.

خالص اثرگذاری/اثرپذیری دلار

اثر گذاری دلار بر شاخص کل بورس به هر سه حالت آنی، باوقفه و کلی قابل ملاحظه است اما ارتباط میان این دو دارائی بسیار ناچیز بوده است، لذا دارائی امن در این بین دلار شناخته می‌شود.

با مشاهده نمودار دلار و بیت کوین، می‌توان نتیجه گرفت که در حالت کلی، بیت‌کوین اثرگذاری محسوسی بر دلار داشته است. در این میان بیت‌کوین دارائی امن تری نسبت به دلار بوده است.

خالص اثرگذاری/اثرپذیری بیت‌کوین

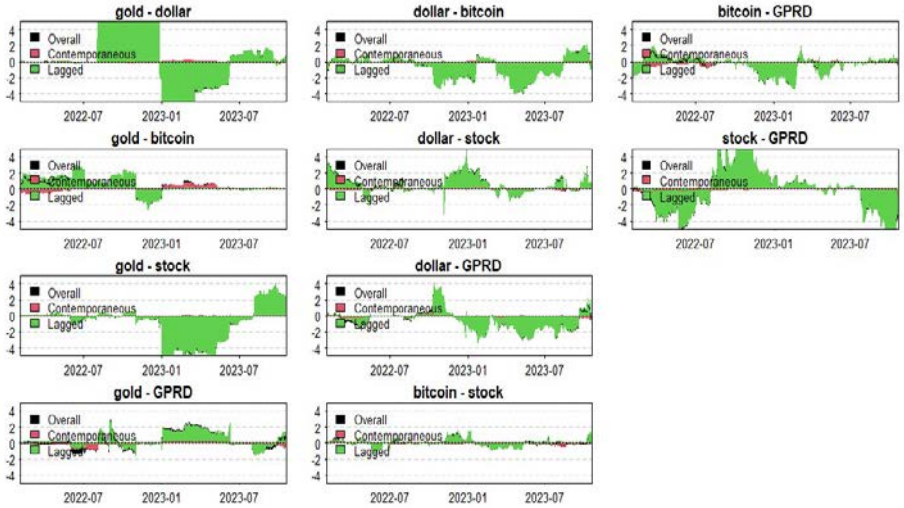
بیت کوین و شاخص کل بورس در طی دوره دارای ارتباط ناچیزی با یکدیگر بوده‌اند.

خالص اثرگذاری/اثرپذیری ریسک ژئوپلیتیک

تاثیر نوسانات ریسک ژئوپلیتیک بر طلا نیز در ابتدای سال ۲۰۲۳و با اعلام پایان کرونا، کاملا مشهود است. ملاحظه می‌شود که در هر سه حالت آنی، باوقفه و کلی، شدت اثر ریسک ژئوپلیتیک بر دلار از ابتدای سال ۲۰۲۳به میزان بیشتری بوده‌است و تنها در محدوده کمی دلار بر ریسک ژئوپلیتیک اثرگذار است.

در نمودار دارائی بیت کوین و نوسان ریسک ژئوپلیتیک، می‌توان اثرگذاری نوسان ریسک ژئوپلیتیک را بر بیت کوین در اکثر دوره زمانی مشاهده نمود.

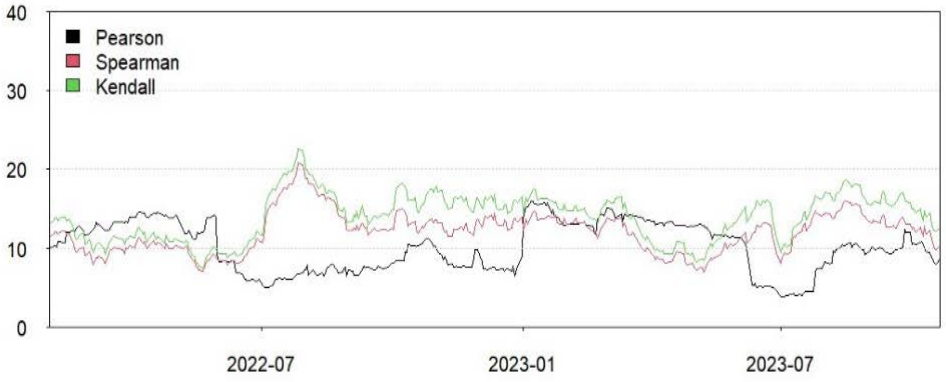
در نمودار نوسان ریسک ژئوپلیتیک و شاخص کل بورس می‌توان به اثرگذاری ریسک ژئوپلیتیک در ابتدا و انتهای دوره زمانی مذکور بر شاخص کل بورس اشاره نمود اما در میانه می توان شاهد اثرگذاری شدید شاخص کل بورس بر ریسک ژئوپلیتیک بود.



نمودار ۶. ارتباط دارایی های منتخب به صورت دو به دو

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۷ استحکام نتایج با استفاده از روش‌های دیگر مورد بررسی قرار گرفته است. در این نمودار مشاهده می‌شود که روش کندال و اسپیرمن روند کاملا مشابهی را طی کرده‌اند و روش پیرسون نیز تقریبا نتایج یکسانی را ارائه می‌دهد. لذا، می‌توان نتیجه گرفت که نتایج به دست آمده دارای استحکام هستند.



نمودار ۷. آزمون استحکام نتایج

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه گیری

ریسک ژئوپلیتیک، ناتوانی طرفین درگیر در جهت رفع دموکراتیک معضلات پیش آمده است و به وجود آمدن ریسک ژئوپلیتیک دارای دلایل اقتصادی نیست و با ریسک های سیستماتیک متمایز است. ریسک های ژئوپلیتیکی در اقتصاد سبب بروز نااطمینانی در بازارهای مالی گشته اند و از این رو، سرمایه گذاران به دنبال یافتن دارائی امن در مواجه با آن هستند. در این میان دیدگاه های متفاوتی برای دارائی های امن از سوی محققان ارائه شده است و دارائی های متنوعی به عنوان پوشش دهنده ریسک، تنوع بخش پرتفوی و پناهگاه امن معرفی گشته است. داده‌های دارائی های طلا، بیت کوین و دلار از شبکه اطلاع رسانی طلا، سکه و ارز، داده‌های شاخص کل بورس از سایت fipiran.com و داده‌های ریسک ژئوپلیتیکی از سایت policyuncertainty.com طی دوره زمانی ۱۴۰۰/۵/۱۱ الی ۱۴۰۲/۷/۲۹ استخراج گردیده است.

مدل مورد استفاده پژوهش تاثیر دارایی ها را به صورت آنی و با وقفه مورد بررسی قرار می دهد و تواتر داده‌ها در هر دو حالت آنی و با وقفه در ادامه ذکر می شود. نتایج پژوهش مبین آن است که در هر سه حالت آنی، با وقفه و کل اثر پذیرترین دارایی اختصاص به دارایی طلا داشته است و چنانچه شوکی بر شبکه اعمال شود و بلافاصله به پرتفوی انتقال یابد، بالاترین اثرپذیری از دیگر دارائی‌ها متعلق به دارائی طلا است. در صورتی که در دو حالت آنی و با وقفه اثرگذارترین دارایی به ترتیب طلا، بیت کوین، شاخص کل بورس و دلار بوده است اما در حالت کل اثرگذارترین دارایی دلار، طلا، شاخص کل بورس و بیت کوین بوده

است. تواتر دارائی های اثرگذار نیز بدین معناست که سرمایه گذاران می توانند در صورت عدم توان اقتصادی کافی برای خرید دارائی طلا، به ترتیب ترتیب بیت کوین، شاخص کل بورس و دلار سرمایه گذاری نمایند. در نتیجه لزوم تعدیل پرتفوی احساس می شود و این مسئله بازگوکننده آن است که دارائی طلا، دارائی امن پژوهش بوده است. در ادامه می توان دارائی های بیت کوین، شاخص کل بورس و دلار را به عنوان دارائی های امن پس از دارائی طلا معرفی نمود. بنابراین، از آن منظر که در هر دو حالت آنی و با وقفه، دارائی طلا اثرگذارترین دارائی بر سایر دارائی‌های موجود در پرتفوی بوده است، لذا طلا به‌عنوان دارائی اثرگذاری شناخته می‌شود که توانسته است بر کل شبکه اثر بگذارد و بالاترین حد از توضیح دهندگی را داشته باشد.

با بررسی ریسک‌های ژئوپلیتیکی و اثر آن‌ها بر پرتفوی، می‌توان عنوان نمود که در حالت آنی بیشترین میزان اثرپذیری از ریسک‌های ژئوپلیتیک به ترتیب برای طلا، شاخص کل بورس، دلار و بیت کوین بوده است. اثرگذارترین دارائی بر ریسک‌های ژئوپلیتیک در حالت آنی به ترتیب شامل دارائی شاخص کل بورس، طلا، دلار و بیت کوین بوده است. در حالت با وقفه، کماکان بیشترین میزان اثرپذیری از ریسک‌های ژئوپلیتیک متعلق به طلا، شاخص کل بورس، دلار و بیت کوین بوده است و اثرگذارترین دارائی بر ریسک ژئوپلیتیک، به دارائی طلا تعلق دارد. تواتر اثرگذاری دارائی ها بر ریسک ژئوپلیتیک در حالت باوقفه نیز به صورت شاخص کل بورس، دلار و بیت کوین بوده است. در این حالت می‌توان از طلا به‌عنوان دارائی امن در مواجه با ریسک ژئوپلیتیکی یادکرد چراکه در هر دو حالت آنی و با وقفه، این دارائی بیشترین میزان اثرگذاری را بر ریسک ژئوپلیتیکی داشته است.

با توجه به نتایج به دست آمده از پژوهش حاضر، برای سرمایه‌گذار و سیاست‌گذار می‌توان توصیه‌هایی به شرح زیر ارائه نمود:

سرمایه‌گذار:

- با توجه به نتایج پژوهش که نشان می‌دهد طلا به عنوان امن‌ترین دارایی در مواجهه با ریسک‌های ژئوپلیتیک شناخته می‌شود، سرمایه‌گذاران باید در هر شرایطی بخشی از پرتفوی خود را به طلا اختصاص دهند.
- با توجه به اینکه ریسک ژئوپولیتیک بر بازده دارائی‌های مدل اثرگذار است، در تشکیل پورتفو توجه به این متغیر باید مد نظر سرمایه‌گذار قرار داشته باشد.

سیاست‌گذار:

- سیاست‌گذاران باید به منظور کاهش نااطمینانی‌ها و افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران، شفافیت در سیاست‌ها و اطلاع‌رسانی دقیق در مورد تحولات ژئوپلیتیکی را افزایش دهند.
- با ایجاد زیرساخت‌های مناسب و تقویت بازارهای مالی داخلی، می‌توان از تاثیرات منفی تحولات بین‌المللی بر بازارهای داخلی کاست و پایداری بیشتری به اقتصاد بخشید.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

References

Abonori, E, Tour, M (1398), Estimation of risk coverage ratio, optimal weight and spillover effects of turbulence in the stock market of Iran, America, Türkiye and UAE Economic Research of Iran, 24(81), 135-156. doi: 10.22054/ijer.2019.11688, (In Persian)

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*, 2(3), 124-153. (In Persian)

Arin, K. P; Ciferri, D; & Spagnolo, N. (2008). The price of terror: The effects of terrorism on stock market returns and volatility. *Economics Letters*, 101(3), 164-167.

Asgharian, H; Hess, W; & Liu, L. (2013). A spatial analysis of international stock market linkages. *Journal of Banking & Finance*, 37(12), 4738-4754.

Aysan, A. F; Demir, E; Gozgor, G; & Lau, C. K. M. (2019). Effects of the geopolitical risks on Bitcoin returns and volatility. *Research in International Business and Finance*, 47(3), 511-518.

Barro, R; & Misra, S. (2016). Gold Returns. *The Economic Journal*, 126(594), 1293-1317

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(2), 217-229.

Baur, D. G; & McDermott, T. K. (2012). Safe haven assets and investor behaviour under uncertainty. *Institute for International Integration Studies*.

Baur, D. G; & Smales, L. A. (2020). Hedging geopolitical risk with precious metals. *Journal of Banking & Finance*. 52(2), 117, 105823

Beckers, S; & Soenen, L. (1984). Gold: More attractive to non-US than to US investors? *Journal of Business Finance & Accounting*, 11(1), 107-112.

Bentes, S. R. (2023). Is gold a safe haven for the CIVETS countries under extremely adverse market conditions? Some new evidence from the MF-DCCA analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 623, 128898.

Bekaert, G; Hoerowa, M. and M. Lo Duca (2013): Risk, Uncertainty and Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 60(6), 771-788. Bénassy-Quéré, A; Mignon,

Bouri, E; Gupta, R; Lau, C.K.M; Roubaud, D; Wang, S; 2018. Bitcoin and global financial stress: a copula-based approach to dependence and causality in the quantiles. Q. Rev. Econ. Financ. 69(4), 297–307.

Briere, M; Oosterlinck, K; & Szafarz, A. (2015). Virtual currency, tangible return: Portfolio diversification with bitcoin. *Journal of Asset Management*, 16(2), 365-373

Brodeur, A; Gray, D; Islam, A; & Bhuiyan, S. (2021). A literature review of the economics of COVID-19. *Journal of economic surveys*, 35(4), 1007-1044.

Capie, F; Mills, T. C; & Wood, G. (2005). Gold as a hedge against the dollar. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15(4), 343-352.

Chemkha, R; BenSaïda, A; Ghorbel, A; & Tayachi, T. (2021). Hedge and safe haven properties during COVID-19: Evidence from Bitcoin and gold. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 82(3), 71-85.

Chen, A. H; & Siems, T. F. (2007). The effects of terrorism on global capital markets. In The Economic Analysis of Terrorism (pp. 99-122). Routledge.

Chesney, M; Reshetar, G; & Karaman, M. (2011). The impact of terrorism on financial markets: An empirical study. *Journal of banking & finance*, 35(2), 253-267.

Chiang, T. C. (2022). The effects of economic uncertainty, geopolitical risk and pandemic upheaval on gold prices. *Resources Policy*, 76(5), 102546.

Conlon, T; & McGee, R. (2020). Safe haven or risky hazard? Bitcoin during the COVID-19 bear market. Finance Research Letters, 35(3), 101607.

Corbet, S; Meegan, A; Larkin, C; Lucey, B; & Yarovaya, L. (2018). Exploring the dynamic relationships between cryptocurrencies and other financial assets. *Economics Letters*, 165, 28-34.

Demir, E; & Danisman, G. O. (2021). Banking sector reactions to COVID-19: The role of bank-specific factors and government policy responses. Research in International Business and Finance, 58, 101508. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101508

Dharani, M; Hassan, M. K; Rabbani, M. R; & Huq, T. (2022). Does the Covid-19 pandemic affect faith-based investments? Evidence from global sectoral indices. *Research in International Business and Finance*, 59, 101537. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101537

Dyhrberg, A. H. (2016). Bitcoin, gold and the dollar–A GARCH volatility analysis. *Finance Research Letters*, 16(3), 85-92.

Fakhfekh, M; Jeribi, A; & Ben Salem, M. (2023). Volatility dynamics of the Tunisian stock market before and during the COVID-19 outbreak: Evidence from the GARCH family models. International *Journal of Finance & Economics*, 28(2), 1653-1666.

Forbes, K. J; & Chinn, M. D. (2004). A decomposition of global linkages in financial markets over time. *Review of economics and statistics*, 86(3), 705-722.

Fratzscher, M. (2009): What Explains Global Exchange Rate Movements during the Financial Crisis? *Journal of International Money and Finance*, 28(2), 1390-1407

Fratzscher, M; Schneider, D; & Van Robays, I. (2014). Oil prices, exchange rates and asset prices.

Goel, S; Cagle, S; & Shawky, H. (2017). How vulnerable are international financial markets to terrorism? An empirical study based on terrorist incidents worldwide. *Journal of Financial Stability*, 33(7), 120-132.

Golub, S.S. (1983): Oil Prices and Exchange Rates. *The Economic Journal*, 93(2), 576-593

Guesmi, K; Saadi, S; Abid, I; & Ftiti, Z. (2019). Portfolio diversification with virtual currency: Evidence from bitcoin. *International Review of Financial Analysis*, 63(3), 431-437

Hau, H; & Rey, H. (2006). Exchange rates, equity prices, and capital flows. *The Review of Financial Studies*, 19(1), 273-317.

Hauzenberger, N. (2021). Flexible mixture priors for large time-varying parameter models. *Econometrics and Statistics*, 20(1), 87-108.

Heydari, Hassan, and Bashiri, Sahar. (1391). Investigating the relationship between real exchange rate uncertainty and stock price index in Tehran Stock Exchange: Observations based on VAR-GARCH model. Economic Modeling Research, 3(9), 71-92. SID. (In Persian)

Hosseinzadeh, Hedayat. (2018). Cover and safe haven of gold against stocks and inflation in Iran. Modern Economy and Trade, 14(No. 3 (Sequential No.: 44)), 71-95. (In Persian)

Hyderpour, Afshin and Pourshahabi, Farshid (1391). Explaining the effects of economic uncertainty on macroeconomic variables, Majlis and Strategy Quarterly, 19(71), 148-125 (In Persian)

Kanjilal, K; & Ghosh, S. (2017). Dynamics of crude oil and gold price post 2008 global financial crisis: New evidence from threshold vector error-correction model. *Resources Policy*, 52(4), 358–365. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2017.04.001

Karolyi, G. A; & Martell, R. (2010). Terrorism and the Stock Market. International Review of Applied Financial Issues & Economics, 2(2).

Klein, T; Thu, H. P; & Walther, T. (2018). Bitcoin is not the New Gold–A comparison of volatility, correlation, and portfolio performance. *International Review of Financial Analysis*, 59(1), 105-116.

Kollias, C; Kyrtsou, C; & Papadamou, S. (2013). The effects of terrorism and war on the oil price–stock index relationship. *Energy Economics*, 40(2), 743-752.

Krugman, P.R. (1983): Oil Shocks and Exchange Rate Dynamics. In: Frenkel, J.A. (Ed.): Exchange Rates and International Macroeconomics. *University of Chicago Press*

Li, S; & Lucey, B. M. (2017). Reassessing the role of precious metals as safe havens–What colour is your haven and why? *Journal of Commodity Markets*, 7(3), 1-14.

Long, H; Demir, E; Będowska-Sójka, B; Zaremba, A; & Shahzad, S. J. H. (2022). Is geopolitical risk priced in the cross-section of cryptocurrency returns? *Finance Research Letters*, 49(1), 103131.

Maghyereh, A. I; Awartani, B; & Tziogkidis, P. (2017). Volatility spillovers and cross-hedging between gold, oil and equities: Evidence from the gulf cooperation council countries. *Energy Economics*, 68(2), 440–453. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.10.025

McCown, J; & Zimmerman, J. (2006). Is gold a zero-beta asset? Analysis of the investment potential of precious metals. Analysis of the Investment Potential of Precious Metals. *Journal of Monetary Economics*, 15(2), 145–161.

Mensi, W; Hkiri, B; Al-Yahyaee, K. H; & Kang, S. H. (2018). Analyzing time–frequency co-movements across gold and oil prices with BRICS stock markets: A VaR based on wavelet approach. *International Review of Economics and Finance*, 54, 74–102. https://doi.org/10.1016/j.iref.2017.07.032

Naeem, M. A; Sehrish, S; & Costa, M. D. (2021). COVID-19 pandemic and connectedness across financial markets. *Pacific Accounting Review*, 16(2), 165–178. https://doi.org/10.1108/PAR-08-2020-0114

Naeemzadeh Amir Mohammad, Mousavi Samieh Al Sadat, Neshat Najmeh. Evaluating the role of gold and the US dollar as a safe haven and hedging the risk of the Iranian stock market during the Covid-19 pandemic and before. Financial and economic policies quarterly. 1401; 10 (40): 154-133. (In Persian)

Natarajan, V. K; ABRAR UL HAQ, M; AKRAM, F; & SANKAR, J. P. (2021). Dynamic Relationship between Stock Index and Asset Prices: A Long-run Analysis. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(4), 601-611.

Ngo, V. M; Van Nguyen, P; & Hoang, Y. H. (2024). The impacts of geopolitical risks on gold, oil and financial reserve management. *Resources Policy*, 90(5), 104688.

Ouma, W. N; & Muriu, P. (2014). The impact of macroeconomic variables on stock market returns in Kenya. *International journal of business and commerce*, 3(11), 1-31.

Papakyriakou, P; Sakkas, A; & Taoushianis, Z. (2019). The impact of terrorist attacks in G7 countries on international stock markets and the role of investor sentiment. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 61(7), 143-160.

Pierdzioch, C; Risse, M; & Rohloff, S. (2014). On the efficiency of the gold market: Results of a real-time forecasting approach. *International Review of Financial Analysis*, 32(9), 95–108.

Pukthuanthong, K; & Roll, R. (2011). Gold and the Dollar (and the Euro, Pound, and Yen). *Journal of Banking & Finance*, 35(8), 2070-2083.

Qolizadeh, Ali Akbar, and Kamiyab, Behnaz. (1394). Optimal asset allocation assuming macroeconomic uncertainties and international sanctions against Iran. Journal of Economic Research, 50(4), 959-988. doi: 10.22059/jte.2015.56154 (In Persian)

Rahimi Zivar, Marzieh and Khodapanah, Massoud. (2015). Exchange rate fluctuations and its impact on domestic investment, World Conference on Management, Economics, Accounting and Human Sciences at the beginning of the third millennium, Shiraz, https://civilica.com/doc/591900 (In Persian)

Reboredo, J. C. (2013). Is gold a safe haven or a hedge for the US dollar? Implications for risk management. *Journal of Banking & Finance*, 37(8), 2665-2676.

Saraç, M; & Zeren, F. (2014). Is gold investment an effective hedge against inflation and US Dollar? Evidence from Turkey. *Journal of Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, 48(4), 669-679.

Selgin, G. (2015). Synthetic commodity money. *Journal of Financial Stability*, 17(1), 92-99.

Sezavar, Mohammadreza, Khazaei, Alireza, and Islamian, Mojtabi. (2018). Examining the conditional correlation between foreign exchange, gold, housing, stocks and oil markets in Iran's economy. Scientific Research Quarterly of Economic Strategy, 8(29), 37-60 (In Persian)

Shaik, M; Jamil, S. A; Hawaldar, I. T; Sahabuddin, M; Rabbani, M. R; & Atif, M. (2023). Impact of geo-political risk on stocks, oil, and gold returns during GFC, COVID-19, and Russian–Ukraine War. *Cogent Economics & Finance*, 11(1), 2190213.

Smales, L. A. (2019). Bitcoin as a safe haven: Is it even worth considering? *Finance Research Letters*, 30(11), 385-393.

Wu, S; Tong, M; Yang, Z; Derbali, A; 2019. Does gold or Bitcoin hedge economic policy uncertainty? *Finance Res. Lett*. 31(9), 171–178.

Xu, L; & Kinkyo, T. (2023). Hedging effectiveness of bitcoin and gold: Evidence from G7 stock markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 85(4), 101764.

Yatie, A. (2022). Crypto-assets better safe-havens than Gold during Covid-19: The case of European indices. *arXiv preprint arXiv*:2202.10760.

Zhang, B. (2022). Bitcoin and Geopolitical Risk (Doctoral dissertation, University of Victoria).

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال سیزدهم، شماره چهل و هشتم، بهار ۱۴۰۴
صفحات ۹۲-۷۵

مقاله پژوهشی

تأثیر شهرت شرکت بر اهرم مالی و اعتبار تجاری [۱]

محسن ختن‌لو [۲]، مهدی کاظمی علوم [۳]، فرزاد ضیائی [۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۵/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۹/۲۴

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر شهرت شرکت بر اهرم مالی و اعتبار تجاری است. در راستای اهداف پژوهش ۱۷۴ شرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ انتخاب و آزمون شدند. برای سنجش شهرت شرکت از رویکرد امتیازدهی ترکیبی با استفاده از چهار مؤلفه شهرت شامل نسبت قیمت به سود هر سهم، کیوتوبین، نسبت سرمایه‌گذاری بلندمدت و عمر شرکت استفاده و همچنین از رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر سازمان مدیریت صنعتی نیز به عنوان روش جایگزین برای سنجش شهرت شرکت‌ها استفاده شد. به‌منظور آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون چندگانه با روش برآورد حداقل مربعات (رویکرد اصلی) و گشتاورهای تعمیم یافته (رویکرد مکمل) استفاده شد. یافته‌های پژوهش نشان داد بین امتیاز شهرت شرکت و اهرم مالی ارتباط مستقیم و معناداری وجود دارد. همچنین نتایج بیانگر آن است که ارتباط معکوس و معناداری بین شهرت شرکت با اعتبار تجاری وجود دارد. افزون بر این یافته‌های مشابهی با استفاده از رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر سازمان مدیریت صنعتی مشاهده گردید. نتایج رویکرد مکمل نیز استحکام نتایج اصلی را تایید می‌نماید. این پژوهش دارای مفاهیم نظری و عملی برای مدیران، سهامداران و تأمین‌کنندگان منابع مالی است. یافته‌های پژوهش حاضر می‌تواند بیانگر اهمیت نقش مدیران در بهبود شهرت شرکت و در نتیجه افزایش تأمین مالی باشد. سهامداران نیز با سرمایه‌گذاری در شرکت‌های مشهور با ریسک کمتری مواجه خواهند شد. تأمین‌کنندگان منابع مالی نیز به منظور اعطای اعتبار می‌توانند از سنجه شهرت شرکت در کنار سایر سنجه‌های اعتبارسنجی استفاده نمایند.

واژگان کلیدی: اعتبار تجاری، اهرم مالی، شهرت شرکت، گشتاورهای تعمیم یافته.
طبقه‌بندی موضوعی: *C33, C58, D92, G32*

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/jfm.2024.47865.2944

۲. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران. نویسنده مسئول.
Email: mkhotanlou@basu.ac.ir
۳. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران. Email: m.kazemiolum@basu.ac.ir
۴. کارشناس ارشد، گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران. Email: farzadze781@gmail.com

مقدمه

در سال‌های اخیر، شهرت شرکت به عنوان مفهومی نوین در ادبیات بازاریابی، مدیریت و مالی مطرح شده و بیش از گذشته توسط رسانه‌ها، پژوهشگران و حتی ذینفعان مورد بحث قرار گرفته است (چان[1]، ۲۰۰۵). شهرت شرکت را می‌توان به عنوان اظهارنظر عموم درباره یک شرکت خاص تعریف نمود. این اظهارنظر از تجربه‌های مردم و همچنین از شنیدن تجربه‌های دیگران (از طریق رسانه‌های چاپی، رسانه‌های اجتماعی یا به سادگی از طریق نقل دهان به دهان) ایجاد می‌گردد (کارتاوویناتا و ماهارانی[2]، ۲۰۲۲). اکثر مدیران بر این باورند که شهرت شرکت یکی از پایدارترین عوامل مؤثر بر موفقیت شرکت است (هال[3]، ۱۹۹۲). شهرت نه‌تنها بر نگرش‌ها و رفتارهای سرمایه‌گذاران و مدیران، بلکه بر مشتریان، کارمندان، قانون‌گذاران، نهادهای نظارتی، ادراک عموم مردم و رسانه‌ها نیز تأثیرگذار است (نیلی و همکاران[4]، ۲۰۰۲). در این راستا هاموند و اسلوکام[5](۱۹۹۶) بیان می‌نمایند که سرمایه‌گذاران، مدیران و سایر ذینفعان در تصمیم‌گیری به شهرت سازمان‌ها اتکاء می‌کنند. شهرت یک شرکت در مقایسه با سایر شرکت‌ها در صنایع مشابه، سیگنال‌هایی را درباره محصولات و راهبردهای تجاری شرکت به سهامداران بالفعل و بالقوه ارسال و باعث ایجاد بازده بالاتر از میانگین برای شرکت می‌شود (کوکیس[6] و همکاران، ۲۰۲۱).

شهرت شرکت طی سال‌های متمادی توسط پژوهش‌گرانی از قبیل فمبرون و شنلی[7](۱۹۹۰)، رابرتز و داولینگ[8](۲۰۰۲)، والکر[9](۲۰۱۰) و فبرا و همکاران[10](۲۰۲۳) مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج این مطالعات حاکی از آن است که شهرت نقش مهمی در پاسخ‌های راهبردی شرکت‌ها به تهدیدات محیطی ایفاء می‌نماید (اویانگ و همکاران[11]، ۲۰۱۷؛ بانک و همکاران[12]، ۲۰۱۹). فمبرون و شنلی(۱۹۹۰) دریافتند که اگر نام تجاری یک شرکت برای عموم مردم شناخته شود، شرکت نسبت به رقبای خود قدرت رقابتی بالاتری خواهد داشت. رابرتز و داولینگ (۲۰۰۲) یافته‌های تجربی ارائه نمودند که طبق آن، شرکت‌هایی با عملکرد مالی بهتر، تا زمانی که از شهرت خوبی برخوردار باشند، رشد پایدار در عملکرد را حفظ خواهند نمود. کائو و همکاران[13](۲۰۱۴) نشان دادند که هر چه شهرت شرکت بیشتر باشد، هزینه حقوق صاحبان سهام برای شرکت کاهش می‌یابد.

---

1. Chun
2. Kartawinata & Maharani
3. Hall
4. Neely et al.
5. Hammond & Slocum
6. Cocis
7. Fombrun & Shanley
8. Roberts & Dowling
9. Walker
10. Febra et al.
11. OuYang et al.
12. Bank et al.
13. Cao et al.

شهرت سازوکاری است که عدم اطمینان را برای مشتریان شرکت کاهش و کارایی سیاست‌های بازاریابی را بهبود می‌بخشد و در نتیجه رضایت مشتریان را افزایش می‌دهد (لی و روح[1]، ۲۰۱۲). همچنین برخی از پژوهشگران معتقدند که شهرت به عنوان یک دارایی نامشهودِ با ارزش برای شرکت در نظر گرفته می‌شود (وانگ، ۲۰۰۸؛ ریندوا و همکاران[2]، ۲۰۱۰؛ تروتا و کاوالرو[3]، ۲۰۱۲). طبق نظریه علامت‌دهی شهرت شرکت به ذینفعان خارج از شرکت، سیگنالی مبنی بر وضعیت شرکت و روابط با مشتریان می‌دهد که باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی شده و در نتیجه در تقلیل هزینه‌های تأمین مالی به شرکت کمک می‌کند (باترانسیا و همکاران، ۲۰۲۲).

تصمیم‌های تأمین مالی عمدتاً شامل تأمین مالی کوتاه‌مدت مانند استفاده از اعتبار تجاری و وام بانکی و تصمیم‌های بلندمدت مالی شامل تأمین مالی از طریق بدهی (اهرم مالی) و صدور سهام هستند. معمولاً شرکت‌های مشهور، با ریسک‌های کمتری مواجه هستند و به همین دلیل، تأمین‌کنندگان منابع مالی با تمایل و انعطاف پذیری بیشتری اعتبار مورد نیاز آنها را تأمین می‌نمایند. به گفته سبحانی و همکاران[4] (۲۰۲۲) شرکت‌های مشهور به دلیل شهرتی که در بازار بدهی و اعتبار دارند، می‌توانند بدهی و اعتبار بیشتری را با هزینه‌های پایین‌تر جذب نمایند. بنابراین اعتبار و شهرت یک شرکت می‌تواند به کاهش هزینه تأمین مالی کمک نماید. بر این اساس در این پژوهش ارتباط بین شهرت شرکت و تصمیم‌های تأمین مالی شامل اهرم مالی و اعتبار تجاری مورد بررسی قرار گرفته است. دانش‌افزایی پژوهش حاضر از چند بعد قابل توجه است. اول این‌که طبق ادبیات فعلی شهرت شرکت می‌تواند در تصمیم‌گیری‌های مالی مدیران و به ویژه در تصمیم‌های تأمین مالی تأثیر مهمی داشته باشد که این مسأله در پژوهش‌های قبلی کمتر مورد توجه بوده و در پژوهش‌های داخلی مورد مطالعه قرار نگرفته است و نتایج این مطالعه می‌تواند به بسط و توسعه شواهد تجربی داخلی در این زمینه کمک نماید. دوم این که در این پژوهش، تصمیمات تأمین مالی به دو بخش کوتاه‌مدت و بلندمدت تفکیک شده است. سوم این که در این پژوهش از رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر سازمان مدیریت صنعتی نیز به عنوان روش جایگزین برای سنجش شهرت شرکت‌ها استفاده شده است. ساختار پژوهش حاضر بدین شرح است. در ادامه، ابتدا به پیشینه نظری، تجربی و فرضیه‌های پژوهش اشاره شده، سپس روش‌شناسی و یافته‌های پژوهش ارائه و در نهایت به نتیجه‌گیری و بحث و ارائه پیشنهادها پرداخته می‌شود.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در سال‌های اخیر موضوع شهرت شرکت با توجه به تأثیر آن بر ایجاد مزیت رقابتی و حفظ عملکرد پایدار، مورد توجه بوده است. شهرت شرکت زمانی که توسط رسانه‌ها مطرح می‌شود، نشانه کیفیت شرکت

1. Lee & Roh
2. Rindova et al.
3. Trotta & Cavallaro
4. Subhani et al.

برای سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل به‌ویژه در مواقع بحران است (بانک و همکاران، ۲۰۱۹، اویانگ و همکاران، ۲۰۱۷). موضوع شهرت شرکت توسط پژوهش‌گران بسیاری در علوم متعدد از جمله اقتصاد، مدیریت استراتژیک، بازاریابی، تئوری سازمان، مالی، حسابداری و جامعه‌شناسی مورد بررسی قرار گرفته است (فمبرون و همکاران، ۱۹۹۷). با این حال، این مفهوم هنوز با عبارات پذیرفته شده جهانی تعریف نشده است (چان، ۲۰۰۵). شهرت به عنوان یک دارایی نامشهود از اقدامات گذشته شرکت نشأت می‌گیرد (ویگلت و کامرر[1]، ۱۹۸۸) و از شاخص‌های عملکرد مالی گذشته شرکت به دست می‌آید (ورگین و کورونفله[2]، ۱۹۹۸). این رابطه یک طرفه نیست زیرا شهرت نیز ممکن است بر عملکرد مالی آینده شرکت تأثیر بگذارد. شرکت‌هایی با استانداردهای شهرت، بهتر از رقبای خود عمل می‌کنند (ویگلت و کامرر، ۱۹۸۸؛ رابرتز و داولینگ، ۲۰۰۲). میلگروم و رابرتز[3](۱۹۸۲) در پژوهش خود با استفاده از نظریه بازی‌ها[4] و توصیف یک بازی تکراری نشان دادند شهرت از عدم تقارن اطلاعاتی ناشی می‌گردد. اطلاعات نامتقارن در مورد یک بازیگر (یک باور عمومی در مورد بازیگر بر اساس اقدامات گذشته) باعث شهرت وی می‌شود. آنها نشان دادند که بازیگران (مدیران و شرکت) از طریق اقدامات خود می‌توانند شهرت را شکل دهند. با انجام اقداماتی که حتی بدون قرارداد رسمی یا صریح به نفع مدیر است، بازیگر می‌تواند به داشتن ویژگی خاصی شهرت پیدا کند که به کاهش مشکلات نمایندگی و افزایش سود در مراحل بعدی کمک نماید.

اندازه‌گیری و سنجش شهرت شرکت به عنوان یک دارایی نامشهودِ با ارزش به دلیل ویژگی ناملموس و مؤلفه عاطفی- شناختی مشاهده‌گر، دشوار است. بنابراین، تا به امروز هنوز هیچ ابزار استاندارد شده و جامعی برای سنجش شهرت شرکت ارائه نشده است؛ تنها برخی پژوهشگران و مؤسسات اقدام به ارائه فهرست‌های رتبه‌بندی شرکتی با لحاظ کردن تعدادی متغیر مختلف نموده‌اند. اگرچه بررسی شهرت در دهه پنجاه قرن بیستم آغاز شد، اما تنها در آغاز دهه هشتاد بود که شهرت برای اولین بار مورد سنجش قرار گرفت (گرگیچ[5]، ۲۰۰۸). شناخته‌شده‌ترین معیار سنجش شهرت شرکت‌ها تا به امروز توسط نشریه فورچون[6] ارائه شده است که اولین بار در پاییز سال ۱۹۸۳ انجام شد (پونزی و همکاران[7]، ۲۰۱۱) و در سال ۱۹۸۴ لیست تحسین برانگیزترین شرکت‌های آمریکا[8] برای اولین بار منتشر شد. با گذشت زمان، سایر نشریات در جهان شروع به رتبه‌بندی شهرت شرکت‌ها بر اساس معیارهای خاص خودشان کردند. در ایران نیز سازمان مدیریت صنعتی از سال ۱۳۸۶ اقدام به رتبه‌بندی شهرت شرکت‌ها بر اساس معیارهایی از قبیل حجم فروش، اندازه و رشد شرکت، سودآوری و عملکرد، صادرات، نقدینگی، بدهی و شاخص‌های بازار نموده است

1. Weigelt & Camerer
2. Vergin & Qoronfleh
3. Milgrom & Roberts
4. Game Theory
5. Grgic
6. Fortune Magazine
7. Ponzi et al.
8. America Most Admired Companies

(طهماسبی خورنه و همکاران، ۱۳۹۷). در پژوهش‌های قبلی از رتبه‌بندی شهرت نشریات و مؤسسات در کنار سایر مؤلفه‌های شهرت استفاده شده است. در این پژوهش چهار مؤلفه شهرت که توسط نشریه فورچون نیز برای رتبه‌بندی شرکت‌ها استفاده شده است، به پیروی از پژوهش‌های قبلی مانند گرگیچ (۲۰۰۸)، کار و سینگ[1] (۲۰۱۸) و سبحانی و همکاران (۲۰۲۲) این مؤلفه‌ها شامل نسبت قیمت به سود، کیو توبین، نسبت سرمایه‌گذاری بلندمدت و عمر شرکت هستند که با استفاده از رویکرد امتیازدهی ترکیبی به شاخص شهرت تبدیل شده‌اند و رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر سازمان مدیریت صنعتی نیز به عنوان روش مکمل استفاده شده است.

تصمیم‌گیری در مورد انجام سرمایه‌گذاری یک تصمیم اساسی در هر کسب و کاری تلقی می‌شود و این تصمیم با رشد آتی و موفقیت بلندمدت کسب و کارها همراه است (کنادحسن و آراموالارتان[2]، ۲۰۱۱). بخش شرکتی نقش مهمی در توسعه اقتصادی همه کشورها ایفا می‌کند؛ زیرا فرصت‌ها و روش‌های جدیدی را برای سرمایه‌گذاری معرفی می‌نماید. به دلیل رقابت زیاد در سراسر جهان، شرکت‌ها به شدت در ماشین‌آلات جدید، زیرساخت‌ها، توسعه محصول و مدیریت تولید محصول سرمایه‌گذاری می‌نمایند تا نیازهای توسعه خود را برآورده کنند. با این حال، سرمایه‌گذاری نیازمند به دست آوردن و استفاده کارا از منابع است. از این رو، شرکت‌ها برای انجام سرمایه‌گذاری‌ها، یا از وجوه داخلی استفاده می‌کنند و یا با انتشار سهام و اوراق بدهی به دنبال تأمین مالی بیرونی هستند. اعتبار تجاری به عنوان یک منبع تأمین مالی (کوتاه‌مدت) به عنوان فرصتی برای دسترسی سریع به منابع و تسهیلات مالی مورد نیاز شرکت‌ها است. شرکت‌ها در بحران‌های مالی نیز به جای بدهی بلندمدت، اعتبار تجاری را در تصمیم‌گیری خود لحاظ می‌کنند. استفاده از اعتبار تجاری در اکثر واحدهای تجاری رایج است؛ زیرا با این روش، آنها منابع مالی را به راحتی، سریع و بدون طی سلسله مراتب اخذ وام بانکی و به وثیقه گذاشتن دارایی‌ها دریافت می‌نمایند (سبحانی و همکاران، ۲۰۲۲).

شهرت شرکت بیانگر شناخت از کیفیت مدیریت شرکت (هاموند و اسلوکوم، ۱۹۹۶) بوده و می‌توان انتظار داشت که اطمینان سرمایه‌گذاران در یک شرکت را افزایش دهد و تأثیر مثبتی بر دیدگاه روانی سرمایه‌گذاران و تأمین‌کنندگان منابع مالی داشته باشد. بر اساس نظریه‌های اقتصادی، شهرت نقش مهمی را در تعیین رفتار دارد و بر اعمال متخصصان شرکت‌های تجاری از جمله حسابرسان و تحلیلگران مالی و بر تأمین مالی از طریق سهام اثر می‌گذارد. یعنی شرکت‌های مشهورتر از هزینه سرمایه کمتری برخوردارند؛ چون شهرت بالا حاکی از کیفیت بهتر شرکت، انتقال مناسب شایستگی‌ها و انجام کسب وکار مطابق با منافع سهامداران است (مختاری و باقری، ۱۴۰۰).

از آنجا که کسب و حفظ شهرت پرهزینه است، شهرت خوب باید به بازیگر اجازه دهد تا منافع آتی از محل آن شهرت به دست آورد. ادبیات نظری در اقتصاد نیز حاکی از آن است شرکت‌هایی که شهرت بالاتری

1. Kaur & Singh
2. Kannadhasan & Aramvalarthan

دارند، از رانت‌هایی در قالب دسترسی به منابع تأمین مالی با هزینه نسبتاً پایین‌تر برخوردار خواهند شد (دایموند[1]، ۱۹۸۹؛ ۱۹۹۱). از آنجا که شهرت خوب به عنوان سیگنال مثبت عمل می‌کند و شرکت اقداماتی مطابق با منافع سرمایه‌گذاران انجام می‌دهد، شرکتی که برای ارتقای شهرت خود اقدام می‌کند، از طرف سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان با هزینه تأمین مالی کمتر، قدردانی می‌شود (آنگینر و همکاران[2]، ۲۰۱۵). بنابراین انتظار می‌رود شهرت شرکت به عنوان یک عامل مثبت بر کاهش هزینه تأمین مالی شرکت اثر بگذارد و در نتیجه شرکت‌های مشهور در مقایسه با سایر شرکت‌ها تأمین مالی کم هزینه‌تری را داشته باشند که به نوبه خود باعث می‌گردد این‌گونه شرکت‌ها از اعتبار تجاری و بدهی بیشتری برای تأمین مالی کوتاه‌مدت و بلندمدت خود استفاده نمایند. با این حال، شواهد تجربی حمایت‌کننده از این پیش‌بینی محدود است. در معدود پژوهش‌های انجام شده، کائو و همکاران(۲۰۱۴) و آنگینر و همکاران(۲۰۱۵) ارتباط بین شهرت شرکت و هزینه حقوق صاحبان سهام را بررسی نموده‌اند.

در ادامه به بررسی پژوهش‌های تجربی صورت گرفته در زمینه موضوع پژوهش پرداخته می‌شود. در پژوهش‌های پیشینِ خارج از کشور، فبرا و همکاران (۲۰۲۳) نشان دادند بین ضریب شهرت و بازده غیرعادی شرکت‌ها و ریسک سیستماتیک تفاوت معناداری وجود ندارد. شواهد تجربی لیمبونان و دارومس[3](۲۰۲۲) حاکی از ارتباط بین شهرت شرکت و ارزش‌گذاری بازار (کیو توبین) است. همچنین یافته‌های سبحانی و همکاران (۲۰۲۲) تأثیر شهرت شرکت بر تصمیمات تأمین مالی شرکت را تایید می‌نمایند. طبق یافته‌های این پژوهش، نسبت قیمت به سود هر سهم، عمر شرکت و نسبت سرمایه‌گذاری بلندمدت ارتباط معناداری با اهرم مالی دارد. همچنین نتایج این پژوهش نشان داد نسبت قیمت به سود هر سهم، عمر شرکت و نسبت سرمایه‌گذاری بلندمدت ارتباط معناداری با اعتبار تجاری دارد. همچنین شواهد پژوهش کارتاوینا‌تا و ماهارانی(۲۰۲۲) حاکی از تأثیر شهرت شرکت بر عملکرد مالی است که از شاخص‌های متعددی برای سنجش متغیر شهرت شرکت استفاده شده است. نتایج پژوهش گویس، دلوکا و همکاران[4](۲۰۲۰) نیز نشان داد شهرت شرکت ارتباط منفی با ریسک ورشکستگی دارد. یافته‌های تجربی پژوهش پفیستر و همکاران[5](۲۰۲۰) نشان داد سطوح بالای شهرت با سطوح پایین نرخ هزینه سرمایه آتی ارتباط دارد. و خسارت‌های (ریسک) شهرت منجر به افزایش معناداری در نرخ هزینه سرمایه در شش ماه آتی می‌گردد. شواهد ارائه شده توسط کروگر و ورستاد[6](۲۰۱۶) نیز بیانگر آن است که شرکت‌هایی که بالاترین امتیاز شهرت را دارند، تمایل به ریسک سیستماتیک و ریسک کل کمتری دارند.

در پژوهش‌های داخلی شهرت شرکت کمتر مورد توجه پژوهشگران بوده است. در معدود پژوهش‌های انجام شده، اژدری و همکاران (۱۴۰۲) تأثیر مثبت مسئولیت اجتماعی سازمان بر برند کارفرمایان و شهرت

1. Diamond
2. Anginer et al.
3. Limbunan & Daromes
4. Gois et al.
5. Pfister et al.
6. Krueger & Wrolstad

سازمان را گزارش نمودند. نتایج آنها نشان داد برند کارفرمایان بر شهرت سازمان تأثیر مثبتی دارد. مختاری و جعفری (۱۴۰۰) بین شهرت شرکت و هزینه سرمایه ارتباط منفی و معنادار را گزارش نمودند. یافته‌های پژوهش حسینی و همکاران (۱۴۰۰) نشان داد مدیریت ریسک سازمانی تأثیر مستقیمی بر شهرت شرکت دارد. و مدیریت ریسک سازمانی نقش واسطه در رابطه بین ویژگی‌های کمیته حسابرسی و شهرت شرکت دارد. نتایج پژوهش طهماسبی‌خورنه و همکاران (۱۳۹۷) نشان داد بین شهرت شرکتی و عملکرد مالی رابطه متقابل و مثبتی وجود دارد. همچنین عرب و همکاران (۱۴۰۰) نشان دادند تصدی مدیر عامل و مالکیت مدیر عامل بر اهرم مالی تأثیر منفی و دوگانگی وظیفه مدیر عامل بر اهرم مالی تأثیر مثبت دارد. نتایج پژوهش فخاری و اسدزاده (۱۳۹۶) بیانگر این است که بین اهرم مالی و جریان وجه نقد آزاد با سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد رابطه‌ی مستقیم وجود دارد و این ارتباط در حالت کسری وجه نقد صادق بوده ولی در حالت مازاد وجه نقد وجود ندارد. این یافته‌ها می‌تواند تأکید مجددی بر نیاز به مدیریت وجه نقد توسط مدیران، جهت دستیابی به تصمیمات وجه نقد بهینه باشد.

با توجه به بررسی‌های صورت گرفته، تاکنون پژوهشی در محیط اقتصادی ایران به بررسی تأثیر شهرت شرکت بر اهرم مالی و اعتبار تجاری نپرداخته است. بنابراین هدف پژوهش حاضر بررسی تجربی این موضوع است. همچنین با جستجو و بررسی پایگاه‌های علمی خارجی و داخلی، پژوهشی که تأثیر تصمیمات تأمین مالی را بر شهرت شرکت مورد مطالعه قرار داده باشد، یافت نشد. بر این اساس ارتباط دوسویه بین متغیرها در این پژوهش مورد مطالعه قرار نگرفته است. همچنین در این پژوهش از رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر سازمان مدیریت صنعتی نیز به عنوان روش جایگزین برای سنجش شهرت شرکت‌ها استفاده شده است. با توجه به مبانی نظری و تجربی پژوهش و استدلال‌های مذکور مبنی بر نقش شهرت شرکت‌ها در تصمیم‌های تأمین مالی، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه ۱: بین شهرت شرکت و اهرم مالی ارتباط معناداری وجود دارد.

فرضیه ۲: بین شهرت شرکت و اعتبار تجاری ارتباط معناداری وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف پژوهش، کاربردی بوده و از نظر نوع پژوهش نیز در دسته پژوهش‌های توصیفی- همبستگی قرار می‌گیرد. جامعه آماری پژوهش نیز شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۱ بوده است که حائز ویژگی‌هایی از جمله داشتن پایان سال مالی منتهی به ۲۹ اسفند و عدم تغییر سال مالی طی دوره پژوهش، عدم فعالیت در صنایع واسطه‌گری مالی مانند بانک‌ها، بیمه‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها و در دسترس بودن اطلاعات مورد نیاز محاسبه متغیرها بوده است. در مجموع ۱۷۴ شرکت با رویکرد داده‌های تابلویی(۲۰۸۸ سال-شرکت) مورد تجزیه و تحلیل آماری قرار گرفته‌اند. اطلاعات مورد نیاز محاسبه متغیرها از صورت‌های مالی، یادداشت‌های پیوست و اطلاعات مالی مکمل موجود در سامانه کدال استخراج و در نرم‌افزار ایویوز تجزیه و تحلیل شده است. برای آزمون فرضیه‌ها نیز از رگرسیون چندگانه استفاده شده است.

با توجه به این که در این پژوهش به منظور تبیین تصمیمات تأمین مالی در دو بخش کوتاه‌مدت و بلندمدت از دو متغیر وابسته اعتبار تجاری و اهرم مالی بهره گرفته شده است. بنابراین، جهت آزمون فرضیه‌ها به پیروی از پژوهش سبحانی و همکاران (۲۰۲۲) از مدل‌های (۱) و (۲) استفاده شده است:

$$DR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Rep_{i,t} + \alpha_2 ROA_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \alpha_4 Cash_{i,t} + \alpha_5 Group_{i,t} + \alpha_6 SMtB_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل (۱)

$$TC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Rep_{i,t} + \alpha_2 ROA_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \alpha_4 Cash_{i,t} + \alpha_5 Group_{i,t} + \alpha_6 MtB_{i,t} + \alpha_7 WC_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل (۲)

در مدل (۱) متغیر وابسته اهرم مالی (DR) است که از طریق جمع کل بدهی‌های بهره‌دار (تسهیلات بلندمدت پرداختنی و حصه جاری تسهیلات پرداختنی) به جمع کل دارایی‌ها محاسبه شده است. در مدل (۲) متغیر وابسته اعتبار تجاری (TC) است که از طریق جمع حساب‌های پرداختنی به جمع دارایی‌ها اندازه‌گیری شده است.

متغیر مستقل مدل‌های (۱) و (۲) شهرت شرکت (Rep) است که از طریق رویکرد امتیازدهی ترکیبی و با استفاده از چهار مؤلفه شهرت شرکت شامل نسبت قیمت به سود، کیو توبین، نسبت سرمایه‌گذاری بلندمدت و عمر شرکت محاسبه شده است. نسبت قیمت به سود از طریق تقسیم قیمت بازار هر سهم به سود حسابداری هر سهم و کیو توبین نیز از طریق جمع ارزش بازار کل سهام و ارزش دفتری کل بدهی تقسیم بر ارزش دفتری جمع دارایی‌ها بدست آمده‌اند. نسبت سرمایه‌گذاری بلندمدت نیز از طریق جمع دارایی ثابت و سرمایه‌گذاری بلندمدت در سهام سایر شرکت‌ها تقسیم بر جمع کل دارایی‌ها محاسبه شده است. عمر شرکت نیز برابر با لگاریتم طبیعی تعداد سال‌های فعالیت شرکت از ابتدای تاسیس بوده است. با توجه به هر یک از چهار مؤلفه سال- شرکت‌ها به ترتیب مقادیر طبقه‌بندی شده و سپس به مشاهدات پنجک اول در سه مؤلفه کیو توبین، نسبت سرمایه‌گذاری بلندمدت و عمر شرکت عدد یک و به مشاهدات پنجک اول مؤلفه نسبت قیمت به سود عدد پنج، پنجک دوم عدد دو و به همین ترتیب مشاهدات پنجک پنجم عدد پنج امتیازدهی شده است. در ادامه جمع امتیاز هر سال- شرکت بر مبنای چهار مؤلفه با یکدیگر جمع شده و بر عدد ۲۰ تقسیم می‌شود تا امتیاز شهرت محاسبه شود. به عنوان روشی جایگزین جهت سنجش استحکام نتایج، از رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر سازمان مدیریت صنعتی نیز جهت سنجش شهرت شرکت استفاده شده است. بدین‌صورت که این متغیر برای شرکت‌های حاضر در لیست مذکور مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر را می‌گیرد.

متغیرهای کنترلی نیز شامل بازده دارایی‌ها (ROA) برابر با نسبت سود خالص تقسیم بر جمع دارایی‌ها، اندازه شرکت (Size) برابر با لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌ها، نسبت وجه نقد (Cash) برابر با جمع وجه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت تقسیم بر جمع کل دارایی‌ها، عضویت در گروه تجاری (Group) به طوری که اگر شرکت عضو گروه تجاری باشد مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر را می‌گیرد، نسبت ارزش بازار به دفتری(MtB) که برابر با نسبت ارزش بازار سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است

و نسبت جاری (WC) برابر با جمع دارایی جاری تقسیم بر جمع بدهی جاری است. انتظار می‌رود ضریب رگرسیونی متغیر مستقل یعنی α_1 از نظر آماری معنادار باشد تا فرضیه‌های ۱ و ۲ رد نشوند.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرها در جدول (۱) گزارش شده است. اهرم مالی دارای میانگین ۰/۲۲۳ است در حالی که بیشینه این متغیر ۱/۵۵۱ مقداری بزرگتر از یک بوده است. دلیل این امر وجود برخی مشاهدات با ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام منفی است که باعث می‌شود جمع بدهی نسبت به جمع دارایی فزونی یافته و در نتیجه اهرم مالی بزرگتر از یک محاسبه شود. میانگین عمر شرکت‌های نمونه ۳۹ سال بوده است در حالی که کمینه و بیشینه آن به ترتیب ۸ و ۷۱ سال بوده است. نسبت قیمت به سود هر سهم نیز دارای متوسط ۱۵/۰۶ است که نشان می‌دهد شرکت‌ها به طور متوسط حدود ۶/۶۷ ٪ قیمت بازار هر سهم، سود حسابداری بدست آورده‌اند. امتیاز شهرت شرکت دارای میانگین ۰/۶۰ است. میانگین متغیر کیو توبین (۲/۶۶) نیز بیانگر وجود فرصت‌های رشد در شرکت‌های مورد بررسی است. نسبت سرمایه‌گذاری بلندمدت نشانگر آن است که به طور متوسط ۳۳٪ جمع دارایی‌ها از سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت در سهام سایر شرکت‌ها و دارایی‌های ثابت تشکیل شده است. در مورد اعتبار تجاری نیز بیشینه ۹۴٪ نشان می‌دهد، این مقدار حاکی از آن است که ۹۴٪ دارایی‌ها از محل حساب‌های پرداختنی تأمین مالی شده است که رقم قابل توجهی است. بیش از ۴۴ درصد از شرکت‌ها نیز عضو گروه تجاری بوده‌اند.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف استاندارد
عمر شرکت	AGE	۳۹/۱۳	۳۹	۷۱	۸	۱۳/۶۹
وجه نقد	Cash	۰/۰۷۹	۰/۰۴۴	۰/۸۲۱	۰/۰۰۱	۰/۰۹۵
اهرم مالی	DR	۰/۲۲۳	۰/۱۹۷	۱/۵۵۱	۰	۰/۱۶۹
نسبت قیمت به سود	P/E	۱۵/۰۶	۹/۴۴	۱۶۰/۳۱	-۹۹/۳۴	۲۳/۷۱
نسبت سرمایه‌گذاری بلندمدت	INV	۰/۳۳۴	۰/۳۰۸	۰/۸۷۵	۰/۰۱۳	۰/۱۹۳
امتیاز شهرت شرکت	REP	۰/۶۰	۰/۶۰	۰/۹۵	۰/۲۰	۰/۱۲
بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۱۴۹	۰/۱۲۴	۰/۷۶۴	-۰/۵۶۲	۰/۱۵۶
اعتبار تجاری	TC	۰/۳۱۵	۰/۲۶۶	۰/۹۴۴	۰/۰۱	۰/۲۰۲
کیو توبین	QT	۲/۶۶	۱/۸۸	۳۲/۷۰	۰/۱۸۳	۲/۵۸
ارزش بازار به دفتری	MtB	۴/۲۲۸۰	۳/۱۶۷۰	۲۰/۲۹۷۶	-۶/۹۸۷۱	۳/۶۳۳۷
متغیر	نماد	فراوانی ۱	درصد فراوانی ۱	فراوانی ۰	درصد فراوانی ۱	
گروه	GROUP	۹۳۰	٪۴۴/۵۴	۱۱۵۸	٪۵۵/۴۵	
شهرت شرکت	REP	۴۴۲	٪۲۱/۱۶	۱۶۴۶	٪۷۸/۸۳	

منبع: محاسبات پژوهش

آزمون‌های تشخیصی و فروض کلاسیک رگرسیون

قبل از اقدام به برازش مدل‌ها، به منظور بررسی فروض کلاسیک رگرسیون (شامل عدم خودهمبستگی، همسانی واریانس‌ها، و عدم هم‌خطی) و آزمون‌های تشخیصی برای انتخاب رویکرد ارجح برازش مدل‌ها، آزمون‌های مربوطه انجام شدند.

جدول ۲. آزمون فروض کلاسیک رگرسیون

مدل	معناداری آزمون خودهمبستگی	نتیجه	معناداری آزمون همسانی وارانس	نتیجه
مدل (۱)	۰/۰۰۰	وجود خودهمبستگی	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس
مدل (۲)	۰/۰۰۰	وجود خودهمبستگی	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج آزمون‌های فروض کلاسیک بیانگر وجود ناهمسانی واریانس است (آزمون ویگینز-پوی) و مدل (۱) نیز دچار خودهمبستگی سریالی است (آزمون براش-گادفری). بنابراین برای تخمین مدل (۱) بایستی اقدام به افزودن وقفه جهت رفع خودهمبستگی سریالی نمود. بدلیل وجود ناهمسانی واریانس نیز در هنگام محاسبه ضرایب رگرسیونی متغیرها از خطای استاندارد مقاوم استفاده شده است (افلاطونی، ۱۴۰۱).

جدول ۳. آزمون‌های تشخیصی لیمر و هاسمن

مدل	معناداری آزمون لیمر	نتیجه	معناداری آزمون هاسمن	نتیجه
مدل (۱)	۰/۰۰۰	ارجحیت داده‌های تابلویی	۰/۰۰۰	ارجحیت اثرات ثابت
مدل (۲)	۰/۰۰۰	ارجحیت داده‌های تابلویی	۰/۰۰۰	ارجحیت اثرات ثابت

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج آزمون‌های تشخیصی نیز بیانگر ارجحیت رویکرد داده‌های تابلویی اثرات ثابت در همه مدل‌ها است. نتایج تخمین نهایی مدل‌ها و آزمون فرضیه‌ها در ادامه توصیف شده است.

برازش مدل‌ها و آزمون فرضیه‌ها

جدول ۴. برازش مدل (۱)-رویکرد حداقل مربعات

	متغیر مستقل: امتیاز شهرت شرکت			متغیر مستقل: رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر		
متغیر	ضریب	آماره T	معناداری	ضریب	آماره T	معناداری
Rep	۰/۰۶۳۸	۴/۴۰	۰/۰۰۱۳	۰/۰۴۶۱	۵/۲۹	۰/۰۰۰۳
ROA	-۰/۱۴۹۱	-۱۴/۲۳	۰/۰۰۰۰	-۰/۲۶۰۶	-۱۸/۸۳	۰/۰۰۰۰
Size	-۰/۰۱۹۱	-۵/۷۰	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۲۶۱	-۱۲/۳۳	۰/۰۰۰۰
Cash	-۰/۰۱۵۸	-۱/۳۵	۰/۲۰۵۳	-۰/۰۰۷۱	-۰/۵۶	۰/۵۸۴۸
Group	-۰/۰۱۳۰	-۱/۸۶	۰/۰۹۲۳	-۰/۰۱۴۵	-۳/۴۳	۰/۰۰۵۶
MtB	۰/۰۰۱۲	۲/۱۵	۰/۰۵۶۶	۰/۰۰۱۳	۲/۰۸	۰/۰۶۳۸

	متغیر مستقل: امتیاز شهرت شرکت			متغیر مستقل: رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر		
عرض از مبدا	۰/۵۵۹۲	۱۱/۸۹	۰/۰۰۰۰	۰/۶۴۹۱	۱۹/۷۶	۰/۰۰۰۰
AR (1)	۰/۵۹۹۶	۲۱/۰۸	۰/۰۰۰۰	۰/۶۰۰۵	۲۱/۷۳	۰/۰۰۰۰
R^2 تعدیل شده	۰/۶۷۶			۰/۶۱۸		
آماره F (سطح معناداری)	۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰		

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج برازش مدل (۱) که با توجه به نحوه اندازه‌گیری متغیر مستقل در دو حالت مجزا انجام شده است با توجه به احتمال محاسبه شده آماره F، بیانگر معناداری هر دو حالت است. ضرایب تعیین تعدیل شده در دو حالت به ترتیب ۰/۶۷۶ و ۰/۶۱۸ است. لازم به ذکر است مقادیر عامل تورم واریانس (VIF) برای متغیرهای توضیحی محاسبه شدند که ارقام بدست آمده بیانگر عدم هم‌خطی شدید بین متغیرهای توضیحی در تمامی مدل‌ها بوده است. برای قضاوت درباره فرضیه‌ها از آزمون T استیودنت بر متغیر مستقل استفاده شد. نتایج برآورد مدل رگرسیون نشان می‌دهد سطح معناداری متغیر مستقلِ فرضیه اول پژوهش (شهرت شرکت) به ترتیب برابر با ۰/۰۰۱۳ و ۰/۰۰۰۳ است که حاکی از معنادار بودن مدل در سطح ۹۹٪ است. بنابراین می‌توان بیان نمود فرضیه صفر آزمون مدل اول پژوهش مبنی بر عدم وجود ارتباط معنادار بین دو متغیر در هر دو حالت رد می‌شود و فرضیه مقابل که نشان‌دهنده وجود رابطه معنادار بین دو متغیر است تایید می‌گردد که به معنای عدم رد فرضیه ۱ است. با توجه به علامت مثبت ضریب رگرسیونی متغیر مستقل می‌توان نتیجه گرفت نوع ارتباط بین دو متغیر مستقیم است. به عبارتی دیگر بین شهرت شرکت و اهرم مالی رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد و با افزایش امتیاز شهرت شرکت، میزان اهرم مالی شرکت نیز افزایش می‌یابد. این نتایج حاکی از آن است که شهرت به عنوان یک علامت مثبت عمل نموده و شرکتی که برای ارتقای شهرت خود اقدام می‌کند، از طرف سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان با تأمین مالی بیشتری حمایت می‌شود. در بین متغیرهای کنترلی نیز ارتباط بین اندازه، بازده دارایی‌ها، عضویت در گروه‌های تجاری و ارزش دفتری با متغیر وابسته معنادار هستند. متغیر وجه نقد به عنوان یکی از متغیرهای توضیحی رابطه معناداری با متغیر وابسته (امتیاز شهرت شرکت – رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر) ندارد. این موضوع نشان می‌دهد که در شرکت‌های نمونه این پژوهش رابطه وجه نقد با اهرم مالی منفی است. به عبارت دیگر شرکتهای با وضعیت نقدینگی مطلوب، تأمین مالی کمتری اتخاذ کرده اند.

جدول ۵. برازش مدل (۲)-رویکرد حداقل مربعات

	متغیر مستقل: امتیاز شهرت شرکت			متغیر مستقل: رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر		
متغیر	ضریب	آماره T	معناداری	ضریب	آماره T	معناداری
Rep	-۰/۰۹۲۵	-۵/۴۶	۰/۰۰۰۳	-۰/۲۲۹۲	-۸/۸۸	۰/۰۰۰۰
ROA	-۰/۰۸۵۱	-۳/۶۴	۰/۰۰۴۵	-۰/۱۱۵۳	-۵/۵۵	۰/۰۰۰۲
Size	-۰/۰۰۵۳	-۱/۵۷	۰/۱۴۷۶	-۰/۰۰۷۷	-۲/۲۵	۰/۰۴۸۲
Cash	۰/۰۱۲۸	۰/۷۶	۰/۴۶۳۴	۰/۰۲۷۳	۱/۵۳	۰/۱۵۶۰

	متغیر مستقل: امتیاز شهرت شرکت			متغیر مستقل: رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر		
Group	۰/۰۱۰۰	۱/۵۶	۰/۱۵۰۶	۰/۰۰۸۶	۱/۲۸	۰/۲۳۰۰
MtB	۰/۰۰۰۸	۲/۵۷	۰/۰۲۷۷	۰/۰۰۰۹	۲/۷۷	۰/۰۱۹۶
WC	-۰/۰۰۷۶	-۵/۳۹	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۷۲	-۵/۳۶	۰/۰۰۰۳
عرض از مبدا	۰/۳۶۹۵	۸/۰۴	۰/۰۰۰۰	۰/۳۵۵۶	۶/۹۳	۰/۰۰۰۰
AR (1)	۰/۴۷۹۹	۱۲/۶۱	۰/۰۰۰۰	۰/۴۸۶۰	۱۲/۰۰	۰/۰۰۰۰
R^2 تعدیل شده	۰/۶۳۶			۰/۶۰۴		
معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰		

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج برازش مدل (۲) در دو حالت مجزا و بر اساس اینکه سطح معناداری آماره F در هر دو حالت برازش کمتر از ۵٪ است، بنابراین مدل کلی رگرسیون معنادار است. ضریب تعیین تعدیل شده مدل در دو حالت برازش به ترتیب ۰/۶۳۶ و ۰/۶۰۴ است که به معنای قدرت توضیحی تقریبا ۶۰ درصدی متغیرهای توضیحی در توضیح تغییرات متغیر وابسته است. نتایج براورد مدل رگرسیون نشان می‌دهد سطح معناداری متغیر مستقلِ فرضیه دوم پژوهش (شهرت شرکت) به ترتیب برابر با ۰/۰۰۰۳ و ۰/۰۰۰۰ است که حاکی از معنادار بودن مدل در سطح ۹۹٪ است. بنابراین می‌توان بیان کرد که فرضیه صفر آزمون مدل دوم پژوهش مبنی بر عدم وجود ارتباط معنادار بین دو متغیر در هر دو حالت رد می‌شود و فرضیه مقابل که نشان‌دهنده وجود رابطه معنادار بین دو متغیر است تایید می‌گردد که به معنای عدم رد فرضیه دوم است. ضریب رگرسیونی منفی متغیر مستقل فرضیه دوم پژوهش نشان از وجود رابطه معکوس بین دو متغیر است. به عبارت دیگر می‌توان بیان کرد با افزایش امتیاز شهرت شرکت، میزان اعتبار تجاری کاهش می‌یابد. در بین متغیرهای کنترلی نیز ارتباط بین بازده دارایی‌ها و ارزش دفتری با متغیر وابسته معنادار هستند. متغیر توضیحی اندازه شرکت ارتباط معناداری با اعتبار تجاری ندارد. این موضوع حاکی از آن است شرکت‌هایی که از لحاظ دارایی (جاری و غیرجاری) وضعیت مناسبی دارند، نیاز کمتری به تأمین مالی کوتاه‌مدت دارند. متغیر کنترلی وجه نقد تأثیر معناداری بر اعتبار تجاری ندارد. با این حال در شرکت‌های نمونه این پژوهش رابطه وجه نقد با اعتبار تجاری مثبت است. به عبارت دیگر شرکت‌های با وضعیت نقدینگی مطلوب، تأمین مالی بیشتری اتخاذ کرده‌اند. متغیر کنترلی گروه نیز تأثیر معناداری بر اعتبار تجاری ندارد. این نتیجه نشان می‌دهد شرکت‌های عضو گروه تجاری می‌تواند از شرکت‌های عضو منابع لازم را تأمین نماید و حساسیت نسبت به اعتبار تجاری نداشته باشد.

آزمون تکمیلی

به منظور سنجش استحکام نتایج حاصل از رویکرد اصلی حداقل مربعات، مدل‌های (۱) و (۲) با رویکرد داده‌های تابلویی پویا و افزودن وقفه متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته برازش شدند که نتایج در ادامه ذکر شده‌اند.

جدول ۶. برازش مدل (۱)-رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته

	متغیر مستقل: امتیاز شهرت شرکت			متغیر مستقل: رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر		
متغیر	ضریب	آماره T	معناداری	ضریب	آماره T	معناداری
DR_{t-1}	۰/۷۵۰۳	۳۶/۰۶	۰/۰۰۰۰	۰/۷۵۶۳	۳۵/۲۳	۰/۰۰۰۰
Rep	۰/۰۸۰۲	۲/۷۳	۰/۰۰۷۰	۰/۰۷۲۵	۴/۹۱	۰/۰۰۰۰
ROA	-۰/۱۷۶۹	-۶/۹۲	۰/۰۰۰۰	-۰/۱۹۷۰	-۷/۷۵	۰/۰۰۰۰
Size	-۰/۰۲۷۰	-۲/۶۱	۰/۰۰۹۷	-۰/۰۲۳۶	-۲/۳۰	۰/۰۲۲۶
Cash	-۰/۰۰۲۳	-۰/۱۰	۰/۹۲۲۶	۰/۰۱۷۰	۰/۷۲	۰/۴۷۳۵
Group	۰/۰۰۸۶	۰/۷۲	۰/۴۷۰۹	۰/۰۰۹۰	۰/۷۴	۰/۴۶۰۹
MtB	۰/۰۰۴۱	۶/۳۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۴۲	۶/۵۲	۰/۰۰۰۰
عرض از مبدا	۰/۰۲۷۹	۴/۱۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۲۸۳	۴/۴۴	۰/۰۰۰۰
آماره سارگان	۵۷/۸۲			۵۷/۸۱		
سطح معناداری آماره سارگان	۰/۳۳۵۹			۰/۳۳۶۴		
سطح معناداری آرلانو بوند وقفه اول	۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰		
سطح معناداری آرلانو بوند وقفه دوم	۰/۱۶۵۳			۰/۱۷۰۲		

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج برازش مدل (۱) در هر دو حالت حاکی از آن است که مقدار آماره سارگان (۳۳۵۹/ و ۰/۳۳۶۴) بیش از ۵٪ است (عدم معناداری) و نشان می‌دهد ابزارهای مورد استفاده مناسب هستند. نتایج آزمون عدم خودهمبستگی سریالی آرلانوبوند در وقفه‌های اول و دوم نیز نشان از وجود خودهمبستگی مرتبه اول و عدم وجود خودهمبستگی سریالی در وقفه دوم و معتبر بودن نتایج است. با توجه به سطح معناداری متغیر شهرت در دو حالت برازش مدل که ۰/۰۰۷۰ و ۰/۰۰۰۰ است و کمتر از ۵٪ است، فرض صفر آزمون رد و فرض مقابل رد نمی‌شود که به معنای عدم رد فرضیه پژوهشی است. با توجه به مثبت بودن ضریب رگرسیونی متغیر مستقل، نوع ارتباط بین دو متغیر مستقیم است. نتایج رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته موید نتایج رویکرد حداقل مربعات است و استحکام نتایج را تقویت می‌کند.

جدول ۷. برازش مدل (۲)-رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته

	متغیر مستقل: امتیاز شهرت شرکت			متغیر مستقل: رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر		
متغیر	ضریب	آماره T	معناداری	ضریب	آماره T	معناداری
TC_{t-1}	۰/۳۵۹۶	۵/۸۱	۰/۰۰۰۰	۰/۳۵۴۲	۵/۸۰	۰/۰۰۰۰
Rep	-۰/۱۵۱۴	-۴/۹۳	۰/۰۰۰۰	-۰/۱۳۰۱	-۴/۳۶	۰/۰۰۰۰
ROA	-۰/۱۲۴۵	-۴/۸۲	۰/۰۰۰۰	-۰/۱۷۱۰	-۷/۵۸	۰/۰۰۰۰
Size	-۰/۰۶۳۰	-۵/۹۱	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۶۷۰	-۶/۰۸	۰/۰۰۰۰
Cash	-۰/۰۲۰۴	-۰/۷۸	۰/۴۳۳۶	-۰/۰۰۵۹	-۰/۲۴	۰/۸۱۱۷
Group	۰/۰۱۳۰	۰/۸۰	۰/۴۲۵۱	۰/۰۱۰۳	۰/۶۳	۰/۵۳۱۴
MtB	۰/۰۰۰۲	۰/۱۷	۰/۸۶۶۳	۰/۰۰۰۵	۰/۵۰	۰/۶۲۰۲
WC	-۰/۰۰۷۱	-۲/۹۰	۰/۰۰۴۲	-۰/۰۰۶۳	-۲/۹۴	۰/۰۰۳۷
عرض از مبدا	۰/۰۱۹۸	۴/۲۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۹۷	۴/۳۳	۰/۰۰۰۰
آماره سارگان	۴۹/۷۷			۴۹/۹۲۲		

	متغیر مستقل: امتیاز شهرت شرکت	متغیر مستقل: رتبه‌بندی ۱۰۰ شرکت برتر
سطح معناداری آماره سارگان	۰/۶۳۸۰	۰/۶۳۲۳
سطح معناداری آرلانو بوند وقفه اول	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
سطح معناداری آرلانو بوند وقفه دوم	۰/۳۹۹۱	۰/۴۵۸۴

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج برازش مدل (۲) در هر دو حالت حاکی از آن است که آماره سارگان (۳۹۹۱/ و ۰/۴۵۸۴) بیش از ۵٪ است (عدم معناداری) و نشان می‌دهد ابزارهای مورد استفاده مناسب هستند. نتایج آزمون عدم خودهمبستگی سریالی آرلانوبوند در وقفه‌های اول و دوم نیز بیانگر وجود خودهمبستگی سریالی مرتبه اول و عدم خودهمبستگی سریالی در وقفه دوم و معتبر بودن نتایج است. با توجه به سطح معناداری متغیر شهرت در دو حالت برازش مدل که ۰/۰۰۰۰ و ۰/۰۰۰۰ است و کمتر از ۵٪ است، فرض صفر آزمون رد و فرض مقابل رد نمی‌شود که به معنای عدم رد فرضیه پژوهشی است. با توجه به منفی بودن ضریب رگرسیونی متغیر مستقل، نوع ارتباط بین دو متغیر معکوس است. نتایج رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته برای فرضیه دوم پژوهش مؤید نتایج رویکرد حداقل مربعات است و استحکام نتایج اولیه را تقویت می‌نماید

بحث و نتیجه‌گیری

در سال‌های اخیر، شهرت شرکت به عنوان مفهومی نوین در ادبیات بازاریابی، مدیریت و مالی مطرح شده و مورد توجه پژوهشگران، سرمایه‌گذاران، رقبا و ذینفعان قرار گرفته است. شهرت شرکت تصویری از عملکرد گذشته شرکت در زمینه‌های مختلف است که تأثیر بسزایی بر عملکرد فعلی و آتی شرکت‌ها دارد (لی و روح، ۲۰۱۲). در پژوهش‌های اخیر اثرات شهرت شرکت بر سودآوری مورد بررسی قرار گرفته است؛ از این رو ضرورت بررسی تأثیر آن بر تصمیم‌های تأمین مالی و سرمایه‌گذاری نیز احساس می‌گردد. در این پژوهش ارتباط بین شهرت شرکت با تأمین مالی کوتاه‌مدت (با استفاده از اعتبار تجاری) و بلندمدت (با استفاده از اهرم مالی) شرکت‌ها بررسی شد. یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد در مجموع شهرت شرکت تأثیر معناداری بر تصمیم‌های تأمین مالی شامل اهرم مالی و اعتبار تجاری دارد. نتایج بدست آمده از آزمون فرضیه‌ها همسو با یافته‌های آنگینر و همکاران (۲۰۱۵)، سبحانی و همکاران(۲۰۲۲) و مختاری و جعفری(۱۴۰۰) است و تضادی با سایر یافته‌ها ندارد. طبق نتایج بدست آمده، شهرت شرکت عاملی اثرگذار در تصمیم‌های تأمین مالی به شمار می‌رود به طوری که هر چه شهرت شرکت بیشتر باشد، میزان اهرم مالی مورد استفاده شرکت نیز افزایش یافته و میزان استفاده از اعتبار تجاری برای تأمین مالی کاهش می‌یابد. یافته‌ها حاکی از آن است که شرکتهای مشهور، با ریسک‌های کمتری مواجه هستند و تأمین‌کنندگان منابع مالی با تمایل و انعطاف‌پذیری بیشتری به منظور اعطای اعتبار با این گونه شرکت‌ها تعامل می‌نمایند. نتایج بدست آمده با توضیح ارائه شده توسط میلگروم و رابرتز (۱۹۸۲) مبتنی بر نظریه بازی‌ها همخوانی دارد؛ یعنی شرکت‌ها ابتدا اقدام به کسب شهرت می‌نمایند تا در آینده از منافع آن مانند تأمین مالی کم‌هزینه بهره ببرند. همچنین نتایج بدست آمده با نظریه علامت‌دهی همخوانی دارد.

با توجه به نتایج بدست آمده توصیه می‌شود شهرت به عنوان یک عامل استراتژیک مدنظر شرکت‌ها و به‌ویژه مدیران آنها قرار گیرد؛ زیرا شهرت دارای منافع آتی زیادی از جمله کاهش هزینه تأمین مالی، افزایش سودآوری و علامت مثبت برای سرمایه‌گذاران است. به سرمایه‌گذاران و سایر ذی‌نفعان از جمله اعتباردهندگان توصیه می‌شود شهرت شرکت را در تصمیم‌های مرتبط لحاظ نمایند و از رتبه‌بندی شرکت‌های برتر سازمان مدیریت صنعتی به عنوان اطلاعاتی قابل اتکاء در این زمینه استفاده کنند تا شهرت و اعتبار شرکت را به خوبی سنجیده و سپس اقدام به تصمیم‌گیری نمایند. سازمان‌مدیریت‌صنعتی نیز به عنوان یکی از نهادهای رتبه‌بندی شرکت های برتر ایران می‌تواند از نتایج پژوهش حاضر در راستای رسالت سازمان با فراهم نمودن آمار و اطلاعات شفاف و مفید در مورد بنگاه‌های اقتصادی کشور، فضای روشن‌تری از کسب و کار اقتصادی کشور ارایـــه دهد و به مدیران بنگاه‌های اقتصادی، سیاست‌گذاران و پژوهشگران، یاری رساند تا شناخت و درک دقیق‌تری از مقیاس، ساختار مالی و اقتصادی صنایع و بنگاه‌های اقتصادی بزرگ کشور به‌دست آورند. در این راستا نهادهای اعتبارسنجی در کشور مانند بانک مرکزی و نیز شرکت مشاوره رتبه‌بندی اعتباری ایران نیز می‌توانند از سنجه شهرت شرکت به‌ویژه برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار که خط اعتباری و تسهیلات مالی کلان از شبکه بانکی دریافت می‌کنند، استفاده نمایند. در راستای این پژوهش، پیشنهاد می‌شود رابطه شهرت شرکت و هزینه حقوق صاحبان سهام مورد مطالعه و بررسی قرار گیرد. به پژوهشگران آتی توصیه می‌شود که رابطه بین شهرت شرکت و عملکرد مالی و درماندگی مالی را مورد مطالعه قرار دهند. پژوهشگران آتی همچنین می‌توانند رابطه بین شهرت شرکت و عدم تقارن اطلاعاتی را نیز مورد مطالعه قرار دهند. همچنین پژوهش‌های آتی می‌توانند ارتباط بین ویژگی‌های هیئت مدیره و توانایی مدیریت و مدیرعامل را با شهرت شرکت مورد مطالعه قرار دهند. با توجه به این که شهرت شرکت می‌تواند کاهنده ریسک باشد، بنابراین پژوهشگران آتی می‌توانند رابطه شهرت شرکت را با گزارشگری ریسک و بازده و نیز ریسک سقوط سهام مورد مطالعه قرار دهند. بررسی نقش تعدیلی ارتباطات سیاسی بر رابطه شهرت و تصمیمات مالی نیز می‌تواند در پژوهش‌های آتی مورد مطالعه قرار گیرد. پژوهشگران آتی می‌توانند، رابطه معکوس متغیرهای این پژوهش، یعنی تأثیر تصمیمات تأمین مالی بر شهرت شرکت را نیز مورد مطالعه قرار دهند.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان دراین مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپیرایت رعایت شده است.

References

Aflatooni, A. (2022). *Econometrics in Accounting and Finance Using Eviews*. 2nd ed, Termeh, Tehran [In Persian].

Anginer, D; Mansi, S; Warburten, J. A, & Yildizhan, C. (2015). Firm Reputation and the Cost of Debt Capital. *MPRA working paper No. 64965*, https://mpra.ub.uni-muenchen.de/64965/.

Arab, R; Hosseini, S. Z; & Gholamrezapoor, M. (2021). An Investigation into the Relationship between CEO Power and Corporate Financial Leverage. *Financial Management Strategy*, 9(3), 123-140. (In Persian)

Azhdari, A; Nazemi Ardakani, M; & Taghian omani, E. (2023). Exploring the Relationship between Corporate Reputation, Employer Branding, and Corporate Social Responsibility. *Empirical Research in Accounting, 13*(4), 221-244 [In Persian]. doi: 10.22051/jera.2023.44319.3149

Bank, S; Yazar, E. E; & Sivri, U. (2019). Can social media marketing lead to abnormal portfolio returns? *European Research on Management and Business Economics*, 25 (2), 54–62. doi: 10.1016/j.iedeen.2019.04.006.

Batrancea, L. M; Nichita, A; & Cocis, A. D. (2022). Financial performance and sustainable corporate reputation: Empirical evidence from the airline business. *Sustainability, 14*(20), 13567. https://doi.org/10.3390/su142013567.

Cao, Y; Myers, J; Myers, L; & Omer, T. (2014). Company reputation and the cost of equity capital. *Review of Accounting Studies, 20*(1), 42–81. https://doi.org/10.1007/s11142-014-9292-9

Chun, R. (2005). Corporate reputation: Meaning and measurement. *International Journal of Management Reviews, 7*(2), 91–109. http://doi.org/10.1111/j.1468-2370.2005.00109.x

Cocis, A. D; Batrancea, L; & Tulai, H. (2021). The Link between Corporate Reputation and Financial Performance and Equilibrium within the Airline Industry. *Mathematics, 9*, 2150. https://doi.org/10.3390/math9172150.

Diamond, D. (1989). Reputation acquisition in debt markets. Journal of Political Economy, 97, 828-862. http://dx.doi.org/10.1086/261630

Diamond, D. (1991). Monitoring and reputation: The choice between bank loans and directly placed debt. *Journal of Political Economy, 99*, 689-721. http://dx.doi.org/10.1086/261775

Fakhari, H; & Asadzadeh, A. (2018). The Effect of Leverage and Free Cash Flow on the Cash Holding. Financial Management Strategy, 5(4), 1-23. (In Persian)

Febra, L; Costa, M; & Pereira, F. (2023). Reputation, return and risk: A new approach. *European research on management and business economics, 29*, 1-8. https://doi.org/10.1016/j.iedeen.2022.100207

Fombrun, C; & Shanley, M. (1990). What's in a Name? Reputation Building and Corporate Strategy. Academy of Management Journal, 33(2), 233–258. http://doi.org/10.2307/256324.

Fombrun, C; & van Riel, C. (1997). The Reputational Landscape. *Corporate Reputation Review, 1*, 5–13. http://doi.org/10.1057/palgrave.crr.1540024.

Gois, A. D; DeLuca M. M. M; DeLima, G. A. S; & Mederios, J. T. (2020). Corporate Reputation and Bankruptcy Risk. *Brazilian Administration Review*, *17* (2), 1-22. https://doi.org/10.1590/1807-7692bar2020180159

Grgić, D. (2008). The theoretical frame of the corporate reputation. *Ekonomski pregled*, 59 (5-6), 266-288. https://hrcak.srce.hr/25658

Hall, R. (1992). The strategic analysis of intangible resources. *Strategic management journal*, *13* (2), 135-144. https://doi.org/10.1002/smj.4250130205

Hammond, S. A; & Slocum, J. W. J. (1996). The Impact of Prior Firm Financial Performance on Subsequent Corporate Reputation. *Journal of Business Ethics*, *15*(2), 159– 165. http://dx.doi.org/10.1007/BF00705584

Hosayni, S. R; Ganji, H; eskandari, G; & SoltanPour, H. (2021). The Effects of Enterprise Risk Management (ERM) and Audit Committee Characteristics on the Firms' Reputation. *Empirical Research in Accounting*, *11*(2), 99-136 [In Persian]. doi: 10.22051/jera.2021.34510.2782

Kannadhasan, M; & Aramvalarthan, S. (2011). Relationships among business strategy, environmental uncertainty and performance of firms operating in transport equipment industry in India. Journal of Emerging Financial Market, 2(2), 39-50.

Kartawinata, B. R; & Maharani, D. (2022). Corporate Reputation on Financial Performance (Study on Member of the Indonesian Chamber of Commerce for West Java). *Proceedings of the International Conference on Industrial Engineering and Operations Management*, Nsukka, Nigeria.

Kaur, A; & Singh, B. (2018). Measuring the immeasurable corporate reputation. *Metamorphosis*, 17(1), 53–64. https://doi.org/10.1177/0972622518778210

Krueger, T; & Wrolstad, M. (2016). Impact of the Reputation Quotient on Investment Performance. *Corporate Reputation Review*, 19, 140–151. 10.1057_crr.2016.5

Lee, J; & Roh, J. (2012). Revisiting corporate reputation and firm performance link. *Benchmarking: An International Journal*, *19*(4-5), 649–664. https://doi.org/10.1108/14635771211258061

Limbunan, T; & Daromes, F. E. (2022). Testing the Determinants of Corporate Reputation and Their Impact on Market Valuation. *Jurnal Akuntansi*, *26* (2), 263-279. https://doi.org/10.24912/ja.v26i2.934

Milgrom, P; Roberts, J. (1982). Predation, reputation, and entry deterrence. *Journal of Economic Theory*, *27*, 280–312. https://doi.org/10.1016/0022-0531(82)90031-X

Mokhtari, B; Jafari, A. (2021). Investigating the effect of company reputation on the cost of capital of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Capital Market Analysis*, *1* (2), 109-135 [In Persian]. 20.1001.1.27833488.1400.1.2.5.5

Neely, A; Adams, C; & Kennerley, M. (2002). *The Performance Prism: The Scorecard for Measuring and Managing Business Success*; Prentice Hall: Hoboken, NJ, USA.

OuYang, Z; Xu, J; Wei, J; & Liu, Y. (2017). Information asymmetry and investor reaction to corporate crisis: Media Reputation as a Stock Market Signal. *Journal of Media Economics*, *30*(2), 82–95. 10.1080/08997764.2017.1364256

Pfister, B; Schwaiger, M; & Morath, T. (2020). Corporate reputation and the future cost of equity. *Business Research*, *13*, 343-384. 10.1007/s40685-019-0092-8

Ponzi, L. J; Fombrun, C. J; & Gardberg, N. A. (2011). RepTrak pulse: Conceptualizing and validating a short-form measure of corporate reputation. *Corporate Reputation Review*, *14*(1), 15–35. https://psycnet.apa.org/doi/10.1057/crr.2011.5

Rindova, V. P; Williamson, I. O; & Petkova, A. P. (2010). Reputation as an intangible asset: Reflections on theory and methods in two empirical studies of business school reputations. *Journal of Management*, *36*(3), 610–619. http://dx.doi.org/10.1177/0149206309343208

Roberts, P. W; & Dowling, G. R. (2002). Corporate reputation and sustained superior financial performance. *Strategic Management Journal*, 23(12), 1077–1093. http://doi.org/10.1002/smj.274.

Schwaiger, M. (2004). Components and parameters of corporate reputation – an empirical study. *Schmalenbach Business Review*, *56* (1), 46-71. https://doi.org/10.1007/BF03396685

Subhani, B. H; Wei, W; Ahmed, J; & Farooq, U. (2022). Impact of Firm Reputation on Firm Financing Decision: Evidence from Non-Financial Sector of Pakistan. *Journal of Finance and Accounting Research*, 4 (2), 53-74. http://dx.doi.org/10.29145/jfar.42.03

Tahmasebi, S; Eivani, F; Ardeshiri, J. (2021). An investigation of the interaction relationship between Corporate reputation and Financial Performance by the simultaneous equation method (3SLS). *Management Research in Iran*, *22*(1), 119-141 [In Persian]. 20.1001.1.2322200.1397.22.1.6.5.

Trotta, A; Cavallaro, G. (2012) Measuring corporate reputation: A framework for Italian banks. *International Journal of Economics & Finance Studies*, 4(1), 21–30. https://www.acarindex.com/pdfs/1333078

Vergin, R. C; & Qoronfleh, M. W. (1998). Corporate Reputation and the Stock Market. *Business Horizons*, 41(1), 19–26. https://doi.org/10.1016/S0007-6813(98)90060-X

Walker, K. (2010). A systematic review of the corporate reputation literature: Definition, measurement, and theory. *Corporate Reputation Review*, 12(4), 357–387. https://doi.org/10.1057/crr.2009.26

Wang, Y. J. (2008). Applying FMCDM to evaluate financial performance of domestic airlines in Taiwan. *Expert Systems with Applications*, *34*(3), 1837-1845. http://dx.doi.org/10.1016/j.eswa.2007.02.029

Weigelt, K; & Camerer, C. (1988). Reputation and corporate strategy: A review of recent theory and applications. *Strategic Management Journal*, *9*(5), 443–454. https://doi.org/10.1002/smj.4250090505

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال سیزدهم، شماره چهل و هشتم، بهار ۱۴۰۴
صفحات ۱۱۶-۹۳

مقاله پژوهشی

سرریز پویای ریسک میان نرخ ارز، سهام، مسکن و سکه در ایران: شواهدی جدید از مقایسه دوران تحریم و غیرتحریم[۱]

سهیل رودری[۲]، سید هادی عربی[۳]، ابوالفضل شاه‌آبادی[۴]، امیدعلی عادلی[۵]

تاریخ دریافت:۱۴۰۲/۰۵/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۳

چکیده

نحوه ارتباط میان نرخ ارز، قیمت سهام، مسکن و سکه به‌عنوان موارد مدنظر سرمایه‌گذار جهت مدیریت پرتفو همیشه یک بحث پیچیده بوده است و ارتباط میان آن‌ها و تعیین علیت انتقال نوسانات میان آن‌ها (دریافت و انتقال نوسانات) ممکن است در هر کشور و در دوره‌های زمانی گوناگون متفاوت باشد. براین اساس در پژوهش حاضر سرریز ریسک میان بازارهای ارز، مسکن، سکه طلا و سهام در دوره زمانی ۱۲:۱۴۰۰-۱:۱۳۸۵ به‌صورت ماهانه با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان دیابولد-ایلماز (DY-TVP-VAR) بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد دارایی‌های ارز و سکه طلا عوامل اصلی انتقال و دریافت نوسانات در شبکه مورد بررسی هستند. بازار مسکن فقط دریافت‌کننده ریسک و نوسانات ازدارایی‌های دیگر بوده است و بیش‌ترین نوسان از ارز و سهام به مسکن منتقل شده است. هم‌چنین بازار سهام نیز بیش‌ترین نوسان را از ارز و سپس سکه دریافت نموده است. براساس نتایج، مسکن می‌تواند پوشش ریسک را برای سبد سرمایه‌گذاری به همراه داشته باشد و به عبارتی پناه‌گاه امن می‌باشد اما با توجه به این‌که در طی زمان نحوه ارتباط سکه با سایر دارایی‌ها متفاوت بوده است، انتخاب آن بایستی بر اساس سایر دارایی‌های موجود در سبد و همچنین شرایط سیاسی و اقتصادی صورت پذیرد و پناه‌گاه امن تحت هر شرایطی نیست. براین اساس در دوران تحریم و شرایطی که بازدهی دارایی‌ها اختلاف معنی‌دار با میانگین دارد، استفاده از الگوی DY-TVP-VAR می‌تواند برای سرمایه‌گذاران نتایج بهتری را جهت مدیریت سبد سرمایه‌گذاری به همراه داشته باشد.

واژگان کلیدی: مسکن، نرخ ارز، سکه طلا، بازار سهام، الگوی DY-TVP-VAR.
طبقه‌بندی موضوعی: *G01, G11, G17, G32*

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/jfm.2025.41262.2718
۲. دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی، مشهد ایران. Email:soheil.roudari@gmail.com
۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران. Email:sh.arabi@qom.ac.ir
۴. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. Email:a.shahabadi@alzahra.ac.ir
۵. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران. نویسنده مسئول. Email:oa.adeli@qom.ac.ir

مقدمه

نحوه ارتباط میان نرخ ارز، قیمت سهام، مسکن و سکه به‌عنوان موارد مدنظر سرمایه‌گذار جهت مدیریت پرتفو همیشه یک بحث پیچیده بوده است. هم‌چنین تعیین علیت انتقال نوسانات میان آن‌ها (دریافت و انتقال نوسانات) و نحوه اثرگذاری و اثرپذیری دارایی‌ها ممکن است در هر کشور و در دوره‌های زمانی گوناگون متفاوت باشد. نحوه ارتباط میان نوسانات دارایی‌های مختلف به عوامل اقتصادی، سیاسی و حتی در طی سال‌های اخیر شیوع کووید۱۹ وابسته می‌باشد. از جمله مهم‌ترین عوامل اقتصادی اثرگذار بر نحوه ارتباط نوسانات دارایی‌های مختلف در ایران، تغییر در درآمدهای نفتی و کسری بودجه دولت است. با توجه به این‌که اقتصاد ایران وابستگی زیادی به درآمدهای نفتی دارد، کاهش فروش نفت منجر به کاهش درآمدهای دولت و افزایش کسری بودجه دولت شده است. در نتیجه افزایش کسری بودجه، استقراض از بانک مرکزی جهت پوشش مخارج افزایش یافته و نتیجه آن رشد بالای نقدینگی در ایران بوده است. با افزایش و رشد نقدینگی، تورم روند صعودی داشته و براساس مارپیچ تورم-ارز، نرخ ارز نیز روند صعودی داشته است. از سوی دیگر با توجه به سهم بالای کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای از واردات در ایران (بیش از ۸۰ درصد)، افزایش نرخ ارز موجب افزایش هزینه‌های تولید و کاهش سودآوری شرکت‌های غیرصادراتی در بازار سهام ایران شده است. در نقطه مقابل به دنبال افزایش نرخ ارز، شرکت‌های صادراتی حاضر در بورس اوراق بهادار رشد فروش و سود را تجربه نموده‌اند که با توجه به وزن بالای این شرکت‌ها در بازار سهام، در برخی مواقع موجب رشد مناسب شاخص قیمت سهام شده است. جهت بررسی آماری، نقدینگی از ۱۵۲۹۹۸۰۰ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۶ به ۴۸۳۲۴۴۰۰ میلیارد ریال در سال ۱۴۰۰ رسیده است. هم‌چنین شاخص قیمتی مصرف کننده از ۹/۶ واحد در سال ۱۳۹۶ به ۴۷/۱ واحد در سال ۱۳۹۹ افزایش یافته است. در همین دوره نرخ ارز نیز از ۴۰۴۵۳ ریال در سال ۱۳۹۶ به ۲۵۹۴۷۶ ریال در سال ۱۴۰۰ و شاخص کل بازار سهام نیز از ۹۶۲۹۰ واحد در سال ۱۳۹۶ به ۱۳۶۷۲۴۷ واحد در سال ۱۴۰۰رسیده است (نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ج.ا.ا)[1]. بر اساس آمارها و شواهد موجود، رشد نقدینگی منجر به رشد قیمت مصرف کننده و نرخ ارز شده است که خود می‌توانند بر بازدهی دارایی‌های مختلف اثرگذار باشند. در خصوص نحوه ارتباط میان نوسانات میان دارایی‌های مختلف، پدیده سرریز نوسان‌ها زمانی رخ می‌دهد که نوسان در یک بازار (بخش‌هایی از یک بازار) باعث ایجاد نوسان در سایر بازارها گردد. شناسایی و شناخت اثر سرریز نوسان بخصوص در طول بحران‌های مالی و اقتصادی بسیار حائز اهمیت می‌باشد. بنابراین، شناسایی اثر سرریز نوسانات میان دارایی‌ها می‌تواند به سرمایه‌گذاران به‌منظور کاهش ریسک سرمایه‌گذاری از طریق متنوع کردن پرتفوی کمک شایانی نماید (یاروویا و همکاران[2]،۲۰۱۶). در کنار نحوه سرریز نوسانات، میزان انتقال و دریافت نوسانات میان بازار دارایی‌ها می‌تواند بر تصمیمات سرمایه‌گذاران موثر باشد. در واقع، نحوه انتخاب دارایی‌ها در سبد سرمایه‌گذاری در راستای مدیریت ریسک به اثرگذاری یا اثرپذیری بستگی دارد که این

1. https://www.cbi.ir/category/EconomicTrends_fa.aspx
2. Yarovaya et al

مهم چنان‌چه به‌خوبی شناسایی و بررسی نشود می‌تواند ریسک سرمایه‌گذاری را افزایش دهد (الوی و همکاران[1]، ۲۰۲۲).

در پژوهش حاضر سرریز نوسانات پویا و اثرگذار یا اثرپذیر خالص بودن نرخ ارز، سکه طلا، شاخص قیمت مسکن و شاخص بازار سهام در دوره ۱۴۰۰:۱۲ تا ۱۳۸۵:۰۱ به‌صورت ماهانه با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان دیابولد- ایلماز[2] (۲۰۱۴) بررسی شده است.

نکته حائز اهمیت این‌که بایستی مشخص شود که نوسانات میان این موارد در دوره‌های زمانی مختلف (دوران تحریم و غیر تحریم) چگونه منتقل شده است و کدام‌یک دریافت‌کننده (اثرپذیر خالص) قوی‌تر و کدام‌یک منتقل‌کننده (اثرگذار خالص) قوی‌تر بوده‌اند و هم‌چنین علیت انتقال نوسانات چگونه بوده است؟ مواردی که تاکنون در مطالعات صورت گرفته بررسی نشده است. در ادامه در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، بخش سوم روش شناسی و در بخش‌های چهارم و پنجم به ترتیب تجزیه و تحلیل یافته‌های پژوهش و نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه شده است.

مبانی نظری

با توجه به افزایش ارتباط میان بازارهای دارایی و مالی، متنوع سازی سبد سرمایه‌گذاری بسیار حائز اهمیت می‌باشد. بر همین اساس سرمایه‌گذاران به‌طور مداوم در حال جایگزینی دارایی‌ها و متنوع‌سازی سبد دارایی جهت پوشش ریسک هستند. دانستن نحوه و میزان سرریز نوسانات میان دارایی‌های مختلف در طی زمان بویژه دوره‌های رکود اقتصادی برای طراحی سبد سرمایه‌گذاری و راهبردهای پوشش ریسک می‌تواند برای سرمایه‌گذاران راهگشا باشد (ربوردو و همکاران[3]، ۲۰۲۱). سرمایه‌گذاران می‌توانند دارایی‌هایی که همبستگی منفی و یا کمترین سرریز با یکدیگر دارند را هدف قرار دهند. سرمایه‌گذاران ریسک پذیر به‌دنبال سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی هستند که دارای سرریز قوی بر سایر دارایی‌ها هستند. میان نوسانات بازارهای ارز، سهام، سکه و مسکن ارتباط زیادی وجود دارد. نوسانات ارز از طریق تاثیر بر درآمدها و هزینه‌های ارزی منجر به تغییر در جریانات وجوه نقد شرکت‌هایی که صادرات و واردات دارند، می‌شود. هم‌چنین با توجه به اینکه سهم بالایی از واردات کشور مربوط به کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای می‌باشد که مستقیم در تولید داخل نقش دارند افزایش نوسانات ارزی می‌تواند از طریق گران‌تر شدن واردات منجر به افزایش بهای تمام شده و تورم در اقتصاد می‌شود (آرغا و همکاران، ۱۳۹۸). با افزایش تورم و افزایش قیمت زمین و نهاده‌های ساختمانی امکان افزایش قیمت مسکن نیز وجود خواهد داشت. نوسانات نرخ ارز اثر مستقیم بر رقابت‌پذیری شرکت‌های بین‌المللی حاضر در بورس دارد که می‌تواند منجر به تغییر ارزش بازاری آن‌ها شود (فرانکل[4]،

1. Aloui et al
2. Diebold-Yilmaz-TVP-VAR
3. Reboredo et al
4. Frankel

۱۹۹۲). به علاوه، تغییر در ارزش دارایی‌ها می‌تواند منجر به ایجاد جذابیت جهت سرمایه‌گذاری شود و از این طریق ممکن است موجب تسریع جریان سرمایه بین کشورها و متعاقبا تغییر در نرخ ارز شود (پاولوا و ریگوبن[1]، ۲۰۰۷). به‌طور مشابه، تعدیل در قیمت‌های سهام می‌تواند منجر به تغییر در تقاضای سایر دارایی‌ها شود که خود می‌تواند بر راهبردهای پوشش ریسک میان کلیه دارایی‌ها نیز موثر باشد (اسپنسر و همکاران[2]، ۲۰۱۸). همچنین، با افزایش قیمت سهام یک بنگاه، ارزش حقوق صاحبان سهام آن افزایش می‌یابد و با فرض ثابت بودن قیمت تجهیزات جدید در کوتاه‌مدت، سرمایه‌گذاری دارای جذابیت بیش‌تری می‌شود. این موضوع خود موجبات افزایش سرمایه‌گذاری را فراهم می‌آورد. بنابراین، سرمایه‌گذاری تابعی از قیمت سهام است. افزایش قیمت سهام موجب افزایش تقاضای حقیقی دارایی‌های مالی از سوی خانوارها می‌شود و از آن‌جا که این دارایی‌ها جزیی از ثروت فرد محسوب می‌شوند، بر مصرف خانوار تأثیر می‌گذارند. افزایش ثروت ناشی از این محل دارای ریسک کم‌تری بوده و به همین جهت خانوارها به سمت نگهداری دارایی غیرنقدی بیش‌تر سوق داده می‌شوند. بنابراین مخارج کالاهای بادوام از جمله مسکن افزایش می‌یابد که به‌دنبال آن افزایش در قیمت سهام، مصرف و سرمایه‌گذاری را در پی خواهد داشت (حیدری و ملابهرامی، ۱۳۸۹).

هم‌چنین، تغییرات قیمت سهام از دو مسیر ثروت و انتظارات افراد، بر نرخ ارز تاثیر می‌گذارد. کاهش قیمت سهام، باعث کاهش ثروت سرمایه‌گذارانی می‌شود که در بازار سهام سرمایه‌گذاری کرده‌اند. با کاهش درآمد سرمایه‌گذاران، تقاضای آن‌ها برای پول به‌دلیل کاهش قدرت خرید تنزل می‌یابد. کاهش تقاضای پول به معنای کاهش نرخ بهره و خروج سرمایه است. با افزایش تقاضای پول خارجی، نرخ ارز در نظام ارزی شناور افزایش می‌یابد. به این ترتیب نوعی اثرگذاری منفی از سوی قیمت سهام به نرخ ارز قابل تصور است. از سوی دیگر رونق بازار سهام، باعث جذابیت بورس برای سرمایه‌گذاران می‌شود. سرمایه‌گذاران خارجی با رونق بورس سرمایه خود را به کشور دارای رونق بازار بورس، انتقال می‌دهند. با انتقال سرمایه به داخل کشور، عرضه ارز خارجی افزایش یافته و نرخ ارز کاهش می‌یابد. بر اساس این تحلیل، یک رابطه منفی میان قیمت سهام و نرخ ارز وجود دارد. سرمایه‌گذاران داخلی نیز در بازارهای موازی سرمایه‌گذاری می‌کنند و به محض رکود در یک بازار برای جبران پوشش ریسک به سوی بازارهای مالی و دارایی دیگر مهاجرت می‌کنند. با رونق بازار سرمایه، سرمایه‌ها به سمت این بازار روانه می‌شود و افراد برای خروج از بازار ارز مجبور به تبدیل ارز خارجی به پول داخلی هستند که خود موجب افزایش عرضه ارز خارجی و کاهش قیمت ارز می‌شود (برانسون[3]، ۱۹۸۳).

در حوزه مسکن، نوسانات قیمت مسکن ریشه در دو دسته عوامل بنیادی و غیربنیادی دارد. در قالب عوامل بنیادی، عوامل موثر بر نوسانات قیمت مسکن عموماً عوامل کلان اقتصادی هستند (چو[4]، ۲۰۰۹). در این راستا یکی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر قیمت مسکن، تغییر در مخارج و درآمدهای خانوارها است. در واقع عوامل کلان اقتصادی مانند نرخ ارز و تورم می‌توانند بر درآمد و مخارج خانوارها اثرگذار باشند و از این

1. Pavlova & Rigobon
2. Spencer et al
3. Branson
4. Chu

مسیرها بر عرضه و تقاضای مسکن و در نهایت، قیمت مسکن تاثیر بگذارند. در کنار این موارد، نوسانات بخش مسکن می‌تواند ریشه در عوامل غیربنیادی مانند روان‌شناسی بازار، درجه ریسک‌پذیری و عوامل روانی مرتبط با سرمایه‌گذاران داشته باشد. به عبارت دیگر، هرچه درجه ریسک‌گریزی فرد بیشتر باشد سبد سرمایه‌گذاری خود را معطوف به دارایی‌های کم‌ریسک‌تر می‌کند (شیلر[1]، ۲۰۰۷).

در حوزه سکه طلا، قیمت طلا و سکه معیار مناسبی برای توضیح فشارهای ناشی از تورم می‌باشد به‌گونه‌ای که در دوران تورمی، با افزایش نوسانات ارزی و بی‌ثباتی سیاسی قیمت سکه صعودی می‌شود و در چنین شرایطی افراد سکه را در سبد دارایی‌های خود جهت حفظ ارزش نقدینگی در اختیار، قرار می‌دهند. از سوی دیگر با توجه به ارتباط میان نوسانات دارایی‌ها، امکان انتقال نوسانات و سرریز ریسک از یک دارایی مانند سکه طلا به سایر دارایی‌ها وجود دارد (حسینیون و همکاران، ۱۳۹۵).

به‌طور کلی، تغییرات بازدهی دارایی‌ها موجب تغییر در انگیزه سرمایه‌گذاران جهت اخذ بازدهی بیشتر و متعاقبا انتقال نقدینگی به سایر بازارهای رقیب و موازی جهت حفظ ارزش وجوه نقد می‌شود (کارولی[2]، ۱۹۹۵).

بنابر آنچه مطرح شد، بروز نوسانات ارزی و تورمی می‌تواند منجر به شکل‌گیری نوسان در بازارهای دارایی شود و همچنین تغییر در بازدهی یک دارایی می‌تواند از طریق تغییر در عرضه و تقاضای سایر دارایی‌ها منجر به شکل‌گیری نوسان در کلیه دارایی‌ها شود. بنابراین در پژوهش حاضر نحوه اثرگذاری و اثرپذیری نوسانات دارایی‌ها از یکدیگر در طی زمان و همچنین شدت و جهت علیت انتقال نوسانات با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان دیابولد و ایلماز (۲۰۱۴) بررسی شده است. در ادامه پیشینه پژوهش ارائه شده است.

پیشینه پژوهش

پازوکی و همکاران (۱۳۹۲)، به بررسی همبستگی میان نرخ ارزهای گوناگون، قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص بازار سهام تهران در دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۳ با استفاده از الگوی تبدیل موجک[3] پرداختند. نتایج نشان داد همبستگی میان دارایی‌های مختلف در طی زمان متفاوت بوده و همبستگی معنی‌داری میان آن‌ها دیده شده است.

فلاحی و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از الگوی DCC-GARCH[4] به بررسی همبستگی شرطی پویا میان بازدهی ارز، شاخص بازار سهام و قیمت سکه طلا در دوره زمانی ۱۳۹۰/۰۵/۰۱ تا ۱۳۹۲/۰۶/۳۱ پرداختند. نتایج نشان داد همبستگی شرطی زیادی میان ارز و سکه طلا و هم‌چنین همبستگی شرطی اندکی میان بازار سهام با ارز و سکه طلا وجود دارد.

1. Shiller
2. Karolyi
3. Wavelet Transform
4. Dynamic Conditional Correlation- Generalized Autoregressive Heteroscedasticity Model

امیری و همکاران (۱۳۹۴) همبستگی در طی زمان بین ارز، نفت و سکه را در ایران با استفاده از الگوی DCC-GARCH در دوره زمانی ماهانه ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ را بررسی کرده‌اند. آن‌ها دریافتند که همبستگی میان دارایی‌ها در طی زمان متغیر است و بحران مالی جهانی منجر به تغییرات زیادی در همبستگی پویا بین دارایی‌ها شده است.

سزاوار و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی همبستگی شرطی میان بازارهای ارز، طلا، مسکن، سهام و نفت در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۹۵:۱۲-۱۳۷۱:۰۱ با استفاده از الگوی DCC-GARCH پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد میان ارز و طلا همبستگی شرطی بالا و میان مسکن و ارز همبستگی شرطی پایینی وجود دارد.

آرغا و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی همبستگی شرطی پویا میان دارایی‌های مختلف با بازدهی شاخص قیمت سهام در ایران در دوره زمانی ۱۳۹۶:۰۲-۱۳۸۰:۰۱ به‌صورت ماهانه با استفاده از الگوی DCC-FIAPARCH[1] پرداختند. بر اساس نتایج، ضریب همبستگی پویای شرطی بازده فلزات، تولیدات صنعتی و مس با بازده سهام مثبت و معنی‌دار است. بنابراین جهت پوشش ریسک بهتر است هم‌زمان در یک سبد خرید و یا فروش قرار نگیرند.

آشنا و لعل خضری (۱۳۹۹) به بررسی همبستگی پویای شاخص ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با نوسانات بازارهای ارز، سهام و سکه در ایران در دوره ۱۳۹۸:۱۲-۱۳۸۱:۱ با استفاده از الگوی DCC-GARCH پرداخته‌اند. نتایج بیان می‌دارد نوسانات سیاست اقتصادی جهانی اثر معنی‌دار بر نوسانات بازارهای ارز، سهام و سکه دارد. به‌گونه‌ای که تاثیر مثبت بر نوسانات قیمت سکه و تاثیر مثبت و منفی (بسته به دوره زمانی) بر بازار ارز و سهام داشته است.

دادمهر و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی سرایت میان بازارهای پولی و مالی در ایران در دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۶ با داده‌های روزانه با استفاده از الگوی FIAPARCH پرداختند. نتایج نشان می‌دهد رخدادهای سیاسی داخلی تأثیری ر بروز شوک بازارهای پولی و مالی نداشته اما اثر سرایت میان این بازارها تأیید شده است. هم‌چنین وجود رفتار گله‌ای بین سرمایه‌گذاران در دوره‌های تلاطم تایید شده است.

سارنج و رفیعی (۱۴۰۲) به بررسی توضیح واکنش غیر خطی شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران به شوک‌های نفتی با استفاده از مدل سوئیچینگ مارکوف پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که واکنش شاخص قیمتی سهام به شوک قیمت نفت در یک مدل دو رژیمی قابل تعریف است و این اثر غیرخطی را می‌توان با متغیر نشانه تغییر قیمت نفت توضیح داد .ماندگاری واکنش شاخص قیمتی بورس در رژیم واکنش پایین بیش‌تر از رژیم واکنش بالا است. هم‌چنین در هر دو رژیم، واکنش شاخص قیمتی به افزایش قیمت نفت مثبت است، در رژیم بالا شدت و طول مدت واکنش بیش‌تر است و واکنش شاخص قیمتی سهام به شوک‌های عرضه نفت، شوک تقاضای کل جهانی و شوک تقاضای ویژه نفت نامتقارن است.

فرزانگان (۱۴۰۳) به بررسی اثر سرایتی ریسک سیستمی میان صنایع اصلی در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد شبکه رخداد دنباله‌ای محور پرداخت. در این مطالعه ۲۹ صنعت اصلی در بورس اوراق بهادار

1. Dynamic Conditional Correlation Fractionally Integrated Asymmetric Power ARCH

تهران متشکل از ۲۹۶ شرکت فعال در دوره زمانی ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۱ مورد آزمون قرار گرفتند. با محاسبه نمره ریسک سیستمی و استفاده از تکنیک تجزیه ریسک سیستمی، مشخص شد که بجز صنایع مالی، سایر صنایع صنایع مهم سیستمی در شبکه باید لحاظ شوند. نتایج مطالعه حاکی از آن بوده است که همه صنایع در انتقال ریسک تحت شرایط حدی بازار نقش دارند.

دورنبوش و فیشر[1] (۱۹۸۰) در خصوص ارتباط میان نرخ ارز، تورم و بازار سهام مدل جریان گرا[2] را برای نرخ ارز مطرح کرده‌اند. بر این اساس تغییرات نرخ ارز بر رقابت‌پذیری و تراز تجاری و متعاقباً تولید و درآمد تاثیرگذار است. تغییرات نرخ ارز از طریق تغییر ارتباط میان درآمد آتی، نرخ بهره، سرمایه‌گذاری و تصمیمات مصرفی بر جریانات وجوه نقد آتی بنگاه‌ها تاثیر می‌گذارد و از این طریق قیمت سهام را تحت تاثیر قرار می‌دهد. از سوی دیگر گاوین[3] (۱۹۸۹) بیان می‌کند بازار سهام، تقاضای کل را از طریق اثرات ثروت و نقدینگی تحت تاثیر قرار می‌دهد که خود موجب اثرگذاری بر تقاضای پول، تورم و نرخ ارز خواهد شد.

برانسون و فرانکل[4] (۱۹۸۳) مدل سهام گرا[5] را برای نرخ ارز مطرح کردند. در این رویکرد، نرخ ارز، معادل‌ساز عرضه و تقاضا برای دارایی‌هایی مانند سهام است. در این رویکرد نقش مهمی برای موجودی سرمایه در تعیین پویایی نرخ ارز در نظر گرفته می‌شود. از آنجایی‌که ارزش دارایی‌های مالی توسط ارزش فعلی جریانات وجوه نقد آتی تعیین می‌شود، انتظارات از نرخ ارز نقش مهمی در تغییر قیمت سهام ایفا می‌کند. هم‌چنین بر اساس قضیه برابری قدرت خرید، به‌دنبال افزایش تورم، نرخ ارز بایستی افزایش یابد تا رقابت‌پذیری اقتصاد حفظ شود. بنابراین رابطه زیادی میان نرخ ارز، تورم و قیمت سهام وجود دارد.

به‌طور تجربی، ژائو[6] (۲۰۱۰) نشان داد رابطه تعادلی پایدار بلندمدت میان نرخ ارز مؤثر واقعی و قیمت سهام وجود ندارد و هم‌چنین نتایج نشان داد که اثرات سرریز دو طرفه میان نرخ ارز موثر واقعی و قیمت سهام در چین وجود دارد. دلگادو و همکاران[7] (۲۰۱۸) نشان دادند نرخ ارز تاثیر منفی و معنی‌دار بر بازار سهام مکزیک داشته است.

گوپتا و همکاران[8] (۲۰۰۱) نشان دادند علیت یک‌طرفه از قیمت سهام به نرخ بهره وجود دارد و هم‌چنین علیت یک‌طرفه ضعیف نیز از نرخ ارز به قیمت سهام وجود دارد. آکار[9] (۲۰۱۱) به بررسی ارتباط میان بازار سهام، طلا و ارز در ترکیه با استفاده از الگوی DCC-GARCH پرداخت و نتیجه گرفت که

1. Dornbusch & Fischer
2. Flow-Oriented
3. Gavin
4. Branson & Frankel
5. Stock-Oriented
6. Zhao
7. Delgado et al
8. Gupta et al
9. Akar

همبستگی میان دارایی‌ها در طی زمان و با توجه به اتفاقاتی مانند بحران سال ۲۰۰۱ ترکیه تغییر کرده است. سینر و همکاران[1] (۲۰۱۳) به بررسی همبستگی شرطی پویا میان سهام، اوراق قرضه، طلا، نفت و ارز پرداختند. نتایج بیان‌گر این است که اوراق قرضه مانعی در برابر بازار سهام و هم‌چنین طلا مانعی در برابر نوسانات ارز می‌باشد و طلا به‌عنوان پناهگاه امن برای آمریکا و انگلستان عمل کرده است.

یونوس[2] (۲۰۲۰) به بررسی ارتباط میان طلا، سهام، اوراق قرضه و مسکن در آمریکا پرداخت. نتایج بلندمدت نشان می‌دهد طلا در قبل از بحران مالی (۲۰۰۷-۱۹۸۵) پوشش ریسک مناسبی برای سایر دارایی‌ها نبوده است. اما در دوره کوتاه‌مدت و در بحران مالی (۲۰۰۹-۲۰۰۷) طلا حداقل تاثیر را از شوک متغیرهای کلیدی اقتصادی پذیرفته است و نشان می‌دهد که طلا پناهگاه امن ضعیف[3] بوده است. لی و همکاران[4] (۲۰۲۱) به بررسی ارتباط میان بازدهی کالاها و دارایی‌های مالی در طی دوران شیوع کووید ۱۹ در چین و آمریکا با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-VAR) پرداختند. نتایج نشان داد ارتباط میان بازدهی کالاها و بازارهای مالی در آمریکا در اکثر مواقع قوی‌تر از چین بوده است و در هر دو کشور در طی دوران کووید ۱۹ این ارتباط افزایش داشته است. هم‌چنین طلا انتقال‌دهنده خالص نوسانات به سایر کالاها و بازارهای مالی در چین و آمریکا قبل از اوج‌گیری شیوع کووید ۱۹ بوده است اما پس از اوج‌گیری شیوع کووید ۱۹ سهام و ارز انتقال‌دهنده خالص نوسانات به سایر کالاها و بازارهای مالی بوده است. هم‌چنین ذرت به عنوان دریافت‌کننده خالص نوسانات از سایر بازارها در طی دوران کووید ۱۹ عمل نموده است. لیو و همکاران[5] (۲۰۲۱) به بررسی ارتباط نوسانات و وابستگی بازاری میان بازارهای مالی عمده در چین با استفاده از الگوی TVP-VAR پرداختند. نتایج نشان داد بازارهای مسکن، سهام، اوراق قرضه، ارز و آتی کالایی دارای ارتباط قوی میان نوسانات نیستند. بیش‌ترین میزان انتقال نوسانات مربوط به بازار اوراق قرضه و بیش‌ترین میزان دریافت نوسانات مربوط به آتی کالایی بوده است. هم‌چنین انتقال سرریز نوسانات میان بازارهای مختلف در طی سه بحران مالی مورد مطالعه بیشتر بوده است. لیو و همکاران[6] (۲۰۲۲) به بررسی ارتباط نقدینگی میان بازارهای سهام، اوراق قرضه، پول و ارز در مالزی با الگوی TVP-VAR پرداختند. نتایج نشان داد که ارتباط جریان نقدینگی در حالت‌های حدی (اتفاقات اقتصادی و سیاسی) شدیدتر بوده است و نشان می‌دهد ریسک عدم انتقال جریان نقدینگی بین بازارهای مالی در مالزی ناچیز است.

در مطالعات صورت گرفته تاکنون میزان دریافت و انتقال نوسانات توسط دارایی‌های مختلف از جمله ارز، سکه طلا، سهام و مسکن در قالب رویکرد DY-TVP-VAR بررسی نشده است. در قالب این رویکرد امکان تعیین علیت و شدت انتقال و دریافت نوسانات وجود دارد که در رویکردهای مرسوم مانند DCC-

1. Ciner et al
2. Yunus
3. Weak Safe Haven
4. Li et al
5. Liow et al
6. Liew et al

GARCH و DCC-FIAPARCH این امکان وجود ندارد که می‌تواند در حوزه سیاست‌گذاری و سرمایه گذاری حائز اهمیت باشد.

داده‌ها و روش‌شناسی

در پژوهش حاضر بر اساس مطالعات اسدی و همکاران[1] (۲۰۲۲)، ربوردو و همکاران (۲۰۲۱)، یونوس (۲۰۲۰) و منسای و همکاران[2] (۲۰۱۷) به بررسی سرریز ریسک میان نرخ ارز، سکه طلا، شاخص سهام و شاخص قیمت مسکن در دوره ۱۲:۱۴۰۰-۰۱:۱۳۸۵ به‌صورت ماهانه با استفاده از الگوی DY-TVP-VAR پرداخته شده است. در واقع در این دوره اتفاقات مهم اقتصادی و سیاسی که برای اقتصاد ایران رخ داده است را شامل می‌شود که همگی می‌توانند بر نحوه انتقال و یا دریافت نوسانات برای هر دارایی موثر باشند. کلیه اطلاعات مورد نیاز از سامانه اطلاعات مالی و اقتصادی وزارت اقتصاد و دارایی و هم‌چنین نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است. به‌منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها از بازدهی هر دارایی طبق رابطه (۱) استفاده شده است:

$$r_t = [\Delta \log(p_t)]*100 \qquad (۱)$$

در ادامه در جدول (۱) آمارهای توصیفی و آزمون ریشه واحد برای بازدهی کلیه دارایی‌ها ارائه شده است:

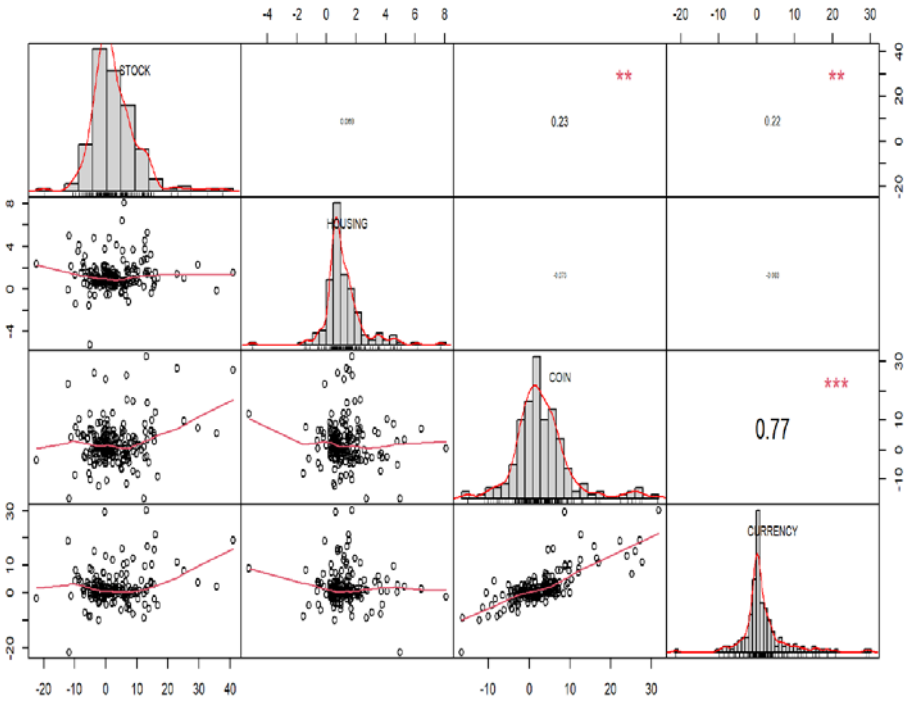
جدول ۱. آمارهای توصیفی بازدهی دارایی‌های مورد بررسی

	STOCK (شاخص سهام)	HOUSING (شاخص قیمت مسکن)	COIN (سکه طلا)	CURRENCY (نرخ ارز)
میانگین	۲/۵۶۲	۱/۲۱۳	۲/۳۰۳	۱/۷۷۵
واریانس	۶۲/۵۵	۱/۸۲۹	۵۰/۲۳۱	۳۵/۴۵۷
چولگی	۱/۲۸۶	۱/۰۳۷	۱/۲۱	۱/۴۸۲
کشیدگی	۴/۳۹۴	۶/۸۵۹	۳/۷۱۲	۶/۳۷۷
توزیع نرمال	۲۰۷/۳۶	۴۱۰/۷۳	۱۵۷/۰۵	۳۹۵/۶۲
سطح احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
آماره آزمون ریشه واحد ERS	-۴/۰۵	-۳/۷۶۱	-۵/۴۶۴	-۵/۰۸۹
سطح احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Asadi et al
2. Mensi et al

براساس نتایج جدول (۱)، بیش‌ترین میانگین بازدهی مربوط به بازار سهام و سپس سکه طلا و کم‌ترین مربوط به مسکن بوده است. بیش‌ترین نوسان (واریانس) مربوط به بازارهای سهام و ارز و کم‌ترین نوسان نیز مربوط به مسکن بوده است. بر اساس آماره چولگی، تمامی متغیرها چوله به راست هستند. هم‌چنین نتایج کشیدگی نشان می‌دهد کلیه متغیرها دارای توزیع لپتوکورتیک[1] و دنباله فربه و متورم[2] هستند. آماره جارک-برا[3] نشان می‌دهد بازدهی کلیه متغیرها فاقد توزیع نرمال می‌باشند. از آن‌جایی که بازدهی کلیه متغیرها دارای توزیع لپتوکورتیک هستند و هم‌چنین احتمال وجود شکست ساختاری در بازدهی بازارها وجود دارد بایستی از آزمون ریشه واحد الیوت، روتنبرگ و استاک[4] استفاده نمود (اسدی و همکاران، ۲۰۲۲). نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد بازدهی کلیه متغیرهای پژوهش در سطح مانا هستند. در ادامه در نمودار (۱) همبستگی دو به دو میان بازدهی کلیه دارایی‌های مورد بررسی نشان داده شده است:



نمودار۱. همبستگی دو به دو بازدهی دارایی‌های مورد بررسی

منبع: یافته‌های پژوهش، ***، ** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱ درصد و ۵ درصد هستند.

1. Leptokurtic Distribution
2. Fat Tail
3. Jarque-Bera
4. Elliott, Rothenberg & Stock (ERS)

بر اساس نمودار (۱)، بیش‌ترین همبستگی مثبت معنی‌دار میان نرخ ارز و سکه طلا (۷۷ درصد)، سپس سهام و سکه (۲۳ درصد) و سهام و ارز (۲۲ درصد) مشاهده شده است. در ادامه روش‌شناسی مربوط به الگوی DY-TVP-VAR ارائه شده است.

الگوهای زیادی برای بررسی اتصال و ارتباط بین بازارهای مختلف وجود دارد. دیابولد و ایلماز (۲۰۱۴) رویکرد جدیدی برای محاسبه نحوه ارتباط میان بازارها ارائه کرده‌اند. این رویکرد شاخص مناسب‌تری جهت بررسی ارتباط میان بازارها در طی زمان ارائه می‌کند. مزیت‌های این الگو به شرح ذیل می‌باشد:

- ✓ تحت تاثیر داده‌های پرت نمی‌باشد.
- ✓ ضرورتی برای انتخاب دل‌خواهانه اندازه پنجره غلتان وجود ندارد.
- ✓ داده‌ای از دست داده نمی‌شود.
- ✓ چنان‌چه دوره زمانی مشاهدات دارای تواتر طولانی نباشد، قابل استفاده می‌باشد.

رویکرد DY-TVP-VAR توسط دیابولد و ایلماز (۲۰۱۴) مطرح شده است. در پژوهش حاضر از رویکرد مذکور با طول وقفه یک و بر مبنای معیار اطلاعاتی بیزین[1] استفاده شده است:

$$V_t = \beta_t V_{t-1} + \gamma_t , \gamma_t \sim N(0, D_t) \quad (۲)$$

$$\text{vec}(B_t) = \text{vec}(B_{t-1}) + \mu_t , \mu_t \sim N(0, P_t) \quad (۳)$$

در معادله‌های بالا، بردارهای V_t, $V_{(t-1)}$ به همراه γ_t دارای K×1 بعد هستند. اجزای دیگر β_t و D_t دارای ماتریس با ابعاد K×K هستند. vec (B_t) و μ_t بردارهایی با ابعاد k^2×1 و P_t ماتریسی با ابعاد k^2×k^2 هستند. بعد از مراحل فوق، بایستی پیش‌بینی تجزیه خطای واریانس تعمیم‌یافته (GFEVD)[2] اندازه‌گیری شود که برعکس پیش‌بینی تجزیه خطای واریانس متعامد است. سنگ بنای DY-TVP-VAR تئوری ولد[3] می‌باشد که قابلیت تبدیل TVP-VAR به TVP-VMA را از طریق معادله (۴) دارد:

$$V_t = \sum_{i=1}^{p} B_{it} \; v_{t-i} + \gamma_t = \sum_{j=0}^{\infty} S_{jt} \; \gamma_{t-j} \quad (۴)$$

سپس برای این‌که درجه واحدی در هر ردیف وجود داشته باشد، استفاده از GFEVD ضروری است. برای این منظور ما باید GFEVD را با $\sigma_{(ij,t)^f}$ نرمال کنیم. $\sigma_{(ij,t)^f}$ نشان می‌دهد که چه مقدار دارایی j در واریانس خطای پیش‌بینی i سهم دارد. هم‌چنین کاربرد میزان ارتباط جفتی از j به i ضروری است که از طریق معادله‌های (۵) و (۶) قابل بررسی است:[4]

---

1. Bayesian Information Criterion
2. Generalized Forecast Error Variance Decomposition
3. Wold Theorem
4. جهت مطالعه بیشتر به مطالعات بالسیلار و همکاران (Balcilar et al, 2021) و گانگ و همکاران (Gong et al,2022) مراجعه شود.

$$\sigma_{ij,t}^{f}\,(\mathrm{H}) = \frac{D_{ii,t}^{-1}\sum_{t=1}^{H-1}(l'S_t l_j)^2}{\sum_{j=1}^{k}\sum_{t=1}^{H-1} l_i D_t S_t' l_i} \qquad (۵)$$

$$\sigma_{ij,t}^{f'}\,(\mathrm{H}) = \frac{\sigma_{ij,t}^{f}(H)}{\sum_{j=1}^{k}\sigma_{ij,t}^{f}(H)} \qquad (۶)$$

مطابقت نزدیکی میان بردار یکه انتخاب شده با موقعیت i ام و در غیر این‌صورت صفر وجود خواهد داشت که بر این اساس $\sum_{j=1}^{k}\sigma_{ij,t}^{f'}(H)$ و $\sum_{i,j=1}^{k}\sigma_{ij,t}^{f'}(H) = 1$ خواهد بود. براساس GFEVD نحوه استخراج سرریز نوسانات در معادله‌های ذیل آمده است:

$$TO_{jt} = \sum_{i=1,i\neq j}^{k}\sigma_{ij,t}^{f'}(H) \qquad (۷)$$

$$FROM_{jt} = \sum_{i=1,i\neq j}^{k}\sigma_{ji,t}^{f'}(H) \qquad (۸)$$

$$NET_{jt} = TO_{jt} - FROM_{jt} \qquad (۹)$$

$$TCI_t = k^{-1}\sum_{j=1}^{k} TO_{jt} + k^{-1}\sum_{j=1}^{k} FROM_{jt} \qquad (۱۰)$$

$$NPDC_{ij,t} = \sigma_{ij,t}^{f'}(H) - \sigma_{ji,t}^{f'}(H) \qquad (۱۱)$$

معادله (۷) ما را قادر به محاسبه تأثیر و انتقال نوسانات از متغیر j به سایر متغیرها می‌سازد. معادله (۸) تأثیر و انتقال نوسانات سایر متغیرها بر متغیر j را نشان می‌دهد. بر اساس معادله (۹) می‌توان دریافت که یک متغیر انتقال‌دهنده و یا دریافت‌کننده[1] خالص نوسانات است. معادله (۱۰) نشان می‌دهد که آیا ریسک داخلی بین اجزای سیستم در نظر گرفته شده بالا هست یا خیر. در واقع اگر مقدار این شاخص اندک باشد نشان می‌دهد ارتباط میان بازارها ضعیف بوده و نوسانات یک بازار تابعی از نوسانات بازارهای دیگر نیست. هم‌چنین معادله (۱۱) ارتباط مستقیم دو به دو دارایی‌ها را بیان می‌دارد و نشان می‌دهد که چه میزان متغیر i بر متغیر j و بر عکس تاثیر می‌گذارد (ها و هام[2]، ۲۰۲۲).

تجزیه و تحلیل یافته‌ها

مهم‌ترین مزیت الگوی DY-TVP-VAR نسبت به رویکردهای مرسوم مانند DCC-GARCH, DCC-FIAPARCH تعیین انتقال‌دهنده (تاثیر بر سایر دارایی‌ها) و یا دریافت‌کننده بودن (متاثر شدن از سایر دارایی‌ها) و تعیین شدت انتقال و یا دریافت نوسانات در طی زمان است. در ادامه در جدول (۲) اطلاعات مربوط به سرریز نوسانات میان نرخ ارز، بازار سهام، مسکن و سکه طلا ارائه شده است:

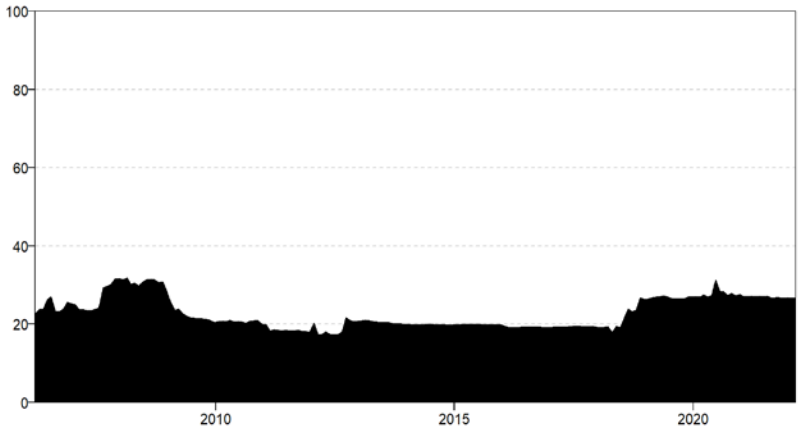
1. Transmitter or Receiver
2. Ha & Nham

جدول ۲. برآورد سرریز نوسانات میان دارایی‌های مورد بررسی

	سهام	مسکن	سکه طلا	ارز	از:
سهام	۹۱/۳۹	۰/۶۱	۴/۰۴	۳/۹۶	۸/۶۱
مسکن	۲/۹	۹۲/۸۱	۱/۶	۲/۷	۷/۱۹
سکه طلا	۲/۸۸	۰/۳۸	۶۱/۹۶	۳۴/۷۹	۳۸/۰۴
ارز	۲/۶۱	۰/۵۶	۳۳/۹	۶۲/۹۳	۳۷/۰۷
به:	۸/۳۹	۱/۵۵	۳۹/۵۳	۴۱/۴۴	۹۰/۹۲
خالص	-۰/۲۲	-۵/۶۴	۱/۴۹	۴/۳۸	۳۰/۳۱ = شاخص مجموع ارتباطات

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۲)، ارز و سکه طلا بیش‌ترین انتقال‌دهندگان نوسانات به سایر بازارهای دارایی به ترتیب به میزان ۴۱/۴۴ و ۳۹/۵۳ درصد بوده‌اند (ردیف به:). مسکن کم‌ترین منتقل‌کننده نوسان به سایر دارایی‌های مورد بررسی به میزان ۱/۵۵ درصد بوده است. هم‌چنین بر اساس ستون از، میزان دریافت نوسانات توسط هر دارایی ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد بیش‌ترین دریافت‌کننده نوسانات از سایر دارایی‌ها سکه طلا و سپس ارز به میزان ۳۸/۰۴ و ۳۷/۰۷ درصد به ترتیب بوده‌اند و کم‌ترین دریافت‌کننده نوسانات از سایر دارایی‌ها مسکن بوده است. شاخص مجموع ارتباطات میان دارایی‌های مورد بررسی نشان می‌دهد که حدود ۳۰ درصد از نوسانات دارایی‌های مورد بررسی توسط یکدیگر توضیح داده می‌شوند. مسکن و سهام دریافت‌کننده خالص نوسانات از سایرین و هم‌چنین ارز و سکه انتقال‌دهنده خالص نوسانات به سایر دارایی‌ها بوده‌اند (علامت منفی به‌معنای دریافت‌کننده خالص و مثبت انتقال دهنده خالص نوسانات هستند). در ادامه در نمودار (۲) شاخص مجموع ارتباطات میان دارایی‌های مورد بررسی در طی زمان ارائه شده است:



نمودار ۲. شاخص مجموع ارتباطات میان دارایی‌ها

منبع: یافته‌های پژوهش

میزان ارتباط میان بازار دارایی‌های مختلف تحت تاثیر شرایط اقتصادی، سیاسی و حتی سلامتی و بهداشتی است. بر اساس نمودار (۲) شاخص کل ارتباطات میان دارایی‌های مورد بررسی بین حدود ۱۷ تا ۳۴ درصد بوده است. نکته جالب توجه این‌که بیش‌ترین میزان ارتباط میان دارایی‌ها مربوط به سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۶ (۲۰۰۹-۲۰۰۷) و هم‌چنین ۱۳۹۷ (۲۰۱۸) به بعد بوده است که بالای ۳۰ درصد ارتباط مشاهده شده است.

یکی از مهم‌ترین دلایل افزایش ارتباط میان دارایی‌های مورد بررسی در بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۶ (۲۰۰۹-۲۰۰۷)کاهش قیمت نفت بوده است. به‌دلیل وابستگی زیاد اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی، کاهش قیمت نفت می‌تواند منجر به ایجاد رکود در اقتصاد کشور شود و در چنین شرایطی معمولاً بازدهی فعالیت‌های مولد کاهش و بازدهی فعالیت‌های غیرمولد افزایش می‌یابد. هم‌چنین در این دوره بحران مالی جهانی نیز رخ داده است که بر انتظارات سرمایه‌گذاران موثر بوده است. در سال ۱۳۸۸ (۲۰۰۹) به دلیل بهبود بازارهای جهانی و افزایش قیمت مواد خام و ورود تعداد قابل توجهی شرکت تحت اصل ۴۴ قانون اساسی بازار سهام و هم‌چنین بروز رکود در بازارهای پول و مسکن منجر به رشد بازار سهام نسبت به سال ۲۰۰۸ شد.

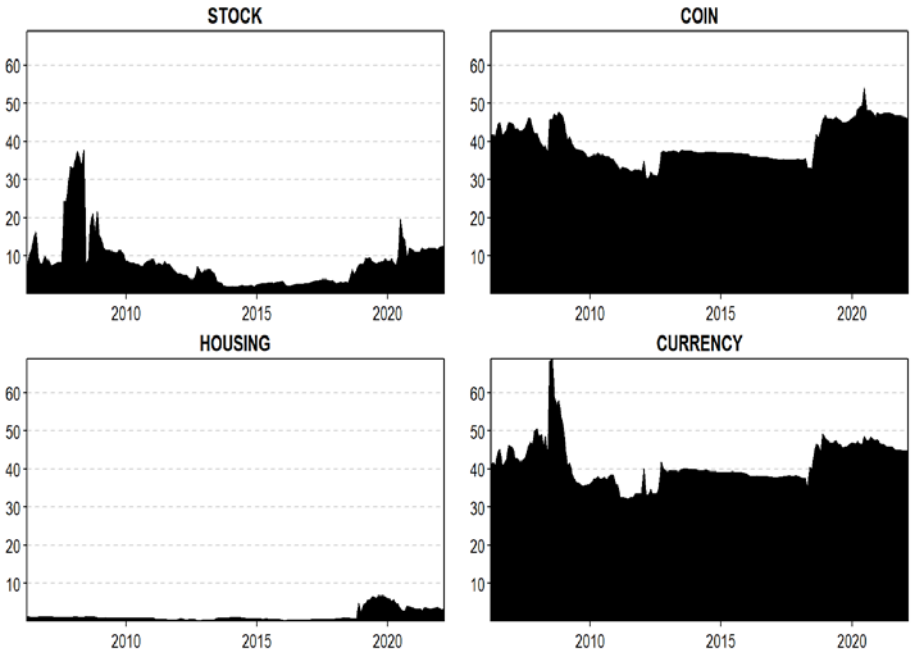
در بازار ارز نیز، دلار آمریکا ۳/۶ درصد نسبت به سال ۲۰۰۸ (۱۳۸۷) رشد داشته و کم‌ترین نوسان در ارز دلار بوده است. در سال ۲۰۰۹ (۱۳۸۸) سکه طلا، حدود ۱۸ درصد افزایش قیمت را نسبت به سال قبل تجربه نمود. از دیگر عوامل موثر بر افزایش ارتباط میان بازارهای دارایی وقوع اتفاقات سیاسی مربوط به سال ۲۰۰۹ (۱۳۸۸) بوده است که بر افزایش نوسانات دارایی‌ها تاثیر مثبت داشته است. در دوره ۲۰۱۸ (۱۳۹۷) به بعد نیز با خروج آمریکا از برجام و تشدید تحریم‌ها شاخص مجموع ارتباطات میان دارایی‌ها افزایش یافته است. در بازار سهام شاخص کل در سال ۲۰۱۹ (۱۳۹۸) نسبت به سال ۲۰۱۸ (۱۳۹۷) حدود ۱۸۷ درصد رشد داشته است. در بازار ارز، معافیت خرید نفت توسط ۸ کشور تمدید نشد و در کنار این موارد شیوع کووید ۱۹ منجر به کاهش قیمت نفت و متعاقباً کاهش عرضه ارز در اقتصاد کشور شد.

در آبان‌ماه سال ۱۳۹۸ به‌دنبال افزایش قیمت بنزین و تشدید تنش‌ها میان ایران و آمریکا و قرار گرفتن ایران در لیست سیاه گروه ویژه اقدام مالی[1]، انتظارات تورمی به سمت بالا در کشور شکل گرفت و موجب رشد قیمت کلیه دارایی‌ها (برخی دارایی‌ها با وقفه) در کشور شد که این روند تا پایان دوره مورد بررسی (سال ۱۴۰۰) ادامه داشته است[2]. آن‌چه که مشخص است انتقال و دریافت نوسانات (شاخص مجموع ارتباطات) میان دارایی‌ها در دوره دوم تشدید تحریم‌ها (۲۰۱۸ به بعد) افزایش داشته است اما در دوره اول تشدید تحریم (۲۰۱۰-۲۰۱۵) یا (۱۳۹۴-۱۳۸۹) شاخص در میزان کم‌تری بوده است که می‌تواند ناشی از

1. FATF

۲. جهت کسب اطلاعات بیشتر در خصوص تحولات اقتصادی کشور در سال‌های مورد بررسی به گزارشات مربوط به تحولات اقتصادی کشور منتشره توسط بانک مرکزی مراجعه شود.

افزایش ریسک و نااطمینانی سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها بوده باشد. اما با افزایش تجربه سرمایه‌گذاران و سفته‌بازان در دوره دوم تحریم با توجه به اتفاقات دوره نخست تشدید تحریم، سفته‌بازی نیز در بازارهای دارایی افزایش یافت که خود موجب افزایش ارتباط میان این دارایی‌ها شده است زیرا پس از رشد یک دارایی احتمال اثرات سرریز با سایر دارایی‌ها افزایش می‌یابد. در ادامه در نمودار (۳) انتقال نوسانات از یک دارایی به سایر دارایی‌ها نشان داده شده است:



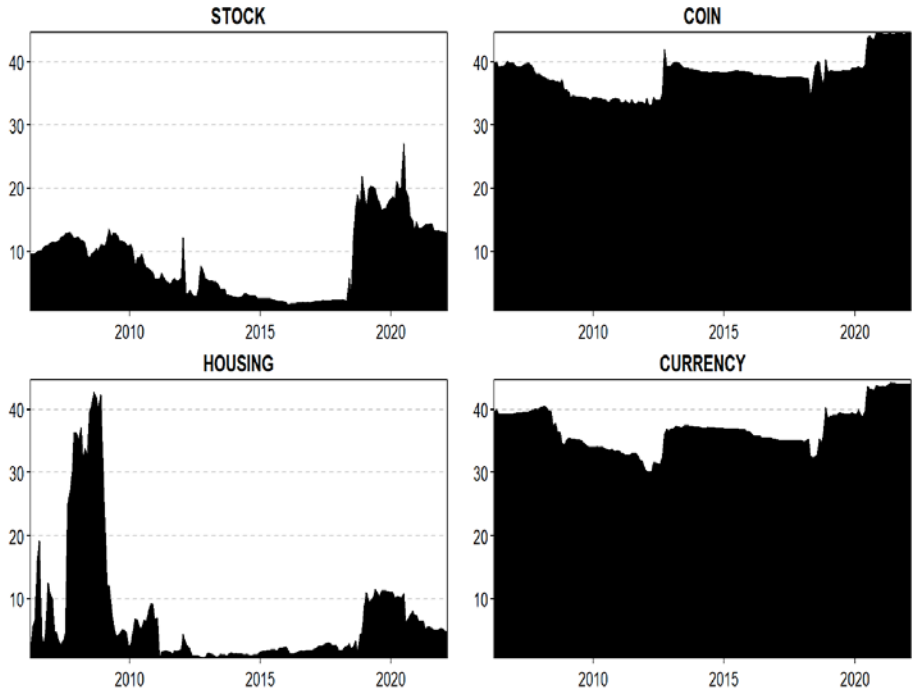
نمودار ۳. میزان انتقال نوسانات از یک دارایی به سایر دارایی‌ها در طی زمان

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودار (۳) کم‌ترین انتقال نوسان به سایر دارایی‌ها مربوط به مسکن بوده است و در نقطه مقابل بیش‌ترین انتقال نوسان به سایر دارایی‌ها مربوط به ارز و سکه بوده است. در بازار سهام در سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ (۱۳۸۸-۱۳۸۷) به‌طور متوسط ۲۵ درصد انتقال نوسان توسط بازار سهام رخ داده است اما پس از آن تا سال ۲۰۱۹ (۱۳۹۸) روند نزولی داشته است و مجدداً از سال ۲۰۱۹ سهم بازار سهام در انتقال نوسان افزایش یافته است. در بازار سکه به‌طور متوسط ۳۹/۵ درصد نوسانات را به سایر بازارهای دارایی انتقال داده است که بیش‌ترین میزان انتقال نوسانات از بازار سکه به سایر دارایی‌ها در سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ و هم‌چنین ۲۰۱۸ به بعد بوده است. کم‌ترین نقش در انتقال نوسانات در میان دارایی‌های مورد بررسی مربوط به بازار مسکن

است، که به‌طور متوسط ۱/۵۵ درصد بوده است. نکته حائز اهمیت این‌که میزان انتقال نوسانات توسط بخش مسکن به سایر دارایی‌ها در دوره دوم تشدید تحریم‌ها افزایش داشته است.

در بازار ارز به‌طور متوسط ۴۱/۵ درصد نوسانات آن به سایر دارایی‌ها منتقل شده است و موجب افزایش نوسانات در سایر دارایی‌ها شده است. مقایسه دارایی‌های مختلف در نمودار (۳) نشان می‌دهد در سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ و هم‌چنین ۲۰۱۸ به بعد تا حد زیادی هم حرکتی میان نوسانات ارز با سهام و سکه مشاهده می‌شود. در ادامه در نمودار (۴) میزان دریافت نوسانات میان دارایی‌های مختلف در طی زمان ارائه شده است:

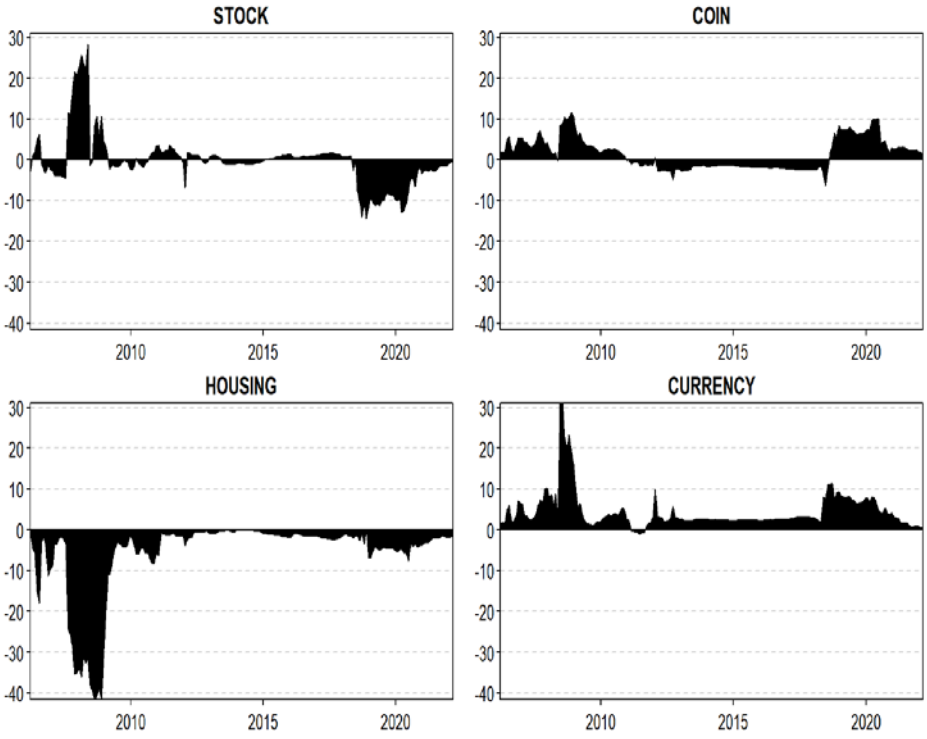


نمودار ۴. میزان دریافت نوسانات توسط یک دارایی از سایر دارایی‌ها در طی زمان

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودار (۴) به‌طور میانگین در دوره مورد بررسی ۸/۶ درصد نوسانات سایر دارایی‌ها توسط بازار سهام دریافت شده است و این موضوع برای بازارهای سکه، مسکن و ارز به ترتیب حدود ۳۸، ۷/۲ و ۳۷/۱ درصد بوده است. نکته حائز اهمیت اینکه در سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ بخش مسکن بیش از ۳۵ درصد نوسانات سایر دارایی‌ها را دریافت کرده است و پس از آن روند نزولی داشته و مجدداً در سال‌های ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۰ میزان دریافت نوسانات این بخش از سایر دارایی‌ها افزایش یافته

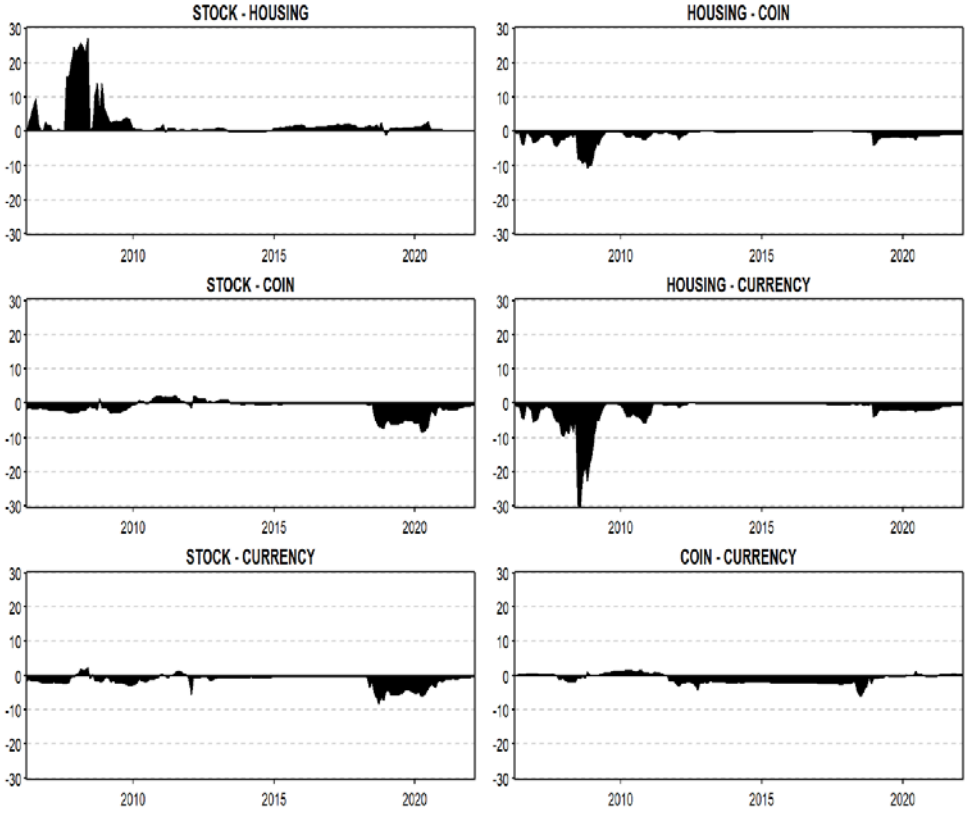
است. نکته مهم دیگر هم حرکتی زیاد میان ارز و سکه در دوره مورد بررسی می‌باشد. در بازارهای سکه و ارز در دوره دوم تشدید تحریم نسبت به سایر دوره‌ها میزان دریافت نوسانات از سایر دارایی‌ها افزایش داشته است. در ادامه در نمودار (۵) خالص نوسانات پویا (تفاوت انتقال از دریافت) برای کلیه دارایی‌های مورد بررسی ارائه شده است:



نمودار ۵. خالص نوسانات پویای دارایی‌های مورد بررسی در طی زمان

منبع: یافته‌های پژوهش

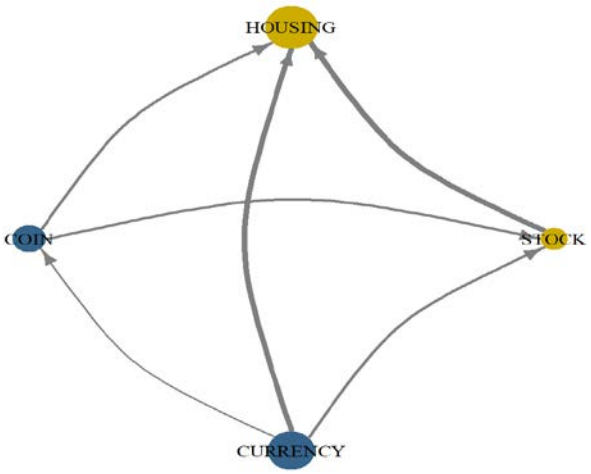
بر اساس نمودار (۵) همان‌گونه که ملاحظه می‌شود ارز خالص نوسانات مثبت داشته است و این نشان می‌دهد به‌طور خالص انتقال‌دهنده نوسانات به سایر دارایی‌ها بوده است و در نقطه مقابل مسکن دارای خالص نوسانات منفی بوده است و نشان می‌دهد که مسکن به‌طور خالص دریافت‌کننده نوسانات از سایر دارایی‌ها بوده است. برای دارایی‌های سکه و سهام نیز خالص نوسانات در طی زمان متغیر بوده است و در برخی مواقع دریافت‌کننده و در برخی مواقع انتقال‌دهنده نوسانات به سایر دارایی‌ها بوده‌اند. در ادامه در نمودار (۶) رابطه خالص پویای دو به دو میان دارایی‌ها ارائه شده است:



نمودار ۶. رابطه دو به دو پویای خالص میان دارایی‌ها

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس نمودار (۶) رابطه مثبت میان نوسانات بازدهی بخش مسکن و سهام وجود دارد و در سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۸ بیش‌ترین میزان خود را داشته است. رابطه نوسانات بازدهی مسکن و سکه طلا منفی و سکه-سهام نیز در بسیاری از دوره‌ها منفی و بیش‌ترین میزان آن مربوط به سال‌های ۲۰۱۸ به بعد بوده است. هم‌چنین ارتباط میان مسکن-ارز نیز منفی بوده و در سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۳ بیش‌ترین میزان خود را داشته است. در خصوص سهام-ارز نیز در عمده مواقع ارتباط خالص منفی وجود داشته است و در سال‌های ۲۰۱۸ به بعد این ارتباط منفی بیش‌تر نیز شده است. در خصوص ارز-سکه اما رابطه متغیر بوده است و در دوران غیرتحریم (تحریم‌ها شدید نبوده است) رابطه منفی و در دوره‌هایی که تحریم‌ها تشدید شده است ارتباط میان ارز-سکه مثبت شده است. در ادامه در نمودار (۷) ارتباط سیستمی میان دارایی‌های مختلف ارائه شده است:



نمودار ۷. ارتباط سیستمی میان دارایی‌های مختلف

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۷) نشان می‌دهد که کدام دارایی‌ها دریافت‌کننده و کدام دارایی‌ها انتقال‌دهنده نوسانات به‌طور کلی بوده است. لازم بذکر است که اندازه هر یک از کمان‌ها میزان شدت دریافت و یا انتقال نوسانات را نشان می‌دهد. بر این اساس بازار مسکن صرفاً دریافت‌کننده نوسانات از سایر دارایی‌ها بوده است و نوسانات از بازار مسکن به سایر بازارها منتقل نشده است. هم‌چنین بیش‌ترین میزان نوسان از سمت بازارهای ارز و سهام به مسکن منتقل شده است. بازار ارز نیز صرفاً انتقال‌دهنده نوسانات به سایر بازارها بوده است. بیش-ترین انتقال نوسانات بازار ارز به بازار مسکن بوده است و بازارهای سهام و سکه نیز تقریباً به یک میزان نوسانات بازار ارز را دریافت کرده‌اند. بازار سکه نیز فقط نوسانات بازار ارز را دریافت کرده و نوسانات خود را به بازارهای سهام و مسکن منتقل نموده است و این انتقال به یک اندازه بوده است. نکته حائز اهمیت دیگر این‌که بازار سهام در دوره مورد بررسی دریافت‌کننده نوسانات بازارهای ارز و سکه و انتقال‌دهنده نوسانات به بازار مسکن بوده است و بعد از ارز دومین انتقال‌دهنده قوی نوسانات به بازار مسکن بوده است.

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

در دنیای کنونی بازارهای مالی و دارایی وابستگی زیادی به یکدیگر دارند و نوآوری‌های مالی این وابستگی را گسترش داده‌اند. در اقتصاد ایران بازارهای مسکن و سکه عموماً بر اساس دیدگاه عموم اشخاص به‌عنوان بازارهای امن جهت سرمایه‌گذاری شناخته می‌شوند که خود می‌توانند بر سایر بازارها تأثیر گذاشته و یا ازسایر بازارها تأثیر بپذیرند و این موضوع می‌تواند در دوره‌های زمانی مختلف با توجه به شرایط اقتصادی و سیاسی متغیر باشد. بر همین اساس در پژوهش حاضر سرریز ریسک میان ارز، مسکن، سکه طلا و سهام در دوره زمانی ۱۳۸۵:۰۱-۱۴۰۰:۱۲ به‌صورت ماهانه با استفاده از الگوی DY-TVP-VAR بررسی شده

است. در مطالعات متعددی تاکنون به بررسی همبستگی پویای شرطی بین بازارهای مختلف پرداخته شده است اما در هیچ مطالعه‌ای تاکنون به بررسی سرریز نوسانات میان دارایی‌های مختلف با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری با پارامتر متغیر در زمان دیابولد-ایلماز (DY-TVP-VAR) پرداخته نشده است. مزیت این رویکرد نسبت به سایر رویکردهای مرسوم (DCC-GARCH, DCC-FIAPARCH,...) که در مطالعات داخلی استفاده شده است در این است که ترتیب متغیرها در نتایج تاثیرگذار نیست که بخاطر عدم وابستگی خطای تجزیه واریانس (FEVD) به موضوع شناسایی عامل چولسکی[1] در الگوی خودرگرسیون برداری می‌باشد.

در قالب الگوی DY-TVP-VAR امکان بررسی اثرگذاری یا اثرپذیری خالص در طی زمان و همچنین تعیین جهت و شدت علیت انتقال نوسانات بین دارایی‌ها وجود دارد که این مهم در سایر رویکردهای خانواده آرچ و گارچ میسر نیست(اسدی و همکاران، ۲۰۲۲). سرمایه‌گذاران بر اساس معیارهای ریسک و بازده دارایی‌ها اقدام به تصمیم‌گیری در خصوص سبد سرمایه‌گذاری می‌کنند بنابراین دانش نحوه انتقال و دریافت سرریز نوسانات و ریسک میان دارایی‌های مختلف برای آن‌ها حائز اهمیت است که این مهم در الگوهایی که مبتنی بر میانگین مشاهدات هستند، دیده نمی‌شود. در شرایط بحران و بروز شوک‌های برون‌زا مانند تحریم، الگوهایی که بر میانگین مشاهدات تمرکز دارند نمی‌توانند سرریز نوسانات و ریسک میان دارایی‌ها را به‌خوبی نشان دهند که این موضوع می‌تواند نتایج گمراه‌کننده برای سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران در پی داشته باشد.

نتایج پژوهش نشان داد دارایی‌های ارز و سکه طلا عوامل اصلی نوسانات در بازارهای دارایی مورد مطالعه هستند. در واقع این دو دارایی نه تنها انتقال‌دهنده نوسانات به سایر دارایی‌ها هستند، بلکه دریافت-کننده‌های نوسانات از سایر دارایی‌ها نیز می‌باشند. نکته حائز اهمیت دیگر این‌که در طی دوره دوم تشدید تحریم (۲۰۱۸ به بعد) انتقال و دریافت نوسانات توسط ارز و سکه افزایش داشته است. در خصوص خالص نوسانات (تفاضل انتقال و دریافت نوسانات) نرخ ارز، خالص نوسانات مثبت داشته است و این نشان می‌دهد به‌طور خالص انتقال‌دهنده نوسانات به سایر دارایی‌ها بوده است و در نقطه مقابل مسکن دارای خالص نوسانات منفی بوده است و نشان می‌دهد که مسکن به‌طور خالص دریافت‌کننده نوسانات از سایر دارایی‌ها بوده است. برای دارایی‌های سکه و سهام نیز خالص نوسانات در طی زمان متغیر بوده است و در برخی مواقع دریافت‌کننده و در برخی مواقع انتقال‌دهنده نوسانات به سایر دارایی‌ها بوده‌اند. بازار مسکن تنها دریافت-کننده ریسک و نوسانات بازارهای دیگر بوده است و بیش‌ترین نوسان از ارز و سهام به مسکن منتقل شده است. بازار سهام نیز ریسک بازارهای ارز و سهام را دریافت کرده است. بر اساس نتایج بیش‌ترین تأثیر بر بازار مسکن به ترتیب از ناحیه ارز، سهام و در نهایت سکه بوده است.

بازار سهام نیز بیش‌ترین تاثیر را از ارز و سپس سکه دریافت نموده است. بر این اساس نگهداری همزمان سکه طلا و ارز پوشش ریسک را به همراه ندارد و در کنار این موارد مسکن می‌تواند پوشش ریسک

1. Cholesky Factor Identification of VAR

را برای سبد سرمایه‌گذاری به همراه داشته باشد و به عبارتی پناه‌گاه امن برای سرمایه‌گذاری می‌باشد اما با توجه به این‌که سکه در طی زمان دریافت و انتقال نوسانات متفاوتی را از و به سایر دارایی‌ها داشته است بسته به سایر دارایی‌های موجود در سبد و هم‌چنین شرایط سیاسی و اقتصادی بایستی انتخاب شود و پناه‌گاه امن تحت هر شرایطی نمی‌باشد. براین اساس در دوران تحریم و شرایطی که نوسانات زیاد و پرت از میانگین در بازدهی دارایی‌ها رخ می‌دهد استفاده از الگوی DY-TVP-VAR می‌تواند برای سرمایه‌گذاران نتایج بهتری را جهت مدیریت سبد سرمایه‌گذاری به همراه داشته باشد. همچنین با توجه به اینکه دارایی ارز نقش غالب در شبکه مورد بررسی داشته است، نگهداری سایر دارایی‌ها بایستی بر اساس ارتباط دو به دو با ارز صورت گیرد. در شبکه مورد بررسی بیشترین دارایی تحت تسلط ارز، مسکن می‌باشد که با شدت زیادی نوسانات ارز را دریافت نموده است و سپس بیشترین نوسانات از بازار سهام به مسکن منتقل شده است این موارد نشان می‌دهد نوسانات از ارز شروع شده و به‌طور مستقیم و با شدت کمتر به سکه و با شدت اندکی بیشتر به بازار سهام و با شدت زیاد به مسکن منتقل شده است. همچنین نوسانات ارز به‌طور غیرمستقیم و از طریق سهام و سکه نیز به مسکن منتقل شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد نوسانات ارز با شدت متوسط به سهام و با شدت کمتر به سکه و در نهایت با شدت زیاد به مسکن منتقل می‌شود بنابراین نحوه انتقال نوسانات و علیت انتقال نوسانات می‌تواند اطلاعات مفیدی در اختیار سرمایه‌گذاران قرار دهد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

References

Akar, C. (2011). Dynamic relationships between the stock exchange, gold, and foreign exchange returns in Turkey. *Middle Eastern Finance and Economics*, 12, 109-115.

Aloui, R; Jabeur, S. B; & Mefteh-Wali, S. (2022). Tail-risk spillovers from China to G7 stock market returns during the COVID-19 outbreak: A market and sectoral analysis. *Research in International Business and Finance*, 62, 101709.

Amiri, S, Homayoni Far, M, Karimzadeh, M. & Fallahi, M, A (2014). Investigating dynamic correlation between major assets in Iran using DCC-GARCH method, *Economic Research Quarterly (Sustainable Growth and Development)*, 15(2), 183-201. (In Persion)

Argha, L; Shahabadi, A. & Rudari, S (2018). Threshold effect of exchange rate growth on the efficiency of the industrial sector in Iran, *Economic and Modeling Quarterly*, 10 (4), 1-26. (In Persion)

Asadi, M; Roubaud, D; & Tiwari, A. K. (2022). Volatility spillovers amid crude oil, natural gas, coal, stock, and currency markets in the US and China based on time and frequency domain connectedness. *Energy Economics*, 109, 105961.

Ashna, M. & Lal Khazari, H (2019). Dynamic Correlation of Global Economic Policy Uncertainty Index with Volatility of Stock, Currency and Coin Markets in Iran: Application of M-GARCH Model of DCC Approach, *Econometric Modeling Quarterly*, 5(2), 147-172. (In Persion)

Balcilar, M; Gabauer, D; & Umar, Z. (2021). Crude Oil futures contracts and commodity markets: new evidence from a TVP-VAR extended joint connectedness approach. *Resources Policy*, 73, 102219.

Bouri, E; Cepni, O; Gabauer, D; & Gupta, R. (2021). Return connectedness across asset classes around the COVID-19 outbreak. *International review of financial analysis*, 73, 101646.

Branson, W.H. (1983), Macroeconomic Determinants of Real Exchange Risk. In: Herring, R.J. (Ed.), *Managing Foreign Exchange Risk*, Cambridge University, Cambridge.

Chu, Y. (2009). Was it Really a Housing Bubble? *Available at SSRN 1353642*.

Ciner, C; Gurdgiev, C; & Lucey, B. M. (2013). Hedges and safe havens: An examination of stocks, bonds, gold, oil and exchange rates. *International Review of Financial Analysis*, 29, 202-211.

Dadmehr, M, Rahnamai Rudpashti, F, Nikumram, H. & Fallah Shams, M. (1400). Investigating contagion between monetary and financial markets in Iran, *Economic and Modeling Quarterly*, 12(2), 123-166. (In Persion)

Delgado, N. A. B; Delgado, E. B; & Saucedo, E. (2018). The relationship between oil prices, the stock market and the exchange rate: Evidence from Mexico. *The North American Journal of Economics and Finance*, 45, 266-275.

Diebold, F. X; & Yılmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of econometrics*, 182(1), 119-134.

Dornbusch, R; & Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *The American economic review*, 70(5), 960-971.

Early, B. R; & Cilizoglu, M. (2020). Economic sanctions in flux: Enduring challenges, new policies, and defining the future research agenda. *International Studies Perspectives*, 21(4), 438-477.

Falahi, F, Haqit, J, Sanobar, N. and Jahangiri, K (2013). Investigating the correlation between stock, currency and coin market volatility in Iran using the DCC-GARCH model, *Research Journal of Economics*, 14 (55), 123-147. (In Persion)

Farzanegan, E (2024). Investigating the Contagion Effect of Systemic Risk Among Main Industries in the Tehran Stock Exchange: A Sequence-Event-Based Network Approach. *Financial Management Strategy*, 12(1), 113-138. (In Persion)

Frankel, J. A. (1992). Monetary and portfolio-balance models of exchange rate determination. In International economic policies and their theoretical foundations (pp. 793-832). Academic Press.

Gavin, M. (1989). The stock market and exchange rate dynamics. *Journal of international money and finance*, 8(2), 181-200.

Gong, X; Xu, J; Zhou, Z; & Liu, T. (2022). Dynamic volatility connectedness between industrial metal markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, 101814.

Gupta, J; Chevalier, A; & Sayekt, F. (2001). The causality between interest rate, exchange rate and stock price in emerging markets: The case of the Jakarta stock exchange. *In Fuzzy Sets in Management, Economics and Marketing*, 7(25) 145-163.

Hatipoglu, E; Considine, J; & AlDayel, A. (2022). Unintended Transnational Effects of Sanctions: A Global Vector Autoregression Simulation. *Defence and Peace Economics*, 33(5), 1-17.

Heydari, H. & Malabahrami, A (2009). Stock investment portfolio optimization based on multivariate GARCH models: Evidence from Tehran Stock Exchange, Financial Research Quarterly, 12(30), 35-56. (In Persion)

Hosseinyoun, N, Behnameh, M. & Ebrahimi Salari, T (2015). Investigating the transmission of return volatility between stock, gold and currency markets in Iran, *Iran Economic Research Quarterly*, 21(66), 123-150. (In Persion)

Karolyi, G. A. (1995). A multivariate GARCH model of international transmissions of stock returns and volatility: The case of the United States and Canada. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(1), 11-25.

Li, X; Li, B; Wei, G; Bai, L; Wei, Y; & Liang, C. (2021). Return connectedness among commodity and financial assets during the COVID-19 pandemic: Evidence from China and the US. *Resources Policy*, *73*, 102166.

Liew, P. X; Lim, K. P; & Goh, K. L. (2022). The dynamics and determinants of liquidity connectedness across financial asset markets. *International Review of Economics & Finance*, 77, 341-358.

Liow, K. H; Song, J; & Zhou, X. (2021). Volatility connectedness and market dependence across major financial markets in China economy. *Quantitative Finance and Economics*, 5(3), 397-420.

Mensi, W; Hammoudeh, S; Al-Jarrah, I. M. W; Sensoy, A; & Kang, S. H. (2017). Dynamic risk spillovers between gold, oil prices and conventional, sustainability and

Islamic equity aggregates and sectors with portfolio implications. *Energy Economics*, 67, 454-475.

Nham, N; T. H. (2022). An application of a TVP-VAR extended joint connected approach to explore connectedness between WTI crude oil, gold, stock, and cryptocurrencies during the COVID-19 health crisis. *Technological Forecasting and Social Change*, 83, 121909.

Pavlova, A; & Rigobon, R. (2007). Asset prices and exchange rates. *The Review of Financial Studies*, 20(4), 1139-1180.

Pazouki, N, Hamidian, A, Mohammadi, Sh. & Mahmoudi, V (2012). Using wavelet transformation to investigate the correlation of different exchange rates, oil price, gold price and Tehran stock exchange index in different time scales, *Danesh Investment Quarterly*, 2(7), 131-148. (In Persion)

Reboredo, J. C; Ugolini, A; & Hernandez, J. A. (2021). Dynamic spillovers and network structure among commodity, currency, and stock markets. *Resources Policy*, 74, 102266.

Saranj, A, & Rafiei, M. (2023). Explaining the Nonlinear Reaction of the Tehran Stock Exchange Price Index (Value-Weighted) to Oil Shocks Using the Markov Switching Model. *Financial Management Strategy*, 11(4), 1-24. (In Persion)

Sezavar, M, Khazaei, A. & Islamian, M (2018). Examining the conditional correlation between foreign exchange, gold, housing, stocks and oil markets in Iran's economy, *Economic Strategy Quarterly*, 8(29), 37-60. (In Persion)

Shiller, R. J. (2007). Understanding recent trends in house prices and home ownership. *Working paper 13553*.

Spencer, S; Bredin, D; & Conlon, T. (2018). Energy and agricultural commodities revealed through hedging characteristics: Evidence from developing and mature markets. *Journal of Commodity Markets*, 9, 1-20.

Yarovaya, L; Brzeszczyński, J; & Lau, C. K. M. (2016). Intra-and inter-regional return and volatility spillovers across emerging and developed markets: Evidence from stock indices and stock index futures. *International Review of Financial Analysis*, 43, 96-114.

Yunus, N. (2020). Time-varying linkages among gold, stocks, bonds and real estate. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 77, 165-185.

Zhao, H. (2010). Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, 24(2), 103-112.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال سیزدهم، شماره چهل و هشتم، بهار ۱۴۰۴
صفحات ۱۴۰-۱۱۷

مقاله پژوهشی

نقش تعدیل کنندگی پوشش رسانه‌ای در اثر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام[۱]

مهراب نصیری[۲]، حسین فخاری[۳]، اسفندیار ملکیان[۴]

تاریخ دریافت:۱۴۰۳/۰۳/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۹/۲۴

چکیده

معاملات بلوکی به دلیل داشتن اطلاعات خاص شرکتی به عنوان ابزاری جهت قیمت‌گذاری صحیح سهام مورد استفاده سرمایه‌گذاران بازار سرمایه قرار می گیرد. همچنین رسانه‌ها با انتشار اخبار خاص شرکت‌ها می‌توانند منافع مدیران و سهامداران را به یکدیگر نزدیک کرده و از این طریق منجر به کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی، وافزایش آگاهی بخشی قیمت سهام و کاهش همزمانی قیمت سهام شوند. بر همین اساس، هدف پژوهش حاضر بررسی نقش تعدیل‌گر پوشش رسانه‌ای در اثر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام است. جامعه آماری این پژوهش متشکل از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۳ الی ۱۴۰۱ است که به روش حذف سیستماتیک داده‌های تعداد ۱۰۰ شرکت شامل ۱۱۲۳۷ معامله بلوکی جهت بررسی و تجزیه و تحلیل انتخاب شده اند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها به روش GMM نشان داد دفعات، شاخص و نسبت معاملات بلوکی اثر مثبت بر همزمانی قیمت سهام دارد و پوشش رسانه‌ای به عنوان متغیر تعدیلگر در اثر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام اثر منفی دارد. این یافته‌ها تأکیدی بر ناکارایی و عدم شفافیت اطلاعات در بازار سهام ایران بوده که از ترکیب به موقع اطلاعات خاص شرکت‌ها در قیمت سهام جلوگیری می‌کند.

واژگان کلیدی: معاملات بلوکی، همزمانی قیمت سهام، پوشش رسانه‌ای، عدم‌تقارن اطلاعاتی.
طبقه‌بندی موضوعی: *F19, G12, L82* .

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/jfm.2024.47397.2929

۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده اداری و علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
Email:Mehrab_nasiry@yahoo.com
۳. استاد، گروه حسابداری، دانشکده دانشکده اداری و علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. نویسنده مسئول.
Email:h.fakhari@umz.ac.ir
۴. استاد، گروه حسابداری، دانشکده اداری و علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.Email:e.malekian@umz.ac.ir

مقدمه

بازار سرمایه به عنوان ابزاری برای تخصیص بهینه منابع، تشویق پس‌اندازها و استفاده کارا از سرمایه، نقش مهمی را در اقتصاد ایفا می کند. همچنین معاملات این بازارها به سه گروه؛ خرد، بلوکی و عمده قابل‌تقسیم است. در بین این معاملات، معاملات بلوکی سهام، از جمله معاملاتی هستند که به دلیل حجم زیاد و تأثیر بیشتر آنان بر مولفه‌های بازار سهام، مورد توجه بیشتر سهامداران می‌باشند (بیان و همکاران[1]، ۲۰۱۲). این معاملات نشانه های مهمی برای سهامداران در بازار سرمایه به‌همراه دارند و بطور مستقیم بر ارزش‌گذاری سرمایه سهام شرکت اثر می‌گذارند. این معاملات خارج از تابلوی اصلی معاملات بوده و شامل حجم زیادی از خرید و فروش سهام شرکت می‌باشند که به صورت قیمت توافقی انجام می‌پذیرند (کیتا و همکاران[2]، ۲۰۱۷). در حالی‌که پژوهش‌های انجام شده در خصوص پیامدهای معاملات بلوکی عمدتاً بر تأثیر معاملات بلوکی بر قیمت سهام تمرکز دارند (چن[3] و چن، ۲۰۰۵؛ هاتن و همکاران[4]، ۲۰۱۳؛ آگاروالا و پاندی[5]، ۲۰۱۰) ولی تاثیر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام بخشی از پیامدهای معاملات بلوکی سهام است که به عنوان خلاء پژوهشی قابل طرح است .به طورکلی، همزمانی قیمت سهام، درجه‌ای از اطلاعات بازار و صنعت است که در قیمت سهام شرکت منعکس است. همزمانی کمتر قیمت سهام با انعکاس اطلاعات خاص شرکت، منجر به کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی شده و در نهایت، موجب کاهش ریسک انتخاب سهام می‌شود و افزایش نقدشوندگی سهام را به همراه دارد (چان و حمید[6]، ۲۰۱۳). اگرچه پژوهش‌های قبلی در کشورهای توسعه یافته نشان می‌دهند که عوامل شرکتی مانند ساختارهای حاکمیت شرکتی، شفافیت صورت‌های مالی و معاملات داخلی (برای مثال؛ فریرا و لوکس[7]، ۲۰۰۷؛ هات و همکاران[8]، ۲۰۰۹) بر همزمانی قیمت سهام اثر دارند؛ اما در بازارهای نوظهور معمولاً به دلیل اجرای ناقص مقررات افشاء و ساختار مالکیت شرکت و کاهش نقش اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام ، همزمانی بالاتری وجود دارند (گال و همکاران[9]، ۲۰۱۰). همچنین آگاروالا و پاندی (۲۰۱۰) معتقدند که انجام معاملات بلوکی در بازار بیانگر وجود اطلاعات خصوصی است و به تجدید نظر سهامداران در خصوص قیمت اینگونه معاملات با توجه به ماهیت آن منجر می‌شود. از سوی دیگر؛ اجرای برخی معاملات بلوکی خارج از بازار برای کارایی اطلاعات مفید می‌باشد (لیو[10]، ۲۰۲۰). لذا انتظار داریم معاملات بلوکی بتواند به دو دلیل ترکیب اطلاعات خاص شرکت را در قیمت سهام تسهیل کند. اولا، ارتباطات و مذاکرات مستقیم و مؤثر از طریق بستر معاملاتی بین خریداران و فروشندگان ممکن است هزینه کسب اطلاعات را کاهش داده و جریان اطلاعات خاص

1. Bian et al
2. Kita
3. Chen
4. Hutton, Alzahrani & Gregoriou
5. Agarwalla & Pandey
6. Chan, & Hameed
7. Ferreira & Laux
8. Hutton, Marcus & Tehranian
9. Gul, Kim & Qiu
10. Liu

شرکت را در بازار بهبود بخشد. ثانیاً، از آنجایی که قوانین معاملات بلوکی ایجاب می‌کند که جزئیات این معاملات پس از پایان بازار افشاء شود؛ لذا، همه فعالان بازار می‌توانند موقعیت‌ها و فعالیت‌های معاملاتی خود را بر اساس بهره‌مندی از این اطلاعاتی تعدیل کنند، و سبب شوند تا اطلاعات بیشتری در قیمت سهام پدیدار شود.

علاوه بر اثر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام، مطالعات پیشین نشان می‌دهند که پوشش رسانه‌ای مدیرعامل بر جنبه‌های مختلفی مانند؛ اعتبار و شهرت مدیران افشای، مسئولیت اجتماعی، ریسک دعاوی حقوقی، تقلب مالی، بازده بهبود حاکمیت شرکتی، ارزش شرکت، حجم معاملات سهام، کارایی سرمایه‌گذاری و قدرت مدیران و همچنین آگاهی بخشی قیمت سهام اثر بگذارند. (فخاری و همکاران، ۱۴۰۰). فخاری و همکاران معتقدند رسانه به عنوان یکی از عوامل کلیدی در تهیه و انتشار اطلاعات برای طیف وسیعی از استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی مفید است. چرا که انتظار می‌رود رسانه‌ها بتوانند به عنوان ابزاری برای کاهش هزینه دستیابی به اطلاعات در حوزه اقتصادی و مالی عمل کرده و همچنین به عنوان مبنایی جهت ارائه اطلاعات برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران محسوب شوند (فخاری و همکاران، ۱۴۰۰). لذا پوشش رسانه‌ای مدیر عامل می‌تواند ادغام اطلاعات خاص شرکت را در قیمت سهام افزایش دهد و در نتیجه همزمانی قیمت سهام را کاهش دهد (لی و همکاران[1]، ۲۰۱۹)؛ چرا که اولا رسانه‌ها می‌توانند با تولید اطلاعات جدید و یا انتشار اطلاعات خاص شرکت میان سرمایه‌گذاران، به کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی کمک کنند (بوشی و همکاران[2]، ۲۰۱۰)، و دوم اینکه، رسانه‌ها می‌توانند با بهبود حاکمیت شرکتی سبب حمایت بیشتر از سرمایه‌گذاران شوند (ولچکووا و همکاران[3]، ۲۰۰۲). و حمایت از سهامداران و استفاده سرمایه‌گذاران از فرصت‌های آربیتراژ، منجر به انعکاس اطلاعات خاص شرکت در سهام شرکت شده و در نهایت، همزمانی قیمت سهام کاهش یابد (مورک[4] و همکاران، ۲۰۰۰). از سوی دیگر، برخی از پژوهشگران پیشین معتقدند اگر رویدادهای خاص شرکت که توسط رسانه‌ها منتشر می‌شود به طبقه وسیع‌تری از سرمایه‌گذاران نرسد، یا حتی بطور تحریف‌شده‌ای گزارش شود در آن صورت پوشش رسانه‌ای ممکن است به افزایش همزمانی قیمت سهام منجر شود، یا حتی تاثیری بر آن نداشته باشد (برای مثال؛ آهرن و سوسیورا[5]، ۲۰۱۴). پس رسانه‌ها محیط‌های اطلاعاتی شرکت‌ها را بهبود نمی‌بخشند یا نظارت خارجی موثری را ارائه نمی‌دهند. در نتیجه، در چنین محیط‌هایی، پوشش رسانه‌ای مانع از ادغام اطلاعات خاص شرکت در قیمت‌های سهام می‌شود (دانگ[6] و همکاران، ۲۰۲۰). از این رو، بر اساس پژوهش‌های پیشین یکی از عوامل تاثیرگذار در بررسی اثر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام؛ پوشش رسانه‌ای است. منگ

1. Li, Qiao & Zhao
2. Bushee, Core, Guay & Hamm
3 Volchkova, Dyck & Zingales
4. Morck
5. Ahern & Sosyura
6. Dong

معتقد است تأثیر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام هنگامی تقویت می‌شود که شرکت‌ها از پوشش رسانه‌ای ضعیفی برخوردار باشند (منگ[1] و همکاران، ۲۰۲۰). بر همین اساس با توجه به ادبیات پژوهشی متعدد پیشین و خلاء تحقیقاتی موجود، هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام به عنوان یکی از پیامدهای معاملات بلوکی در محیط‌های اطلاعاتی شرکت‌ها با پوشش رسانه‌ای مختلف می‌باشد. این پژوهش نخست، با تحلیل دقیق اثر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام، به درک عمیق‌تری از نحوه تأثیرگذاری این نوع معاملات بر بازار کمک می‌کند و می‌تواند به سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی در اتخاذ تصمیمات آگاهانه‌تر یاری رساند. همچنین، با بررسی نقش پوشش رسانه‌ای به عنوان یک عامل تعدیل‌کننده، به شناسایی و تحلیل چگونگی تأثیر اطلاعات عمومی بر رفتار بازار و واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به معاملات بلوکی بپردازد. از سوی دیگر، می‌تواند به توسعه نظریه‌های موجود در حوزه مالی و رفتار سرمایه‌گذاران کمک کند و به ایجاد چارچوب‌های جدید برای تحلیل بازارهای مالی منجر شود. همچنین، انتظار می رود با ارائه شواهد تجربی در زمینه تأثیرات همزمانی و پوشش رسانه‌ای، این پژوهش بتواند به سیاست‌گذاران و نهادهای نظارتی در تدوین قوانین و مقررات مناسب‌تر برای مدیریت بازارها یاری رساند. علاوه بر این اگرچه بسیاری از پژوهش‌های پیشین ممکن است به طور جداگانه به تأثیر معاملات بلوکی یا پوشش رسانه‌ای پرداخته باشند. این پژوهش با ترکیب این دو عامل، یک دیدگاه جامع‌تر و چندبعدی از تأثیرات آن‌ها بر بازار ارائه می‌دهد و با استفاده از داده‌های جدید یا روش‌های تحلیلی نوین می‌تواند به منجر به بروزرسانی اطلاعات موجود و ارائه نتایج دقیق‌تر شود. در نهایت، این پژوهش می‌تواند به ایجاد یک گفتمان جدید در زمینه ارتباط بین رسانه، معاملات بزرگ و رفتار بازار کمک کند و زمینه‌ساز مطالعات آینده در این حوزه باشد. در ادامه، ساختار پژوهش به صورت زیر دنبال می‌شود: در ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش مطرح شده و پس از آن، روش پژوهش و یافته‌ها و تجزیه و تحلیل داده‌ها ارائه شده است و در نهایت، با بحث و نتیجه‌گیری خاتمه می‌یابد.

مبانی نظری پژوهش

امروزه با توسعه بازارهای اوراق بهادار، معاملات بلوکی به طور فزاینده‌ای رایج و فراگیر شده‌اند و بخش قابل توجهی از حجم کل معاملات سهام در بازارهای سراسر جهان را تشکیل می‌دهند. به طور کلی معاملات بلوکی سهام براساس قیمت معاملات به سه گروه جداگانه تقسیم‌بندی می‌شوند: معامله بلوکی صرف که به معاملاتی، با قیمت معاملاتی بالاتر از قیمت پایانی دیروز گفته می‌شود، و معامله بلوکی با تخفیف که به معاملاتی با قیمتی پایین‌تر از قیمت پایانی دیروز معامله می‌شوند، و معاملات با صرف صفر که به معاملات بلوکی گفته می‌شود که برابر با قیمت پایانی دیروز معامله شود (کورک[2]، ۲۰۱۷). اصولاً معاملات بلوکی بخاطر دو ویژگی مهم منحصر به فرد هستند. اولاً، معاملات بلوکی دلال یا بازارساز ندارند که به عنوان واسطه عمل کنند. ثانیاً، هر روز پس از پایان بازار، تمام معاملات بلوکی در وب سایت بورس منتشر می‌شوند.

1. Meng
2. Kurek

مرور ادبیات نشان می‌دهد که به طور کلی اغلب پژوهش‌های مرتبط با نحوه ورود اطلاعات خاص شرکتی در قیمت سهام از طریق معاملات بلوکی ،عمدتاً بر تغییرات معاملاتی پیرامون رویداد خاص شرکتی[1] به منظور کنترل تاثیر اطلاعات خاص شرکتی متمرکز هستند (ایبیکونل[2] و همکاران، ۲۰۱۶). همچنین پژوهش‌های پیشین نشان داده‌اند که معاملات بلوکی بر ساختار مالکیت تأثیر می‌گذارد و بر حق رأی و جریان‌های نقدی اثرگذار است.علاوه بر این اکثر پژوهشگران از این واقعیت حمایت می‌کنند که معاملات بزرگ از طریق نحوه خریدار یا فروشنده بودن افراد در معاملات بلوکی پدیدار می‌شوند به طوری که خریداران سهام در معاملات صرف و فروشندگان در معاملات تخفیفی ورود می‌کنند که در نهایت معاملات بلوکی با صرف و تخفیف می‌توانند بر بازده دارایی‌ها اثر بگذارند (کراوس و استول[3]، ۱۹۷۲؛ کیم و مدهاوان[4]، ۱۹۹۶). همچنین زمانی که معاملات بلوکی اطلاعات جدیدی را منتقل می‌کنند، تغییرات در انتظارات سرمایه‌گذاران پدیدار می‌شود. زیرا معاملات بلوکی شامل اطلاعات خاص شرکت‌ها هستند که موجب جذب سرمایه‌گذاران می‌شود و آنان را مشتاق به خرید آن سهم می‌کند که در نهایت قیمت سهام را بهبود می‌بخشند (منگ و همکاران ۲۰۲۰). همچنین مرور ادبیات نشان می‌دهد که هنگام معامله با حجم زیاد در بازارهای مالی، دو اصطکاک نقش مهمی ایفا می‌کنند؛ تاثیر قیمت و تضاد نمایندگی (بالدوف[5] و همکاران، ۲۰۲۴).

مطابق با تئوری اطلاعات معاملات بلوکی حاوی اطلاعات خصوصی نامتقارن است و می‌تواند سبب تغییر قیمت سهام شود (سونآ و ایبیکونل[6]، ۲۰۱۷). تغییرات به وجود آمده در قیمت سهام هر شرکت متأثر از دو ریسک می‌باشد. ریسک سیستماتیک که به بازار و صنعت مربوط می‌شود و ریسک غیرسیستماتیک که به شرکت و عوامل درونی آن مرتبط می‌باشد. پژوهش‌ها نشان می‌دهند که افزایش در ارائه اطلاعات خاص موجب عدم‌تقارن قیمت سهام با قیمت بازار و صنعت می‌شود امّا هر قدر ارائه اطلاعات خاص شرکت کاهش یابد، قیمت سهام شرکت با قیمت آن در بازار و صنعت تقارن (هم‌راستا) خواهد داشت. همچنین، همزمانی قیمت سهام ابزاری جهت پیش‌بینی حرکت قیمت سهام می‌باشد و منعکس‌کننده میزان اطلاعات خاص شرکت در بازار است (رول[7]، ۱۹۸۸). به این معنا که همزمانی قیمت بالا منعکس کننده کم بودن میزان اطلاعات خاص در قیمت و بازده سهام شرکت وآگاهی بخشی قیمت سهام است.

علاوه بر این تئوری‌ها، پژوهش‌های پیشین شواهدی را نشان می‌دهند که همزمانی قیمت سهام منجر به بهبود حاکمیت شرکتی، افزایش حضور سرمایه‌گذاران خارجی و افزایش کیفیت حسابرسی می‌شود (گال و همکاران، ۲۰۱۰). همزمانی قیمت پایین‌تر نشان‌دهنده عدم وابستگی شرکت به تغییرات بازار است؛ زیرا

1 Event study
2. Ibikunle
3. Kraus & Stoll
4. Keim & Madhavan
5. Baldauf
6. Sun a & Ibikunle
7. Roll

مشارکت‌کنندگان بازار در تصمیم گیری‌های مالی بیشتر بر اطلاعات خاص شرکت در مقایسه با تغییرات بازار توجه می‌کنند (چان و حمید، ۲۰۰۶).

پژوهشگران پیشین معتقدند که شرکت‌هایی با همزمانی قیمت سهام پایین تر، کارایی سرمایه‌گذاری بالاتری دارند، چون همزمانی پایین نشان دهنده وجود اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام است و مدیران بر اساس اطلاعات خاص سرمایه‌گذاری می‌کنند (دورنو[1] و همکاران، ۲۰۰۳). همینطور لی و همکاران (۲۰۱۴) در نتایج بدست آمده از تحقیقات خود نشان دادند که تغییرات بازده خاص شرکت در شرکت‌هایی با محیط های اطلاعاتی ضعیف تر بیشتر است که با تاخیر تعدیل قیمت بیشتر، معاملات داخلی بیشتر و سطح بالاتر عدم‌تقارن اطلاعاتی، مشخص می‌شوند. البته پژوهشگران در این تحقیقات از ابزارهای مختلفی جهت شناسایی تغییرات بازده دارایی‌های شرکت و نقش تبیین کننده اطلاعات در سطح بازار و صنعت جهت شناسایی این تغییرات استفاده کرده‌اند که یکی از آن مدل ها مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بوده است (رول، ۱۹۸۸). از سوی دیگر، پن و ژو[2] (۲۰۱۵) فرض می‌کنند که همزمانی اندک قیمت سهام نشان دهنده قیمت‌های سهام مطلوب‌تر است و اگر معاملات بلوکی صرفاً به معاملات نویز (معاملات بدون اطلاعات) منجر شوند، نتایج آنها مشمول اندک بودن قیمت‌های سهام نامطلوب می‌باشد، زیرا خریداران در این شرایط بدون در دست داشتن اطلاعات کافی اقدام به خرید یا حتی فروش سهام خود می‌کنند. هم چنین معاملات بلوکی که بر روی پلت فرم معاملات آغاز شده و به طور مستقیم بین خریداران و فروشندگان معامله می‌شود، محتوای اطلاعاتی غنی دارند. طراحی مکانیزم‌های معاملاتی (مانند پلت‌فرم‌های معاملات بلوکی) برای تحرک فعالیت‌های معاملات بلوکی ممکن است همزمانی و در نتیجه کارایی بازار را تحت تأثیر قرار دهد (گال و همکاران، ۲۰۱۰). منگ و همکاران (۲۰۲۰) طی دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۸، در بازار سهام چین دریافتند که معاملات بلوکی به طور قابل توجهی همزمانی قیمت سهام را کاهش می‌دهد همچنین معاملات بلوکی، استفاده اطلاعات خاص شرکت را در قیمت سهام بهبود می‌بخشد و این ارتباط منفی بین معاملات بلوکی و همزمانی قیمت سهام ممکن است تحت تأثیر محیط‌های اطلاعاتی شرکت‌ها متفاوت باشد. بر همین اساس، در مطابقت با فرضیه اطلاعات و کارائی بازار، فرضیه اول پژوهش به صورت زیر ارائه شده است:

۱- معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام اثر منفی دارد.

همچنین مرور ادبیات پیشین نشان می‌دهد که رسانه‌ها در شرکت‌ها نقش مهمی در تولید، پردازش و انتشار اطلاعات دارند. به گونه‌ای که، رسانه‌ها در تولید اطلاعات از طریق تأیید، قابلیت مقایسه و ارزیابی قابلیت اتکاء منابع خبری و همچنین یکپارچه سازی اطلاعات استخراج شده از منابع مختلف نقش فعالی دارند. با توجه به نقش مستمر و مهم رسانه‌ها انتظار می‌رود که آنان بتوانند با تولید و انتشار اطلاعات کیفی برای استفاده‌کنندگان، محیط های اطلاعاتی شرکت را بهبود بخشیده و سبب کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی

1. Durnev
2. Pan & Xhu

و در نتیجه، کاهش ریسک اطلاعات شوند. همچنین، پوشش رسانه‌ای در بخش تجاری نیز می‌تواند سازوکاری موثری در انتشار اطلاعات مربوط به وضعیت اقتصادی، صنایع و بنگاه‌های تجاری داشته باشد.

لیو[1] (۲۰۱۷) معتقد است پوشش رسانه‌ای، امروزه به یکی از سازوکارهای بیرونی حاکمیت شرکتی تبدیل شده است و در مطابقت با تئوری علامت دهی، زمانی که محیط اطلاعاتی با عدم اطمینان و ابهام روبرو است، رسانه‌ها می‌تواند به عنوان یک ابزار مهم و جایگزینی برای افشای اطلاعات تلقی شده و سرمایه‌های بلااستفاده در بازار را به جریان بیندازد. علاوه براین، پوشش رسانه‌ای می‌تواند به عنوان محرکی تلقی شود که منجر به افزایش شفافیت و اعتباردهی شده و اهمیت پروژه‌ها و افق آینده شرکت را تبیین کند. همچنین، پوشش صحیح رسانه‌ای می‌تواند موجب افزایش اعتبار شرکت شده و از این طریق ارزش شرکت را در بازار سرمایه افزایش دهد (نگاوین[2]، ۲۰۱۵). پوشش رسانه‌ای بیشتر انگیزه مدیران را برای اجتناب از اخبار منفی آتی افزایش می‌دهد. در نتیجه، تداوم عملکرد مالی ضعیف و تضعیف واکنش‌های قیمت به اخبار منفی سود را کاهش می‌دهد. همچنین، رسانه‌ها نه تنها بر فرآیند تصمیم گیری سرمایه‌گذاران بلکه بر رفتار مدیران نیز تأثیر می‌گذارند. برای مثال، تصمیمات مدیران برای پیگیری خریدها ممکن است تحت تأثیر سطح توجه رسانه‌ها به معاملات پیشنهادی قرار گیرد (میائویو و همکاران، ۲۰۲۴). شرکت‌هایی که بیشتر مورد توجه از رسانه‌های خبری قرار می گیرند، احتمالاً اطلاعات باکیفیت‌تر و قابل‌اعتمادتری در دسترس عموم قرار می‌دهند (دانگ و همکاران، ۲۰۲۰). تأثیر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام ممکن است در شرکت‌هایی با محیط‌های اطلاعاتی مختلف متفاوت باشد. از طریق جمع‌آوری، تجمیع و انتشار اطلاعات خصوصی درباره شرکت‌ها، فعالیت‌های رسانه‌ها می‌توانند به گنجاندن اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام کمک کنند. در غیر این صورت، ممکن است مشارکت اصلی در ارزش اطلاعات خاص شرکت از معاملات بلوکی کاهش یابد و منجر به کاهش اثرات بر همزمانی قیمت‌ها شود. در نهایت، رسانه‌ها به عنوان واسطه‌های اطلاعاتی اصلی در بازار سرمایه عمل می‌کنند و می‌توانند به طور موثر عدم‌تقارن اطلاعاتی را کاهش دهند (چن و همکاران[3]، ۲۰۱۵؛ تدلاک[4]، ۲۰۱۰). بر همین اساس رسانه‌ها می‌توانند با بهبود محیط اطلاعاتی بر آگاهی بخشی قیمت سهام اثر بگذارند واثر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام را تعدیل کنند. از این رو، فرضیه دوم پژوهش حاضر بر اساس تئوری علامت‌دهی عبارت است از:

۲- پوشش رسانه‌ای نقش تعدیل کنندگی در اثر منفی معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام دارد.

پیشینه پژوهش

علی‌رغم وجود پژوهش‌های متعدد در سایر کشورها، در ایران پژوهش خیلی کمی در خصوص این معاملات انجام شده است. در ادامه به مرور این پژوهش‌ها در خارج و داخل پرداخته می‌شود. بنسیانهال

1. Liu
2. Nguyen
3. Chen, Harford and Lin
4. Tetlock

(۲۰۲۳) به بررسی تأثیر معاملات بلوکی بر عملکرد بازار سهام مراکش پرداخته است. او معتقد است ادبیات اقتصادی دو نوع اثر موقت و دائمی را شناسایی می‌کند. در واقع، تأثیر بازار بلوکی بر نقدشوندگی، عرضه، تقاضا و محتوای اطلاعاتی این معاملات مربوط به سرمایه‌گذاران بزرگ و نهادی می‌باشد. در این مطالعه از روش اقتصادسنجی ARDL در داده‌های بازار سهام برای اندازه‌گیری اثرات بلوکی استفاده شده است. یافته‌های تجربی تأثیر دائمی بر هیچ یک از شاخص‌های بازار مالی مراکش را تأیید نمی‌کند. به عبارت دیگر، اثر نقدشوندگی ضعیف و محدود بوده، در حالی که اثر اطلاعاتی تقریباً صفر و ناچیز می‌باشد. دانگ و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی به اثر پوشش رسانه‌ای بر همزمانی قیمت سهام و اینکه آیا این اثر در زیرساخت‌های سازمانی مختلف متفاوت است، پرداخته اند. یافته‌های آنها نشان داد، اول اینکه، پوشش رسانه‌ای با همزمانی قیمت سهام یک رابطه منفی دارد و نشان می‌دهد که رسانه‌ها می‌توانند ترکیب اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام تسهیل می‌کنند. دوم، راهبری شرکتی و محیط های اطلاعاتی آن نقش تعدیل‌کننده را در ارتباط بین رسانه‌ها و همزمانی قیمت سهام ایفا می‌کنند. سوم، اثر کاهش همزمانی پوشش رسانه‌ای در کشورهایی با زیرساخت‌های نهادی ضعیف، قوی‌تر است. به طور کلی، پوشش رسانه‌ای یک عامل مهم تعیین‌کننده همزمانی قیمت سهام است. کورک (۲۰۱۴) محتوای اطلاعاتی معاملات بلوکی را در بورس اوراق بهادار ورشو را با استفاده از دو رویکرد رگرسیون خطی ساده و رگرسیون چند متغیره برای مدل‌سازی بازده سهام، بررسی کرده است. نتایج پژوهش وی نشان داد معاملات بلوک سهام دارای سیگنال مهمی برای سرمایه‌گذاران فعال در بورس هستند و بازده غیرعادی مثبت (منفی) قابل توجهی به دنبال اجرای معامله بلوک سهام وجود دارد که قیمت آن بالاتر (کمتر) از قیمت پایانی دو روز قبل از اجرای معامله است.

در بازار سرمایه عربستان، الزهرانی[1] و همکاران (۲۰۱۳) تاثیر قیمت معاملات بلوکی را با استفاده از روش‌های پژوهش فرینو[2] (۲۰۰۷) باز آزمایی کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد که یک تأثیر قیمت نامتقارن برای خریدهای بلوکی و فروش های بلوکی وجود دارد. با این وجود اثر قیمت یک معامله بلوکی انعطاف پذیری بالا در بازار را نشان می‌دهد. همچنین، بین اندازه معاملات و سطح عدم‌تقارن اطلاعاتی رابطه مستقیمی وجود دارد. تاثیر قیمت معامله یک تابع افزایشی از حجم معامله برای خریدهای بلوکی است در صورتی که در فروش های بلوکی، با تغییر اندازه و حجم معامله، اثر قیمت به طور معنی‌داری تغییر نمی‌کند. در پژوهشی به تاثیر توانایی مدیران بر همزمانی قیمت سهام بین سال های ۲۰۱۴ تا ۲۰۲۱ در شرکت‌های بورس چین بررسی شده است که نتایج نشان می‌دهد هرچه توانایی مدیر بالاتر باشد، اطلاعات بیشتری از طریق مدیریت شرکت به خارج منتقل می‌شود، قیمت سهام شرکت بیشتر حاوی اطلاعات خاص شرکت است و در نتیجه، همزمانی قیمت سهام کمتر می‌شود. در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس با مالکیت نهادی بالا، توانایی مدیر می‌تواند همزمانی قیمت سهام را کاهش دهد (گان و هیو[3]، ۲۰۲۳).

1. Alzahrani
2. Frino
3. Gan & Hu

بیان (۲۰۱۲) در پژوهشی، به بررسی واکنش بازار سهام نسبت به معاملات بلوکی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد اکثر این معاملات با قیمت های معمول در بازار عادی یا کمتر از آن معامله می‌شوند. روند معاملات نشان می‌دهد که معاملات بلوکی با فروشنده آغاز می‌شود. انجام معاملات بلوکی در شرکت‌های بزرگ از تخفیف قیمتی کمتری برخوردار می‌باشد. در کل، واکنش بازار سرمایه نسبت به معاملات بلوکی منفی است. معمولاً فروش های بلوکی سهام، توسط سهامداران نهادی و بزرگ شرکت می‌باشند و نسبت به سایر سهامداران از اخبار و اطلاعات بهتری در مورد شرکت برخوردارند. فروش بلوکی این سهامداران ممکن است نشان دهد که آنها دارای اطلاعات منفی هستند که در تلاش هستند تا سهام خود را در هر قیمتی بفروشند یا فروشندگانی در بازار وجود دارند به به دنبال کاهش دارایی های سهام خود می باشند و ممکن است در آینده مقدار بیشتری سهام خود در بازار به صورت بلوکی بفروشند. همچنین، آگاروالا و پاندی (۲۰۱۰) تأثیر دائمی (اثر اطلاعاتی) و موقت (اثر نقدشوندگی) معاملات بلوکی انجام شده در بورس ملی هند را تجزیه و تحلیل کرده است. او نشان داد که در بازار سرمایه هند معاملات بلوکی با استفاده از معیارهای متعدد بر اساس ارزش معاملات و حجم معاملات شناسایی می‌شوند. به طور کلی، تاثیر دائمی قیمت برای خرید بلوکی بیشتر از فروش بلوکی است که نشان می‌دهد خرید بلوکی اطلاعات بیشتری نسبت به فروش بلوکی دارد، که ممکن است ناشی از نیاز نقدینگی باشد. برخلاف سایر بازارها، مشاهده شد که تأثیر موقتی بیشتر از تأثیر دائمی در صورت خرید بلوکی وجود دارد. علاوه بر این، ورود معاملات بلوکی متعدد، اعتماد بازار به اطلاعات را افزایش می‌دهد. تاثیر دائمی قیمت برای روزهایی که بیش از یک معامله بلوکی با ماهیت مشابه وجود دارد بیشتر از روزهایی است که فقط یک معامله بلوکی وجود دارد. همچنین قیمت‌ها ۸ دقیقه قبل از خرید بلوکی شروع به افزایش می‌کنند، درحالی که در خصوص فروش بلوکی اینطور نیست، یعنی زمانی که معامله بلوکی برای خرید است، برخی اطلاعات در مورد خرید بلوک قریب‌الوقوع توسط بازار در نظر گرفته می‌شود. علاوه بر این، در مورد فروش بلوکی، قیمت‌ها به سرعت بر می‌گردند و تأثیر دائمی بسیار کمی بر قیمت دارند. هوانگ[1] و همکاران (۲۰۲۴) در پژوهشی به بررسی تأثیر پوشش رسانه‌ای بر نقدشوندگی سهام در بازار سهام چین پرداخته‌اند. بررسی‌ها نشان می‌دهند پوشش رسانه‌ای تأثیر مثبت قابل توجهی بر نقدشوندگی سهام دارد. پوشش رسانه‌ای نقدشوندگی سهام را با بهبود محیط اطلاعاتی و کاهش انتخاب نامطلوب سرمایه‌گذاران بهبود می بخشد. تأثیر مثبت پوشش رسانه‌ای بر نقدشوندگی سهام برای شرکت‌ها در یک محیط اطلاعاتی شفاف تر ضعیف می‌شود. ارتباط مثبت در شرکت‌هایی که به خبرهای اولیه دسترسی بیشتری دارند، مشهودتر است.

در پژوهش‌های داخلی نیز، بحرینی و همکاران (۱۴۰۳) به طراحی مدلی جهت پیش‌بینی ارزش‌گذاری معاملات بلوکی با تاکید بر شبکه عصبی مصنوعی GRU در صنایع پرداختند. مدیران صنایع با آگاهی از چگونگی تاثیر این مدل بر ارزش‌گذاری معاملات بلوکی می‌توانند با کنترل روند تغییرات قیمت سهام بلوکی، ریسک سرمایه‌گذاری در شرکت و در نهایت ریسک تأمین مالی را برای شرکت پایین آورند. در سطح تفکیکی صنایع، نتایج تاثیر شاخص‌های مالی بر ارزش‌گذاری معاملات بلوکی در هر صنعت با صنایع دیگر

1. Huang

متفاوت است کـه بیانگر استقلال صنایع از یکدیگر است. در مدل ارائه شده با اندازه‌گیری ارزش‌گذاری معاملات بلوکی به مدیران صنایع در بورس و استفاده‌کنندگان صاحبان سهام و سهامداران معاملات بلوکی در ارزیابی بهتر قیمت‌گذاری کمک می‌کند. برزگر و فقیه (۱۴۰۲) نقش تعدیل‌گر پوشش رسانه‌ای مدیرعامل بر رابطه بین خوانایی گزارشگری مالی و همزمانی قیمت سهام را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد که خوانایی گزارشگری مالی منجر به کاهش هم‌زمانی قیمت سهام شده و این رابطه در شرکت‌هایی که پوشش رسانه‌ای مدیرعامل بیشتر است، بارزتر بوده و آن را تقویت کرده است. همچنین، سیدنژاد فهیم و اقدامی (۱۴۰۱) در پژوهشی به بررسی اثر پوشش رسانه‌ای بر همزمانی قیمت سهام با در نظر گرفتن اثر تعاملی حاکمیت شرکتی و شفافیت اطلاعاتی پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد پوشش رسانه‌ای اثر منفی و معنی‌داری بر همزمانی قیمت سهام ندارد. همچنین فخاری و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی پوشش رسانه‌ای مدیرعامل و همزمانی قیمت سهام با استفاده از سیستم معادلات همزمان پرداختند. یافته‌ها براساس روش گشتاورهای تعمیم یافته نشان می‌دهد که پوشش رسانه‌ای مدیرعامل بر همزمانی قیمت سهام یک تاثیر منفی دارد. همچنین با استفاده روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط (SUR) بین پوشش رسانه‌ای مدیرعامل و همزمانی قیمت سهام یک رابطه متقابل وجود دارد. این نتایج تأکید مجدد بر نقش اطلاعاتی پوشش رسانه‌ها به عنوان یک منبع مخابره اطلاعات شرکتی به بازار و کاهش نقش ریسک‌های غیرسیستماتیک در رفتار قیمتی سهام شرکت‌ها می‌باشد. مهربان پور و همکاران (۱۳۹۹) به تحلیل نقش معاملات بلوکی در ایجاد بازده غیرعادی و تاثیر بر نوسانات غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد انجام معاملات بلوکی، یک نشانه مهم برای سرمایه‌گذارانی است که در بازار سهام فعالیت می‌کنند. شواهد نشان می‌دهد که بعد از انجام معاملات بلوکی صرف و کنترلی، یک بازده غیرعادی انباشته مثبت و معنی‌داری مشاهده می‌شود. در کل این بازده‌ها حاکی از این است سهامداران نسبت به انجام معاملات بلوکی سهام واکنش‌های غیرعادی نشان می‌دهند. همچنین، سایر نتایج حاکی از آن است بعد از انجام معاملات بلوکی سهام نوسانات غیرسیستماتیک کاهش می‌یابد. در نهایت، احمدپور و نصیری (۱۳۹۵) به بررسی عوامل مؤثر بر تأثیر قیمتی معاملات بلوکی در بازار سهام ایران پرداختند. یافته‌ها با استفاده از رگرسیون مقطعی نشان داد گردش مالی معاملات، اختلاف قیمت پیشنهادی و بازده بازار با تأثیر قیمتی دائمی، موقتی و کل رابطه معنی‌داری دارند. همچنین، اندازهٔ این معاملات با تأثیر قیمتی کل و دائمی و نوسانات قیمت سهام با تأثیر قیمتی موقتی و کل و بازده تجمعی با تأثیر قیمتی موقتی، رابطهٔ معنی‌داری دارند.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر ماهیت و اهداف کاربردی می‌باشد و جهت بررسی روابط بین متغیرها از روش آماری مدل چند متغیره رگرسیونی با استفاده از نرم‌افزار Eviews 10 استفاده شده است. همچنین، داده‌های شرکت‌های منتخب با مراجعه به وب‌سایت‌ها و صورت‌های مالی حسابرسی شده و یادداشت‌های توضیحی آنان و با استفاده از نرم افزار ره‌آورد نوین گردآوری شده است.

جامعه و شرکت‌های منتخب

جامعه آماری پژوهش حاضر متشکل از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۹ ساله (۱۳۹۳ الی ۱۴۰۱) است که حداقل یک بار معاملات بلوکی انجام داده باشند. بنابراین پس از غربال‌گری به روش سیستماتیک ۱۰۰ شرکت انتخاب شده که به طور کلی ۱۱۲۳۷ مورد معامله بلوکی انجام داده‌اند. مراحل غربال‌گری به شرح زیر بوده است:

۱- در دوره زمانی پژوهش حداقل یک بار معامله بلوکی انجام داده باشند.لذا برخی از شرکت‌ها در بعضی سال ها دارای معاملات بلوکی نبوده اند.

۲- جهت همسانی شرکت‌های منتخب ،پایان سال مالی شرکت‌ها ۲۹ اسفندماه باشد.

۳- شرکت‌ها در دوره موردنظر، سال مالی خود را تغییر نداده باشند.

۴- شرکت‌ها در دوره موردنظر، توقف فعالیت نداشته باشند.

۵- تمامی اطلاعات مربوط به اجزای محاسبه متغیرهای معادلات در دسترس و افشاء شده باشد.

معرفی مدل پژوهش

با عنایت به اینکه همزمانی قیمت سهام سال قبل، اثری مستقیم بر همزمانی قیمت سهام سال جاری دارد و هنگام استفاده از دادههای ترکیبی، زمانی که متغیر وابسته به صورت وقفه در طرف راست معادله ظاهر می‌شود، دیگر برآوردهای OLS کارا نیستند، از این رو در این پژوهش از الگوهای پویا و روش گشتاور تعمیم‌یافته برای بررسی فرضیه‌ها استفاده شده است. در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای رفع همبستگی متغیر وابسته با وقفه و جملات خطا، وقفه متغیرها به عنوان ابزار در تخمین زن دو مرحله‌ای به کار می‌رود. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته قبل از تخمین مدل، مشکل خودهمبستگی را برطرف می‌کند و با فرض رفع خودهمبستگی انجام می‌شوند. با الهام از مبانی نظری و ادبیات تجربی ارائه شده، آزمون فرضیه‌ها در چارچوب روش گشتاور تعمیم‌یافته مطابق روابط زیر طبقه‌بندی شده است:

فرضیه اول: معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام اثر دارد.

برای معاملات بلوکی از سه شاخص اندازه‌گیری شامل دفعات معاملات بلوکی، شاخص معاملات بلوکی، نسبت معاملات بلوکی استفاده شده است. لذا فرضیه‌های اصلی تبدیل به سه فرضیه فرعی می‌شود:

- ✓ دفعات معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام اثر دارد.
- ✓ شاخص معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام اثر دارد.
- ✓ نسبت معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام اثر دارد.

$$\begin{aligned}\text{Synch}_{i,t} = {} & \beta_0 + \beta_1 \text{Synch}_{i,t-1} + \beta_2 \text{BlockNuber}_{i,t} + \beta_3 \text{BlockIndicator}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{BlockRetio}_{i,t} + \beta_5 \text{ROA}_{i,t} + \beta_6 \text{M/B}_{i,t} + \beta_7 \text{Sigma}_{i,t} \\ & + \beta_8 \text{OCF}_{i,t} + \beta_9 \text{Qtobin}_{i,t} + \epsilon_{i,t}\end{aligned}$$

فرضیه دوم: پوشش رسانه‌ای نقش تعدیل کنندگی در اثر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام دارد.

- ✓ پوشش رسانه‌ای نقش تعدیل کنندگی در اثر دفعات معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام دارد.
- ✓ پوشش رسانه‌ای نقش تعدیل کنندگی در اثر شاخص معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام دارد.
- ✓ پوشش رسانه‌ای نقش تعدیل کنندگی در اثر نسبت معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام دارد.

$$\begin{aligned}\text{Synch}_{i,t} = {} & \beta_0 + \beta_1 \text{Synch}_{i,t-1} + \beta_2 \text{BlockNuber}_{i,t} + \beta_3 \text{BlockIndicator}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{BlockRetio}_{i,t} + \beta_5 \text{Media}_{i,t} + \beta_6 \text{BlockNuber}_{i,t} \text{Media}_{i,t} \\ & + \beta_7 \text{BlockNuber}_{i,t} \text{Media}_{i,t} + \beta_8 \text{BlockNuber}_{i,t} \text{Media}_{i,t} \\ & + \beta_9 \text{ROA}_{i,t} + \beta_{10} \text{M/B}_{i,t} + \beta_{11} \text{Sigma}_{i,t} + \beta_{12} \text{OCF}_{i,t} \\ & + \beta_{13} \text{Qtobin}_{i,t} + \epsilon_{i,t}\end{aligned}$$

متغیر وابسته

Synch (همزمانی قیمت سهام): R^2 یک معیار رایج برای همزمانی قیمت سهام در ادبیات قبلی است، به عنوان مثال، رول (۱۹۸۸) یا مورک و یونگ (۲۰۰۰) و جین و مایرز[1] (۲۰۰۶). در این پژوهش همزمانی قیمت سهام با پیروی از آن و ژانگ[2] (۲۰۱۳)، R^2 از معادله زیر به دست آمده است:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 r_{M,t} + \beta_2 r_{ind,t} + \varepsilon_{it}$$

پس از محاسبه R^2 همزمانی قیمت سهام به صورت محاسبه شده است :

$$\text{Synch}_{i,t} = \text{Ln}\left(\frac{R_i^2}{1 - R_i^2}\right)$$

متغیرهای مستقل

Blocktrade (معاملات بلوکی): در این پژوهش براساس منگ و همکاران (۲۰۲۰) اندازه‌گیری معاملات بلوکی به ۳ صورت انجام می‌شود:

BlockNumber عبارت است از دفعات معاملات بلوکی انجام شده شرکت i در سال t می‌باشد،

BlockIndicator: اگر شرکت i در سال t معامله بلوکی انجام داده باشد ۱، در غیر این صورت صفر

Block Ratio: نسبت ارزش معاملات بلوکی شرکت به ارزش بازار شرکت i در سال t

1. Jin & Myers
2. An & Zhang

متغیرهای کنترلی

ROA (بازده دارایی): نسبت سود خالص شرکت به مجموع دارایی‌ها.

M/B (دفتری به بازار): نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام.

OCF (جریان وجوه نقد حاصل از عملیات تقسیم بر کل دارایی ها)

Sigma (انحراف معیار بازده هفتگی شرکت)

Qtobin (حاصل جمع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و ارزش دفتری بدهی‌ها تقسیم بر کل دارایی‌ها)

متغیر تعدیل گر

مشابه با پژوهش لی و همکاران (۲۰۱۹) پوشش رسانه‌ای (Media) مدیرعامل برابر است با تعداد اخباری که درباره مدیرعامل یا مصاحبه وی منتشر شده است. تعداد اخباری که درباره مدیرعامل یا مصاحبه وی منتشر شده است، در این پژوهش عبارت است از خبرهای منتشر شده از طریق مصاحبه‌های تلویزیونی یا اینترتی، روزنامه‌ها (دنیای اقتصاد و دنیای بورس)، پایگاه‌های خبری، خبرگزاری‌ها و سایر رسانه‌ها از قبیل کانال های مطرح بورسی گردآوری شد. به گونه‌ای که از پایگاه های اطلاعاتی بورس نیوز، بورس ،۲۴ تارنمای شرکت‌ها، روزنامه‌های دنیای اقتصاد و دنیای بورس استفاده شده است (فخاری و همکاران، ۱۴۰۰). تأثیر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام ممکن است در شرکت‌هایی با محیط‌های اطلاعاتی مختلف متفاوت باشد (منگ و همکاران، ۲۰۱۰). رسانه‌ها و تحلیلگران به عنوان واسطه‌های اصلی اطلاعات در بازار سرمایه عمل می‌کنند و می‌توانند به طور موثر عدم‌تقارن اطلاعاتی را کاهش دهند (چن و همکاران، ۲۰۱۵؛ تدلاک، ۲۰۱۰). پژوهشگران دانشگاهی در خصوص ارتباط بین همزمانی قیمت سهام و اطلاع‌رسانی قیمت سهام اتفاق نظر ندارند. برخی از مطالعات (مانند چن و چن، ۲۰۱۴ و کلی[1]، ۲۰۱۴) نشان می‌دهد که کاهش همزمانی ممکن است صرفاً به دلیل افزایش نویز باشد. فاما[2] (۱۹۶۵) استدلال می‌کند که وقتی معاملات نویز رخ می‌دهد، قیمت سهام به طور قابل توجهی تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد زیرا معامله‌گران اگاه به سرعت برای بهره‌برداری و حذف هرگونه انحراف از ارزش‌های اقتصادی بنیادی واکنش نشان می‌دهند. حتی اگر معاملات نویز منجر به انحراف قیمت سهام از ارزش‌های ذاتی آنها شود، انتظار می‌رود چنین انحرافی موقتی باشد تا دائمی.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

میانگین به عنوان اصلی‌ترین شاخص مرکزی است که نشان می‌دهد نقطه مرکز و تعادل ثقل توزیع می‌باشد و یک شاخص مناسب برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها است. یافته‌های توصیفی در جدول زیر

1. Kelly
2. Fama

نتایج نشان می‌دهد میانگین همزمانی قیمت سهام ۰/۶۴۹- می‌باشد. علامت منفی این متغیر نشان می‌دهد که به طور متوسط، ریسک سیستماتیک کمتر از ریسک غیرسیستماتیک بر حسب مدل بازار است. به عبارت دیگر، همبستگی تغییرات بازده سهام شرکت‌های مورد مطالعه با تغییرات بازده بازار و صنعت کمتر بوده و عوامل غیرسیستماتیک بخش مهمی از تغییرات بازده شرکت‌ها را توضیح می‌دهند. همچنین، میانگین دفعات معاملات بلوکی ۱۲/۴۸۵ می‌باشد این بدین معناست که بطور متوسط شرکت‌های نمونه در طول دوره ۱۲/۴۸۵ بار معامله بلوکی انجام داده‌اند. از بین متغیرهای کنترلی اهرم مالی ۰/۴۸۰ بوده است که بیانگر این است که به طور متوسط ۴۸٪ دارایی های شرکت‌های مورد بررسی از محل بدهی‌ها تأمین مالی شده‌اند. چولگی و کشیدگی داده‌ها دو آزمون آماری برای ارزیابی میزان پراکندگی فراوانی داده‌ها بوده است و برای بررسی نرمال بودن توزیع استفاده می‌شوند. کشیدگی بازده دارایی ها ۴/۱۱۶ می‌باشد و نشان می‌دهد توزیع این متغیر از توزیع نرمال بالاتر قرار دارد.

جدول ۱. آمار توصیفی پژوهش

متغیر	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
همزمانی قیمت سهام	۹۰۰	-۰/۶۴۹	۲/۵۶۸	-۱۰/۴۴	-۰/۸۴۰	۳/۳۹۵
دفعات معاملات بلوکی	۱۲/۴۸۵	۱۹۳	۰/۰۰۰	۲۶/۷۸۱	۳/۶۳۹	۱۸/۶۱۱
شاخص معاملات بلوکی	۰/۶۱۴	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۸۶	-۰/۴۷۰	۱/۲۲۱
نسبت معاملات بلوکی	۰/۰۱۹	۱/۴۹۷	۰/۰۰۰	۰/۰۶۳	۱۵/۱۱۷	۳۲۷/۳۷
پوشش رسانه‌ای مدیرعامل	۰/۵۵۹	۱/۷۷۰	۰/۰۰۰	۰/۳۰۴	۴/۴۷۹	۲۸/۹۳
بازده دارایی ها	۰/۲۷۸	۲۷/۱۸	-۰/۵۶۲	۰/۴۴۹	۰/۵۵۲	۴/۱۱۶
نسبت بازار به دفتری	۶/۱۰۶	۷۴/۰۰	۰/۰۰۰۹	۸/۱۴۵	۱/۴۵۹	۵/۵۲۶
انحراف معیار بازده	۰/۹۱۸	۱۳/۱۱	-۴۱/۳۹	۲/۰۵۱	۰/۱۴۶	۲/۸۳۱
جریان های نقدی عملیاتی	۰/۲۶۲	۶۰/۳۰۴	-۰/۲۴۱	۲/۳۳۷	۲۱/۳۳۷	۵۱۳/۰۷
کیوتوبین	۵/۱۶۳	۵۸۳/۱۹	۰/۰۰۹	۲۳/۲۱۵	۱۹/۱۷۶	۴۴۳/۵۳

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون های پیش فرض مدل های رگرسیونی

آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

به منظور اطمینان از نتایج پژوهش و ساختگی نبودن روابط موجود در رگرسیون و معنی‌دار بودن متغیرها، اقدام به انجام آزمون مانایی و محاسبه ریشه واحد متغیرهای پژوهش گردید، وجود متغیرهای غیرمانا در مدل های رگرسیونی باعث می‌شود که آزمون های تی استیودنت و فیشر اعتبار لازم را نداشته باشد (مشکی و همکاران، ۱۳۹۷). به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون لوین لین چات، استفاده شده است. فرضیه‌های آماری ریشه‌یابی واحد به شرح زیر می‌باشد:

جدول ۲. آزمون مانایی داده‌ها

متغیر	آزمون لوین لین چات	
	آماره	احتمال
همزمانی قیمت سهام	-۱۶/۷۸	۰/۰۰۰
دفعات معاملات بلوکی	-۱۳/۸۶	۰/۰۰۰
شاخص معاملات بلوکی	-۱۲/۶۰	۰/۰۰۰
نسبت معاملات بلوکی	-۲۳/۲۸	۰/۰۰۰
پوشش رسانه‌ای مدیرعامل	-۲/۳۵	۰/۰۰۹
بازده دارایی ها	-۳/۲۰	۰/۰۰۰
نسبت بازار به دفتری	-۹/۱۶	۰/۰۰۰
انحراف معیار بازده	-۱۸/۹۷	۰/۰۰۰
کیوتوبین	-۱۰/۰۸	۰/۰۰۰
جریان های نقدی عملیاتی	-۹/۵۴	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون مانایی نشان می‌دهد که متغیرهای پژوهش در سطح ۵ درصد مانا بوده و در نتیجه فرضیهٔ صفر مبنی بر ریشهٔ واحد داشتن متغیرها پذیرفته نمی‌شود. بنابراین، می‌توان ادعا کرد که استفاده از متغیرهای فوق، منجر به نتایج ساختگی نمی‌شود.

آزمون همخطی

برای بررسی هم‌خطی میان متغیرها از آزمون عامل تورم واریانس (VIF) جدول های ۳ و ۴ استفاده شده است. با توجه به اینکه آماره آزمون مذکور در همه فرضیه‌ها کوچکتر از ۱۰ بوده، بنابراین همخطی شدید میان متغیرها وجود ندارد.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

برای تخمین مدل به این روش لازم است ابتدا متغیرهای ابزاری به کاررفته در مدل مشخص شده‌اند. سازگاری تخمین‌زننده گشتاورهای تعمیم یافته به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد. این اعتبار می‌تواند به وسیله آزمون آرالنو و باند (۱۹۹۱)، آزمون شود. در این آزمون محدودیت هایی از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. محدودیت این آزمون بدین گونه تعیین شده که برای تعیین هر نوع همبستگی بین ابزارها و خطاها بکار برده می‌شود. برای اینکه ابزارها معتبر باشند، باید بین ابزارها و جملات خطا همبستگی وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر در این آزمون شواهدی دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. فرضیه صفر آزمون سارگان این است که ابزارها تا آنجا معتبر هستند که با خطاها در معادله تفاضلی مرتبه اول همبسته نباشند، در این صورت اگر برآوردگر GMM سازگار بوده و ابزارهای آن معتبر باشند، مدل داده‌های پانل پویا نیز معتبر خواهد بود همان طور که گفته شد، این روش با توجه به کاربردش در پژوهش‌های بسیاری

از جمله هوراث و همکاران (۲۰۱۴)، آرالنو و بوند (۱۹۹۱) و ... مورد استفاده قرار گرفته است. به طورکلی، روش GMM نسبت به سایر روشها دارای مزایایی نظیر؛ حل مشکل درونزا بودن متغیرهای توضیحی، کاهش یا رفع هم‌خطی در مدل، حذف متغیرهای ثابت در طی زمان و امکان افزایش بعد زمانی متغیرها و مناسب برای پانل های کوتاه است.

فرضیه اول

در جدول ۳ نتایج آزمون فرضیه اول به روش GMM ارائه شده است. که متشکل از ضرایب متغیرها و احتمال معنی‌داری ضرایب آنان، آماره دوربین واتسون، ضریب تعیین مدل و آماره سارگان می‌باشد. به منظور آزمون اثر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام، از سه مولفه معاملات بلوکی یعنی؛ دفعات معاملات بلوکی، شاخص معاملات بلوکی و نسبت معاملات بلوکی استفاده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون فرضیه اول به روش GMM

متغیرهای پژوهش	اثر دفعات معاملات بلوکی، شاخص معاملات بلوکی و نسبت معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام				
	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال	VIF
همزمانی قیمت سهام (۱-)	۰/۱۶۳	۰/۰۴۵	۳۵/۷۰	۰/۰۰۰	۲/۳۱۸
دفعات معاملات بلوکی	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰۳	۱۱/۴۴	۰/۰۰۶	۱/۲۳۹
شاخص معاملات بلوکی	۰/۱۷۸	۰/۰۱۴	۱۲/۲۳	۰/۰۰۰	۱/۳۰۸
نسبت معاملات بلوکی	۱/۴۴۶	۰/۱۱۵	۱۲/۵۷	۰/۰۰۰	۱/۱۸۳
نسبت کیوتوبین	۰/۰۰۹	۰/۰۰۱	۴۹/۲۹	۰/۰۰۰	۱/۶۶۶
بازده دارایی ها	-۰/۱۴۲	۰/۰۰۷	-۱۸/۴۱	۰/۰۰۰	۱/۳۵۲
نسبت بازار به دفتری	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	-۵۲/۸۹	۰/۰۰۰	۱/۹۷۸
جریان های نقدی عملیاتی	۰/۰۵۵	۰/۰۲۵	۲۱/۷۰	۰/۰۰۰	۱/۴۴۲
انحراف معیار بازده	۰/۱۰۸	۰/۰۰۲	۴۶/۳۳	۰/۰۰۲	۱/۳۸
آماره های آزمون مدل					
آزمون سارگان			۹۶/۸۴	۰/۸۴۵	$prob > 0.05$ عدم رد H_0
آزمون همبستگی سریالی			-۱/۰۸۴	۰/۲۷۸	

منبع: یافته‌های پژوهش

در این روش هر سه معیار معاملات بلوکی یعنی دفعات معاملات بلوکی، شاخص معاملات بلوکی و نسبت معاملات بلوکی اثر مثبت و معنی‌دار بر همزمانی قیمت سهام دارد. به عبارت دیگر، با افزایش معاملات بلوکی همزمانی قیمت سهام نیز افزایش می‌یابد، به طور مثال با افزایش یک واحد در شاخص معاملات بلوکی به میزان ۵۱ درصد به همزمانی قیمت سهام افزوده می‌شود. در قسمت پایانی تفسیر این مدل، دو آزمون به کار گرفته شده در روش (GMM) به منظور بررسی تصریح مدل، یعنی آزمون سارگان و همبستگی سریالی مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به اینکه احتمال پذیرش فرضیه صفر (P-value) به ترتیب در آزمون سارگان و همبستگی سریالی برابر با ۰/۸۴۵ و ۰/۲۷۸ می‌باشد، در نتیجه در سطح ۵ درصد معنی‌دار

نبوده و از آنجایی که عدم رد فرض H_0 شواهدی دال بر مناسب بودن ابزارها فراهم می‌آورد، در نتیجه، نشان‌دهنده تصریح درست مدل اقتصادسنجی دارد و بیانگر عدم وجود همبستگی بین متغیرهای ابزاری و جمله اخلال مدل اصلی است. این موضوع از صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری مدل حکایت دارد.

آزمون فرضیه دوم

تأثیر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام در شرکت‌هایی با محیط‌های اطلاعاتی مختلف، ممکن است متفاوت باشد. از طریق جمع‌آوری، تجمیع و انتشار اطلاعات خصوصی درباره شرکت‌ها، فعالیت‌های رسانه‌ها می‌تواند به گنجاندن اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام کمک کنند. بدین ترتیب، در فرضیه دوم پوشش رسانه‌ای به عنوان یک متغیر تعدیل‌گر به مدل قبلی اضافه شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون فرضیه دوم

متغیرهای پژوهش	اثر دفعات معاملات بلوکی، شاخص معاملات بلوکی و نسبت معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام نقش تعدیل کنندگی پوشش رسانه‌ای مدیرعامل				
	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال	VIF
همزمانی قیمت سهام (۱)	۰/۷۲۶	۰/۰۰۹	۷/۶۴	۰/۰۰۰	۰/۴۸۴
دفعات معاملات بلوکی	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱	۵/۴۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۷
شاخص معاملات بلوکی	۰/۳۰۰	۰/۰۵۸	۳/۵۰	۰/۰۰۰	۰/۴۰۳
نسبت معاملات بلوکی	۱/۶۸۱	۱/۲۲۰	۱۳/۷۸	۰/۰۰۰	۰/۱۸۱
پوشش رسانه‌ای مدیرعامل	۰/۵۹۱	۰/۷۸۱	۷/۵۷	۰/۰۰۰	۰/۰۱۷
پوشش رسانه‌ای* دفعات بلوکی	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۷	-۳/۷۰	۰/۰۰۰	-۰/۷۹۱
پوشش رسانه‌ای* شاخص بلوکی	-۰/۲۳۰	۰/۱۰۸	-۲/۱۱	۰/۰۳۴	-۰/۵۴۴
پوشش رسانه‌ای*نسبت بلوکی	-۰/۹۰۱	۰/۱۸۱	-۴/۹۸	۰/۰۰۰	-۰/۴۰۷
نسبت کیوتوبین	۰/۱۳۷	۰/۰۰۰۹	۱۵/۰۴	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۱
بازده دارایی ها	-۰/۱۰۲	۰/۰۲۷	-۳/۷۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۹
نسبت بازار به دفتری	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۰۲	-۱۴/۳۸	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۱
جریان های نقدی عملیاتی	۰/۰۲۹	۰/۰۰۶	۲/۹۹	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰
انحراف معیار بازده	۰/۱۴۶	۰/۰۰۵	۲۸/۱۱	۰/۰۰۰	۰/۱۰۵
آماره های آزمون مدل					
آزمون سارگان			-۹۵/۹۴	۰/۸۸۹	$prob > 0.05$ عدم رد H_0
آزمون همبستگی سریالی			-۰/۲۵۴	۰/۲۰۹	

منبع: یافته‌های پژوهش

یافته‌ها در سطح خطای ۵٪ نشان می‌دهد که پوشش رسانه‌ای به عنوان متغیر تعدیل‌گر در رابطه بین مکانیزم‌های معاملات بلوکی و همزمانی قیمت سهام به طور منفی و معنی‌دار اثر می‌گذارد و نشان دهنده نقش تعدیلی پوشش رسانه‌ای در اثر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام است. به عبارت دیگر، در فرضیه اول ضرایب رابطه بین معاملات بلوکی و همزمانی قیمت سهام مثبت بود و با ورود پوشش رسانه‌ای در این فرضیه، ضرایب منفی و معنی‌دار شده‌اند که نشان می‌دهد متغیر تعدیل‌گر سبب بهبود رابطه بین

این دو متغیر شده است. در قسمت پایانی تفسیر این مدل، دو آزمون به کار گرفته شده در روش (GMM) به منظور بررسی تصریح مدل، یعنی آزمون سارگان و همبستگی سریالی مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به اینکه احتمال پذیرش فرضیه صفر (P-value) به ترتیب در آزمون سارگان و همبستگی سریالی برابر با ۰/۸۸۹ و ۰/۳۰۹ می‌باشد، در نتیجه در سطح ۵ درصد معنی‌دار نبوده و از آنجایی که عدم رد فرض H_0 شواهدی دال بر مناسب بودن ابزارها فراهم می‌آورد. در نتیجه نشان‌دهنده تصریح درست مدل اقتصادسنجی دارد و بیانگر عدم وجود همبستگی بین متغیرهای ابزاری و جمله اخلال مدل اصلی است. این موضوع از صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری مدل حکایت دارد.

بحث و نتیجه گیری

در بازارهای نوظهور و کمتر توسعه یافته مانند بازار سرمایه ایران، عواملی مانند عدم اجرای صحیح قوانین و مقررات، شفافیت ناکافی و ضعف در ساختار حاکمیتی شرکت‌ها، مانع از ترکیب اطلاعات خاص شرکت‌ها در قیمت سهام می‌شود. از آنجا که قوانین و مقررات در اکثر بازارهای نوظهور ضعیف هستند، این فرصت خوبی برای افراد داخلی شرکت‌ها فراهم می‌کند تا براساس تولید و افشای اطلاعات جدید در شرکت، قدرت بیشتری در پیش‌بینی آینده شرکت داشته و براساس اطلاعات خاص نسبت به خرید یا فروش سهام شرکت اقدام کنند. با این حال، هدف پژوهش حاضر بررسی نقش پوشش رسانه‌ای به عنوان متغیر تعدیل‌گر در اثر معاملات بلوکی بر میزان همزمانی قیمت سهام در بازار سرمایه ایران بوده است. جهت دستیابی به این هدف، براساس پژوهش‌های پیشین (رول، ۱۹۸۸؛ دورنف و همکاران، ۲۰۰۳)، از همزمانی قیمت سهام به عنوان نماینده‌ای برای محاسبه بازده بازار و صنعت تغییرات سهام شرکت و همچنین، از دفعات معاملات بلوکی، شاخص معاملات بلوکی و نسبت معاملات بلوکی به عنوان مولفه‌های معاملات بلوکی استفاده شده است.

بیشتر ادبیات در مورد نقش اطلاعاتی معاملات بلوکی بر قیمت سهام و بازده تمرکز دارد، تأثیر معاملات بلوکی بر قیمت سهام شامل یک اثر اطلاعاتی و اثر غیر اطلاعاتی است. با توجه به مزیت اطلاعاتی سرمایه‌گذاران نهادی، معاملات بلوکی آنها حاوی اطلاعات خصوصی بیشتری است و می‌تواند همزمانی بازده سهام را کاهش دهد. معاملات بلوکی می‌توانند اطلاعات خاص شرکت را در قیمت سهام بگنجانند و همزمانی بازده سهام را کاهش دهند (پان و ژو، ۲۰۱۵). معاملات بلوکی آغاز شده بر روی پلتفرم معاملات بلوکی در بازار سهام چین، اطلاعات خاص شرکت را به قیمت سهام وارد می‌کند و در نتیجه تحرکات همزمان قیمت سهام را کاهش می‌دهد (منگ و همکاران، ۲۰۲۰). این پژوهش همزمانی قیمت سهام را به عنوان معیار اطلاعاتی خاص شرکت انتخاب می‌کند و عمدتاً بر روی اثر اطلاعاتی معاملات بلوکی تمرکز دارد. جهت دستیابی به این هدف، براساس پژوهش‌های پیشین (رول، ۱۹۸۸؛ دورنف و همکاران، ۲۰۰۳)، از همزمانی قیمت سهام به عنوان نماینده‌ای برای محاسبه بازده بازار و صنعت تغییرات سهام شرکت و همچنین، از دفعات معاملات بلوکی، شاخص معاملات بلوکی و نسبت معاملات بلوکی به عنوان مولفه‌های معاملات بلوکی استفاده شده است. نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها نشان می‌دهد هر سه معیار دفعات معاملات بلوکی و شاخص معاملات بلوکی و نسبت معاملات بلوکی اثر مثبت و معنی‌دار بر همزمانی قیمت سهام دارد. به عبارتی با

توجه به شرایط مذکور و حاکم بر بازار سهام ایران، یافته‌های پژوهش نشان داد که انجام معاملات بلوکی نسبت به کاهش همزمانی قیمت سهام کمکی نمی کند. این نتایج برخلاف پژوهش منگ و همکاران (۲۰۲۰) در بازار سهام چین می‌باشد. آن‌ها معتقدند معاملات بلوکی نقش مهمی در تأثیرگذاری بر ادغام اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام دارند. اگرچه تحقیقات آنان ارتباط نزدیکی با تحقیقاتی نظیر؛ پیوتروسکی و رولستون (۲۰۰۴)، براکمن و یان (۲۰۰۹)، فن، هو و جیانگ (۲۰۱۲)، و پن و ژو (۲۰۱۵) داشته است. این موضوع نشان دهنده این است که بازار سهام چین یک بازار کارا و کاملاً شفاف بوده و اطلاعات به موقع در قیمت سهام ترکیب می‌شوند. امّا بازار سهام ایران به دلیل ناکارایی، تمرکز مالکیت بالا و شفافیت ناکافی در ارائه اطلاعات شرکت‌ها، عدم ارائه به موقع اخبار خوب و بد به بازار و عدم اعتماد سرمایه‌گذاران به اطلاعات موجود بازار، اطلاعات خاص شرکت‌ها به درستی در قیمت سهام منعکس نمی‌شود، در نتیجه انجام معاملات بلوکی سبب افزایش همزمانی قیمت سهام می‌شود.

همچنین، فرضیه دوم پژوهش نشان می‌دهد که پوشش رسانه‌ای تأثیر منفی و معنی‌داری بر رابطه بین معاملات بلوکی و همزمانی قیمت سهام دارد. برخی از پژوهشگران پیشین معتقدند اگر رویدادهای خاص شرکت که توسط رسانه‌ها منتشر می‌شود به طبقه وسیع‌تری از سرمایه‌گذاران نرسد، یا حتی بطور تحریف‌شده‌ای گزارش شود در آن صورت پوشش رسانه‌ای ممکن است به افزایش همزمانی قیمت سهام منجر شود، یا حتی تاثیری بر آن نداشته باشد (برای مثال؛ آهرن و سوسیورا ، ۲۰۱۴). منگ معتقد است تأثیر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام هنگامی تقویت می‌شود که شرکت‌ها از پوشش رسانه‌ای ضعیفی برخوردار باشند (منگ و همکاران، ۲۰۲۰). فرضیه دوم پژوهش نشان می‌دهد که پوشش رسانه‌ای تأثیر منفی و معنی‌داری بر رابطه بین معاملات بلوکی و همزمانی قیمت سهام دارد. تأثیر منفی پوشش رسانه‌ای به عنوان متغیر تعدیل‌گر نشان می‌دهد که افزایش پوشش رسانه‌ای ممکن است موجب کاهش همزمانی قیمت‌ها در پاسخ به معاملات بلوکی شود. این بدان معنی است که رسانه‌ها می‌توانند به عنوان عاملی در کاهش اثرات منفی ناشی از معاملات بلوکی عمل کنند و به شفافیت بازار کمک کنند. با توجه به پژوهش سید نژاد فهیم و اقدامی (۱۴۰۱)، پوشش رسانه‌ای نمی‌تواند اطلاعات خاص شرکت را به شکل مناسب به بازار منتقل نماید. به عبارتی اطلاعات مخابره شده از سوی شرکت‌ها دستکاری شده است و یا حداقل باور عموم بر این است که این اطلاعات مناسب و کافی نمی‌باشد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که اگر رویدادهای خاص شرکت که توسط رسانه‌ها منتشر می‌شوند به طبقه وسیع‌تری از سهامداران نرسد، یا حتی بدتر از آن، رسانه‌ها اخبار مغرضانه و تحریف‌شده‌ای را گزارش کنند، در این شرایط رسانه‌ها محیط‌های اطلاعاتی شرکت‌ها را بهبود نمی‌بخشند یا نظارت خارجی موثری را ارائه نمی‌دهند. در نتیجه، در چنین محیط‌هایی، پوشش رسانه‌ای بیشتر ممکن است مانع از گنجاندن اطلاعات خاص شرکت در قیمت‌های سهام شود و در نتیجه منجر به همزمانی بالاتر قیمت سهام شود (لام دنگ، ۲۰۲۰). بطور کلی نتیجه می‌شود اگر رسانه‌ها به معاملات بلوکی توجه کنند یا آن‌ها را پوشش دهند، این موضوع می‌تواند موجب کاهش همزمانی قیمت‌ها شود. به طور کلی، این یافته‌ها نشان‌دهنده این است که پوشش مناسب رخدادهای داخل شرکت توسط رسانه‌ها می‌تواند به عنوان یک عامل تأثیرگذار در این رابطه عمل کنند.

به دلیل عدم شفافیت، تمرکز مالکیت بالا، عدم ارائه به موقع اخبار و اطلاعات مربوط به شرکت‌ها و اطلاع‌رسانی اندک مدیران پیشنهاد می‌شود تا سازمان بورس اوراق بهادار از طریق برقرار کردن سیاست‌های کنترلی و نظم بخشیدن به نحوه و زمان‌بندی ارائه اطلاعات به طور کامل نسبت به برخی از اطلاعات خاص شرکت‌ها آگاه‌تر باشند و با انتشار به موقع آن منجر به افزایش کارائی بازار سرمایه شوند زیرا، سرمایه‌گذاران بسیاری از طرح‌های حمایت‌کننده استقبال کرده و میزان سرمایه‌گذاری خود در بورس را افزایش می‌دهند که این موضوع می‌تواند مزایای بسیاری برای اقتصاد کشور فراهم کند. همچنین، توصیه می‌شود تا سرمایه‌گذاران نسبت به پرتفوی و نحوه اعمال ریسک دقت بیشتری کرده زیرا برخی از اطلاعات شرکت‌ها در بازار همانند معاملات بلوکی می‌توانند منجر به افزایش قیمت سهم شده و در نتیجه در صورت اگاهی از چنین معاملاتی، آنان بتوانند سود بیشتری را از بازار سرمایه کسب کنند. لذا با توجه به نتایج به دست آمده پیشنهاد می‌شود که نقش اخبار مرتبط با صنعت، تقسیم سود، تغییرات در مدیریت، زمان معامله و نقش معامله گران آگاه در اثر معاملات بلوکی بر همزمانی قیمت سهام در پژوهش های آتی مورد بررسی قرار گیرد. در پژوهش حاضر جهت بررسی موضوع از شرایط خاصی جهت منظور کردن شرکت‌ها برای بررسی استفاده شده است. لذا در تعمیم نتایج به سایر شرکت‌ها باید جانب احتیاط به عمل آید. این یافته‌ها می‌تواند درک جدیدی از پیامد معاملات بلوکی در بازار سرمایه نوظهور ایران به پژوهش گران وسیاست گذاران ارائه دهد و امکان بررسی سایر پیامدها مثل عدم‌تقارن اطلاعاتی یا هزینه سرمایه شرکت‌ها برای ذی‌نفعان فراهم آورد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

References

Agarwalla, k; & Pandey, A. (2010). Price Impact of Block Trades and Price Behavior Surrounding Block Trades in Indian Capital Market. *Working Paper*.

Ahern, K; & Sosyura, D. (2014). Who Writes the News? Corporate Press Releases during Merger Negotiations. *Journal of Finance*, 69(1), 241-291.

Ahmadpour, A; & Nasiry, M. (2016). Surveying Price impact of block trades in the Iran stock market. *Financial Research Journal*, 18(1), 23-38. (In Persian).

Alzahrani, A. A; Gregoriou, A; & Hudson, R. (2013). Can market frictions really explain the price impact asymmetry of block trades? Evidence from the Saudi Stock Market. *Emerging Markets Review*, 13, 202-209.

Alzahrani, A. A; Gregoriou, A; & Hudson, R. (2013). Price Impact of Block Trades in the Saudi Stock Market. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 23, 322-341.

Arellano, M; & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, 58: 277-297.

Bahraini, A; AkbarianFard, M; & Khushnoud, M. (2024). Designing a Model for Predicting Valuation of Block Trade Transactions with a Focus on GRU Artificial Neural Network in the Industry. *Journal of Financial management strategy*, 12(2), 249-274. (In Persian).

Barzegar, Gh; & Faghih; M. (2023). Financial Report Readability and Stock Price Synchronicity: The Moderator Role of CEO Media Exposure. *Empirical studies in financial accounting*, 20(78), 117-153. (In Persian).

Bian, j; Wang, J; & Zhang, G. (2012). Chinese block transactions and the market reaction. *China Economic Review*, 23, 181-189.

Baldaufm, M; Frei, Ch; & Mollner, J. (2024). Block trade contracting. *Journal of Financial Economics*, 160, October 2024, 103901.

Brockman. P; Chung. D; & Yan, X. (2009). Block Ownership, Trading Activity, and Market Liquidity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44 (6), 1403–1426.

Bushee. B; Core. J; Guay. W; & Hamm. S. (2010). The Role of the Business Press as an Information Intermediary. *Journal of Accounting Research*, 2010, 48(1), 1-19

Camilleri, S. J; & Green, C. J. (2014). Stock market predictability: Non-synchronous trading or inefficient markets? Evidence from the national stock exchange of India. *Studies in Economics and Finance*, 31 (4), 354 - 370.

Chan, K; Hameed, A; & Kang, W. (2013). Stock price synchronicity and liquidity. *Journal of Financial Markets*, 16, 414-438

Chen, j; & Chen, d. (2005). The Effect of block trades on share price: Australian Evidence. *The International Journal of Finance*, 17(4), 3788-3805.

Chen, T; Harford, J; & Lin. C. (2015). Do analysts matter for governance? *Evidence from natural experiments.* Journal of Financial Economics, 115, 383–410.

Dang, T; Dang, M; Hoang, L; & Nguyen, L. (2020). Media coverage and stock price synchronicity. *International Review of Financial Analysis*, Volume 67, January 2020.

Durnev, A; Morck, B; Yeunge, P. Z. (2003). Does Greater Firm-Specific Return Variation Mean More or Less Informed Stock Pricing? *Journal of Accounting Research*, 41(5), 797-836.

Ekanayake, E. M; Mukherjee, A; & Veeramacheneni, B. (2010). Trade blocks and the gravity model: A study of economic integration among Asian developing countries. *Journal of Economic Integration*, 25(4), 627-643.

Fakhari, H; Faghih, M; & Imani, K. (2021). CEO Media Exposure and Stock Price Synchronicity: Simultaneous Equations System. *Journal of Accounting Advances*, 13(2), 197-226.

Fama, F.E. (1965). The behavior of stock-market prices. *Journal of Business*, 38, 34-105.

Fan, L; Hu, B; & Jiang, C. (2012). Pricing and information content of block trades on the Shanghai Stock Exchange. *Pacific-Basin Finance Journal*, 20, 378-397.

Ferreira, M; & Laux, P. A. (2007). Corporate governance, idiosyncratic risk, and information flow. *Journal of Finance*, 62, 951-989.

Frino, A; Jarnecic, E; & Lepone, A. (2007). The determinants of the price impact of block trades: further evidence. *Abacus*, 43 (1), 94–106.

Hajebrahimi, M; ShafieBafty, H; & ShafieBafty, A. (2023). Investigating the Effect of Investor Heterogeneity on the Concurrence of Stock Prices andStock Returns. *Journal of Financial management strategy*, 11(3), 219-236. (In Persian).

Huang, C; Huang, H; & ChengHo, K. (2024). Media coverage and stock liquidity: Evidence from China. International Review of Economics & Finance. 89(1), 665-682

Hutton, A.P; Marcus, A.J; & Tehranian, H. (2009). Opaque financial reports, R^2, and crash risk. *Journal of financial Economics*, 94, 67-86.

Gan, X; Hu, P. (2023). Managerial ability and stock price synchronicity. *Finance Research Letters*, 56, 104124.

Gassen, J; Skaife, H; & Veenman, D. (2017). Illiquidity and the measurement of stock price synchronicity. *Contemporary Accounting Research*, 37(1), 419-456.

Gul, F. A; Kim, J; & Qiu, A.A. (2010). Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China. *Journal of Financial Economics*, 95, 425-442.

Ibikunle, G; Gregoriou, A; & Pandit, N. R. (2016). Price impact of block trades: the curious case of downstairs trading in the EU emissions futures market. *The European Journal of Finance, Taylor & Francis*, 22(2), 120-142.

Jin, L; & Myers, S.C, (2006), R2 around the World: New Theory and New Tests, *Journal of Financial Economic*s, 79(2), 257-292.

Keim, D; & Madhavan, A. (1996). The upstairs market for large-block transactions: Analysis and measurement of price effects. *Review of Financial Studies*, 9, 1-36.

Kelly, P. J. (2014). Information Efficiency and Firm-Specific Return Variation. *Quarterly Journal of Finance*, 04, 1450018.

Kita, K; Czerwinski, M; & PresPerepeczo, A. (2017). What drives shareholder reaction and wealth effect in block trades–Evidence from the Warsaw Stock Exchange? *Emerging Markets Finance and Trade*. 19(2), 237-272

Kraus, A; & Stoll, H. R. (1972). Price impacts of block trading on the New York Stock Exchange. *Journal of Finance*. 27, 569–588.

Kurek, B. (2014).The Information Content of Equity Block Trades on the Warsaw Stock Exchange: Conventional and Bootstrap Approaches. *Forecasting Financial Markets*, 33(6), 433-454.

Li, X; Qiao, P; & Zhao, L. (2019). CEO media exposure, political connection and Chinese firms' stock price synchronicity. *International Review of Economics and Finance*, 63, 61-75.

Liu, J. (2020). *The Impacts of Dark Trading and Block Trading on Firm Valuation and Default Risk*. Doctoral dissertation, Victoria, Australia.

Liu, B; & Zhang, X. (2017). Investor financial literacy and stock price synchronicity: A cross-country study. *Review of Contemporary Business Research*, 6(2), 26-37.

Mehrabanpour, M; Tehrani; R; & Jamshidi, H. (2019). Analyzing the Role of Block Trade in Generating Abnormal Returns and Impact in Idiosyncratic Volatility in Tehran Stock Exchange. *Journal of asset management and financing*, 8, 1-22. (In Persian).

Meng, Q; Song, X; Liu, C; Zeng, H. (2020). The impact of block trades on stock price synchronicity: Evidence from China. *International Review of Economics & Finance.* 68, 239-253.

Morck, R; Yeung, B; Yu, W. (2000). The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements?. *Journal of Financial Economics*, 58, 215–260.

Nahhal, B. (2023). Effect of Block Trading on the Moroccan Stock Exchange. African Development Finance Journal, 5, 33-52.

Nezhadfahim, S; Eghdami, E. (2022). Investigating the Effect of Media Coverage on Stock Price Synchronization Considering the Moderating Role of Corporate Governance and Information Transparency. *Journal of applied research in financial reporting*, 11(2), 363-386. (In Persian).

Nguyen, B. D. (2015). Is more news good news? Media coverage of CEO's, firm value, and rent extraction. *Quarterly Journal of Finance*, 5(4), 1–38.

Pan, N; & Zhu, H. (2015). Block trading, information asymmetry, and the informativeness of trading: Evidence from Chinese security markets. *China Financial Review*, 5, 215-235.

Polat, A. (2018). Banking Sector Stock Price Synchronicity and Relationships between Returns of Stock Market Index in Turkey: Borsa Istanbul Evidence. *SSRG International Journal of Economics Management Studies*, 5 (12), 38, 42.

Piotroski, D; & Roulstone, B.T. (2004). The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices. *The Account Review*, 79, 1119-1151.

Roll, R, (1988). R^2. *Journal of Finance*, Vol. 43(3), 541-566.

Sehgal, S; Gupta, P; & Deisting, F. (2017). Assessing time-varying stock market integration in Economic and Monetary Union for normal and crisis periods. *The European Journal of Finance*, 23(11), 1025-1058.

Shekarkhah, J; Asiaie, M; & Mahmoud, M. (2023). The Relationship between Economic Uncertainty and Synchronization of Stock Returns in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Securities Exchange*, 16, 225-252. (In Persian).

Sun a, Y; Ibikunle, G. (2017). Informed trading and the price impact of block trades: A high frequency trading analysis. *International Review of Financial Analysis.* 54, 114-129.

Tetlock, P.C. (2010). Does public financial news resolve asymmetric information? *Review of Financial Studies*, 23, 3520-3557.

Volchkova, N; & Dyck, A; & Zingales, L. (2010). The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia. *The Journal of Finance*, 63(3), 1093-1135.

Yu, M; Kyung, H; Tsang, A. (2024). Media coverage and price reactions to earnings news. *China Journal of Accounting Research*, 17(1), 100379.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال سیزدهم، شماره چهل و هشتم، بهار ۱۴۰۴
صفحات ۱۶۶-۱۴۱

مقاله پژوهشی

بررسی هوشمندی سرمایه‌گذاران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در دوران رکود و رونق بازار سرمایه[۱]

بهاره حیدری مقدم[۲]، میر فیض فلاح شمس[۳]، غلامرضا زمردیان[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۳

چکیده

هدف این پژوهش بررسی توانایی سرمایه‌گذاران صندوق‌های سرمایه‌گذاری در پیش‌بینی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و انتخاب صندوقی با بازدهی بالاتر می‌باشد. برای پیش‌بینی این‌که آیا سرمایه‌گذاران و وجوه نقدی که از سوی آن‌ها وارد صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد توانایی انتخاب صندوق کاراتر را دارد یا خیر، در ابتدا اطلاعات ۳۴ صندوق در بازه زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۹ جمع‌آوری شده تا هوشمندی وجوه نقد مورد بررسی قرار گیرد. در همین راستا دوره‌های رونق و رکود بازار سرمایه از یکدیگر تفکیک شده و توانایی سرمایه‌گذاران در هریک از این دوران مورد بررسی قرار گرفت تا مشخص گردد که آیا سرمایه‌گذاران در دوره‌های مختلف بازار به صورت متفاوتی عمل کرده‌اند یا خیر. همچنین، سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی از یکدیگر جدا شده تا عملکرد هر یک به صورت جداگانه مورد بررسی قرار گیرد. با استفاده از مدل چهارعاملی کارهارت، بازده تعدیل شده در برابر ریسک صندوق‌ها به منظور بررسی هوشمندی سرمایه‌گذاران محاسبه شده که نتایج تحقیق حاکی از آن بود که سرمایه‌گذاران در هنگام ورود پول در حالت رونق بازار و همچنین، هنگام خروج پول در حالت رکود بازار هوشمندانه عمل کرده‌اند.

واژگان کلیدی: جریانات نقدی، هوشمندی سرمایه‌گذاران، صندوق‌های سرمایه‌گذاری، دوران رونق بازار سرمایه، سرمایه‌گذاران حقوقی.

طبقه‌بندی موضوعی: *G23 , G11,G10*

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/JFM.2020.28613.2226

۲. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email:Bh.moghadam@yahoo.com

۳. استاد، گروه مدیریت بازرگانی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. نویسنده مسئول. Email:mir.fallahshams@ iauctb.ac.ir

۴. استاد، گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email:gholamrezazomorodian@gmail.com

مقدمه

صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک یکی از انواع شرکت‌های سرمایه‌گذاری هستند که اگرچه تاریخ تشکیل آن‌ها در جهان به قرن هجدهم میلادی در انگلستان بر می‌گردد، ولی اولین صندوق سرمایه‌گذاری به شکل امروزی در سال ۱۹۲۴ در شهر بوستون آمریکا تشکیل گردید. صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک ابزاری برای سرمایه‌گذاران بدون تخصص می‌باشند تا فرصتی را برای آن‌ها ایجاد کنند، تا با مدیریت حرفه‌ای وجوه آن‌ها و کنترل ریسک، بهترین بازده ممکن را کسب نمایند. سازوکار صندوق‌ها طوری طراحی شده که افراد با سرمایه‌های خرد نیز امکان سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی را داشته باشند (سرس[1]، ۲۰۰۱: ۶۹). صندوق سرمایه‌گذاری مکان امنی است که پول سرمایه‌گذاران را به منظور خرید سهام، اوراق قرضه یا دیگر اوراق بهادار برای ایجاد پرتفوی جذب می‌نماید، در نتیجه سرمایه‌گذاران می‌توانند مالک یک مجموعه از یک سبد سهام شوند که شامل مقادیر بیشتری از سهام و اوراق قرضه که آن‌ها می‌توانستند به طور فردی تامین مالی نمایند (ویشوانف و کریشنامورتی[2]، ۲۰۰۹: ۱۰). این صندوق‌ها از جمله نهادهای مالی واسطه‌ای هستند که باعث آشتی مجدد سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای با بازارهای حرفه‌ای شده‌اند.

طی چند دهه گذشته صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک از محبوبیت زیادی در بین سرمایه‌گذاران برخوردار شده‌اند به طوری که بررسی مقایسه‌ای حاکی از آن است که در آمریکا در سال ۱۹۸۰ از هر ۱۶ خانوار، یک خانوار مالک واحد سرمایه‌گذاری بوده، در حالی که این عدد در حال حاضر به ۲ خانوار رسیده است. در ایران نیز در ابتدا در سال ۱۳۸۷ کل صندوق‌های موجود در بازار سرمایه ایران ۷ عدد بوده است که مجموع دارایی تحت مالکیت آن‌ها به ۵۲۹ میلیارد ریال رسیده بود اما، این عدد در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ که سال‌های بلوغ صندوق‌های سرمایه‌گذاری در ایران بود افزایش یافته و به ۹۲ صندوق افزایش یافته است. همچنین، دارایی‌های تحت مالکیت این صندوق‌ها با رشد چشمگیری همراه بوده و به عدد ۲۴ هزار میلیارد ریال رسیده بود. تعداد صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سال ۱۳۹۹ به ۲۳۷ صندوق افزایش یافته و ارزش خالص دارایی‌های آن‌ها نیز عددی بالغ بر ۳۹۷۰ هزار میلیارد ریال شده است. با توجه به استقبال سرمایه‌گذاران از صندوق‌های سرمایه‌گذاری و در نتیجه افزایش دارایی‌های تحت مالکیت آن‌ها و همچنین، افزایش تعداد صندوق‌های سرمایه‌گذاری موجود و تمایل نهادهای مالی به تاسیس صندوق‌های جدید، احساس نیاز به بررسی هرچه بیشتر این صنعت و سرمایه‌گذاران فعال در آن هر روز بیشتر از پیش احساس می‌شود.

با توجه به رشد چشمگیر بازار صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک این صندوق‌ها بر خلاف سهام، دارای انواع گوناگونی از اهداف و استراتژی‌های سرمایه‌گذاری هستند، انتخاب صندوق‌های متناسب با سیاست تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران، سطح ریسک پذیری و اهداف سودآوری آن‌ها نیز به مراتب دشوار می‌شود. از نقطه نظر سرمایه‌گذاران وجود یک دسته‌بندی صحیح از صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک امری ضروری به نظر می‌رسد زیرا آنان می‌توانند با وجود چنین دسته‌بندی مستدلانه‌ای، پس‌اندازهای خود

1. Sorros
2. Vishwanath & Krishnamurti

را به صندوق‌های تخصیص دهند که الزامات و نیازمندی مالی آن‌ها را بهتر پوشش می‌دهند. بنابراین، آگاهی از خصوصیات صندوق‌های موجود در خصوص عملکرد (به ویژه ریسک و بازده) آن‌ها، امری مهم و ضروری به نظر می‌رسد. (سینایی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱)

نکته‌ای که در خصوص این صندوق‌های سرمایه‌گذاری وجود دارد این است که، چرا با وجود عملکرد ضعیف صندوق‌های فعال نسبت به شاخص کل، این صندوق‌ها تا این حد مورد توجه سرمایه‌گذاران قرار گرفته‌اند (گرابر،۱۹۹۶[1]). سئوالی که ذهن بسیاری از محققین را به خود مشغول کرده است این بود که آیا سرمایه‌گذاران این صندوق‌ها به صورت هوشمندانه رفتار می‌کنند یا خیر؟ هوشمندانه عمل کردن سرمایه-گذاران در بازارهای مالی موافقان(کیوسوانی و استولین[2]،۲۰۰۸ و سالینگ[3]،۲۰۱۲) و مخالفان (ساپ و تایواری[4]،۲۰۰۴) متعصب و سرسخت مخصوص به خود را دارد و با اینکه اولین پژوهش‌ها در این زمینه از سال‌های دور شروع شده است ولی هنوز این موضوع برای بسیاری از پژوهشگران دارای جذابیت است. اگرچه مخالفان هوشمندی سرمایه‌گذاران صندوق‌های سرمایه‌گذاری به عواملی همچون در نظر نگرفتن اثر مومنتوم و توجه صرف سرمایه‌گذاران به عملکرد گذشته صندوق که در برخی موارد منجر به عملکرد خوب صندوق در دوره‌های بعدی هم شده است (ساپ و تایواری، ۲۰۰۴؛ فرازینی[5]، ۲۰۰۸)، اشاره دارند، اما در مقابل موافقان نشان می‌دهند که با شاخص‌هایی که می‌توان عملکرد آینده و کارایی صندوق را پیش‌بینی کرد (مانند مدل سه عاملی فاما و فرنچ)، می‌توان جریان‌های ورودی و خروجی وجوه به صندوق‌ها را به بهترین شکل پیش‌بینی نمود (ژنگ[6]،۱۹۹۹) و با توجه به نکات ذکر شده می‌توان وجود اثر پول هوشمند را تاکید کرد.

با توجه به این که صنعت صندوق‌های سرمایه‌گذاری در ایران نسبت به کشورهای پیشرفته صنعتی نوپا محسوب می‌شود در این پژوهش، محقق به دنبال آن است که تحقیقات صورت گرفته در سایر کشورها را در ایران بسط داده و به این سئوال مهم که آیا سرمایه‌گذاران این صندوق‌ها به صورت هوشمندانه رفتار می‌کنند یا خیر پاسخ دهد. همچنین، علاوه بر آن، نکته مهم دیگری که وجود دارد، عملکرد سرمایه‌گذاران در دوران مختلف بازار سرمایه می‌باشد، بازار سرمایه در زمانی با رکود و در زمان دیگر با رونق اقتصادی همراه می‌باشد که برخی تحقیقات مانند (سالینگ،۲۰۱۲) نشان می‌دهند که در دوران رونق بازار، هوشمندی سرمایه‌گذاران نسبت به دوران رکود متفاوت است. بر همین اساس سئوال اصلی این پژوهش این است که آیا عملکرد پول هوشمند در دوران رونق و رکود بازار متفاوت از هم می‌باشد یا خیر؟

---

1 .Gruber
2. Keswani, A. & Stolin, D.
3. Salganik
4. Sapp, T. & Tiwari
5. Frazzini, A.
6. Zheng

مقالاتی که به بررسی هوشمندی پول سرمایه‌گذاران پرداخته‌اند (از جمله گرابر[1] در سال ۱۹۹۶، ژنگ سال۱۹۹۹، ساپ و تایواری ۲۰۰۴، کیواسان و استولین ۲۰۰۸، سالگانیک ۲۰۱۲، یوکسل و جیانگا[2] ۲۰۱۷، مانوز[3] ۲۰۱۸ و یامانی[4]۲۰۲۲) غالبا بررسی خود را بر روی صندوق‌های سرمایه‌گذاری کشورهای توسعه یافته مانند آمریکا و انگلستان انجام داده‌اند. در این پژوهش به ارزیابی عملکرد سرمایه‌گذاران در بازار مالی ایران که نوپا می‌باشد و از عمق کمتری برخوردار است پرداخته می‌شود. بنابراین پیشبرد این پژوهش، جمع‌آوری شواهد آماری بیشتر برای فرضیه هوشمندی پول سرمایه‌گذاران، به عنوان یک فرضیه جدید که شواهد آماری کمی برای آن وجود دارد، با بررسی عملکرد سرمایه‌گذاران در بازار مالی ایران می‌باشد.همچنین، در اکثر این مقالات (به غیر از کیوسوانی و استولین در سال ۲۰۰۸ و سالینگ در سال ۲۰۱۲)، امکان بررسی هوشمندی افراد حقیقی و حقوقی به صورت مجزا وجود نداشته است. بنابراین مزیت این پژوهش استفاده از مقادیر خرید و فروش حقیقی صندوق‌ها و بررسی هوشمندی پول سرمایه‌گذاران با استفاده از آن و بررسی مجزای هوشمند بودن آن دو گروه (با استفاده از سهم این دو گروه در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک) است. اعتبار داده‌هایی که از طریق سازمان بورس منتشر شده با استفاده از داده‌هایی که توسط سایت هر صندوق منتشر می‌شود بررسی شده است. نکته قابل توجه دیگر در این پژوهش شناسایی و تفکیک دوران رکود و رونق بازار سرمایه و بررسی رفتار هر یک از این دو گروه از سرمایه‌گذاران در آن(دوران رکود و رونق) می‌باشد.

با عنایت به موارد فوق، پژوهش پیش‌رو به بررسی هوشمندی سرمایه‌گذاران صندوق‌های سرمایه‌گذاری به تفکیک دوران رونق و رکود با توجه به ورود و خروج پول در هر یک از صندوق‌های سرمایه‌گذاری خواهد پرداخت. در ابتدا به استفاده از مدل مارکوف سوییچینگ تعداد ۲ رژیم رکود و رونق بازار تعیین گردید و با استفاده از جدول احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر دوران رکود و رونق از یکدیگر تفکیک می‌گردد. سپس با توجه به اطلاعات موجود در سایت سازمان بورس و اوراق بهادار هریک از صندوق‌های سرمایه‌گذاری بر اساس تعداد سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی خود از یکدیگر تفکیک شده‌اند. هوشمندی سرمایه‌گذاران با استفاده از خالص ورودی (خروجی) وجوه که آن‌ها به صندوق وارد (خارج) کرده‌اند، بررسی شده است. خالص گردش نقدینگی صندوق‌های سرمایه‌گذاری بر اساس ارزش صدور و ابطال آن‌ها در هر دوره به دست آمده است.

مبانی نظری

صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک

صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک ابزاری برای سرمایه‌گذاران بدون تخصص می‌باشند تا فرصتی را برای آن‌ها ایجاد کنند، تا با مدیریت حرفه‌ای وجوه آن‌ها و کنترل ریسک بهترین بازده ممکن را کسب

1. Gruber, M.
2. Jianga, H. Zafer, Yuksel.
3. Munoz, Fernando.
4. Yamani, Ehab

نمایند. ساز و کار صندوق‌ها طوری طراحی شده که افراد با سرمایه‌های خرد نیز امکان سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی را داشته باشند (سورس، ۲۰۰۱: ۷۰) صندوق سرمایه‌گذاری مشترک به عنوان یک واسطه مالی وجوه مردم و سرمایه‌گذاران را جمع‌آوری کرده و سبد اوراق بهادار تشکیل می‌دهد و بدین شکل مکان امنی را برای سرمایه‌گذاران ناآشنا با بازار سرمایه ایجاد می‌کند.(محمد ویم تاژ،۱۳۹۱: ۸).

صندوق سرمایه‌گذاری مشترک از مصادیق نهادهای مالی موضوع بند ۲۱ ماده یک قانون بازار اوراق بهادار است که با دریافت مجوز تاسیس از سازمان بورس و اوراق بهادار (سبا) و تحت نظارت همین سازمان فعالیت می‌نماید. بر این اساس قانون بازار اوراق اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران مصوب ۱۳۸۴، صندوق سرمایه‌گذاری را به شرح زیر تعریف می‌نماید:

« نهادی مالی است که فعالیت اصلی آن سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار می‌باشد و مالکان آن، به نسبت سرمایه‌گذاری خود، در سود و زیان صندوق شریک‌اند» .

خوشبختانه صنعت صندوق‌های سرمایه‌گذاری در ایران هرچند با تاخیر چند ساله، اما با استقبال فراوان از طرف سرمایه‌گذاران در سال ۸۶ تاسیس گردید. با عنایت به نقش بی‌بدیل این صندوق‌ها در تخصیص بهینه منابع مالی در بازار سرمایه، ارزیابی عملکرد این واسطه‌های مالی و شناسایی عوامل موثر بر عملکرد آن‌ها می‌تواند اطلاعات ارزشمندی را در اختیار سرمایه‌گذاران جهت انتخاب صندوق‌های کارا برای سرمایه‌گذاری و نیز برای دست‌اندرکاران صندوق‌ها برای بهبود عملکرد و جذب سرمایه، قرار دهد.

صندوق سرمایه‌گذاری مشترک با توجه به هدف و امیدنامه خود در ترکیب متنوعی از ابزارهای مالی قابل معامله و اوراق بهادار مانند: اوراق مشارکت، سهام، حق تقدم ها و دارائی‌های دیگر سرمایه‌گذاری می‌کند و صاحبان واحدهای سرمایه‌گذاری به نسبت سهم خود، مالکان صندوق می‌باشند و در سود و زیان آن شریک می‌باشند.

خالص جریانات نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری

جریان پولی ورودی و خروجی از صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک جریان سرمایه صندوق نام دارد. جریان سرمایه را برای همه صندوق‌های سرمایه‌گذاری به صورت کلی می‌توان محاسبه نمود که در این صورت مجموع خالص جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک به دست می‌آید.(سینایی و ابوعلی، ۱۳۹۵: ۴۲). بر اساس کارکرد روزانه، صندوق‌ها ورود نقدینگی جدید را از طریق خرید سهام جدید صندوق توسط سرمایه‌گذاران و خروج نقدینگی را از طریق بازخرید سهام صندوق تجربه می‌کنند که این خالص جریان نقدی صندوق را نشان می‌دهد. سرمایه جدید در اوراق متفاوت یا موقعیت‌های مناسب سرمایه گذاری می‌شود یا در ترازنامه برای موقعیت‌های مناسب ذخیره می‌شود (خدادادی و شوشتری، ۱۳۹۳: ۸۴) در واقع، جریان‌های نقدی می‌تواند تخمین مناسبی از رفتار سرمایه‌گذاران فراهم کند. تصمیمات اتخاذ شده در مورد سرمایه‌گذاری در صندوق‌های سرمایه‌گذاری در واقع بازتابی از انتظارات سرمایه‌گذاران نسبت به عملکرد آینده می‌باشد که این انتظارات تا حدی بر پایه ارزیابی‌هایی قرار دارد که مربوط به عملکرد گذشته صندوق است. از این رو، بر سری عملکرد گذشته و جریان‌های نقدی گذشته می‌تواند بر رفتار سرمایه‌گذاران تأثیرگذار باشد.

رفتار سرمایه‌گذاران

تصمیم گیری فعالیت بسیار مهم در روند انتخاب یک گزینه از بین گزینه‌های موجود است .مطالعه در زمینه روند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران می‌تواند کیفیت تصمیمات سرمایه‌گذاری را ارتقا و باعث تخصیص بهینه منابع اقتصادی شود و در نتیجه سرمایه‌گذاران می‌توانند بهترین ترکیب را برای سبد سرمایه گذاری-شان کسب کنند . هدف سرمایه‌گذاران از سرمایه‌گذاری تحصیل سود می‌باشد؛ اما گاهی‌اوقات سرمایه‌گذاری به نسبت هدفی که برای آن برنامه‌ریزی شده، نتایج منفی نشان می‌دهد، یا سرمایه‌گذاران نتایج قانع کننده-ای از آن کسب نمی‌کنند؛ زیرارفتار سرمایه‌گذاری آنها مناسب و منطقی نبوده است. در بیشتر مواقع مشاهده شده است که وقتی افراد با عدم قطعیت مواجه می‌شوند، مایل نیستند یا نمی‌توانند مسائل را به طور سیستماتیک توصیف، داده‌های مورد نیاز را ثبت یا اطلاعات را برای ایجاد قوانین و مقرارتی برای تصمیم-گیری‌ها ترکیب‌کنند.(حسین‌زاده و همکاران، ۱۴۰۱: ۲۰۰).

سرمایه‌گذاران، صندوق‌های متفاوت را در یک مقطع زمانی با یکدیگر یا یک صندوق را در یک سری زمانی از نظر ریسک و بازده دنبال و مقایسه می‌کنند. در واقع، سرمایه‌گذاران علاوه بر بررسی جریان وجوه نقد در دوره‌های گذشته به بررسی عملکرد صندوق در گذشته می‌پردازند و سپس، بر اساس این عملکرد تصمیم به سرمایه‌گذاری در صندوق می‌گیرند. عملکرد صندوق نیز می‌تواند از طریق متغیرهایی مانند ریسک و بازده سنجیده شود. مدیران صندوق‌ها نیز معتقدند که خالص جریان سرمایه‌گذاری ورودی به صندوق‌ها رابطه مستقیم با بازده و عملکرد صنعت دارد. اگرچه در صورت‌ها و گزارش‌های عملکرد گذشته و رتبه‌بندی صندوق‌ها، اثری از اشاره به موقعیت آن‌ها وجود ندارد، اما سرمایه‌گذاران با وجود سخت بودن این بررسی بیشترین تکیه خود را برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری در صندوق‌ها و انتخاب یک صندوق خاص بر پایه همین اطلاعات قرار می‌دهند (کارسسکی[1]،۲۰۰۲: ۵۷۸) پس در واقع می‌توان جریان‌های نقدی را نمادی از رفتار سرمایه‌گذاران و تقاضای آن‌ها برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری دانست که این جریان‌های نقدی می‌تواند تحت تأثیر عوامل مختلفی قرارگیرد و تقاضا برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری را پیش‌بینی نماید.

پیشینه نظری پژوهش

در این پژوهش مانند گروبر (۱۹۹۶) ، ژنگ (۱۹۹۹)، سپ و تیواری (۲۰۰۳) و کسوانی و استولین (۲۰۰۸) و یامانی(۲۰۲۲) هوشمندی سرمایه‌گذاران با استفاده از خالص ورودی (خروجی) وجوه که آن‌ها وارد (خارج) صندوق‌ها می‌کنند، بررسی می‌شود. علاوه بر بررسی هوشمندی خالص ورودی و خروجی وجوه، هوشمندی اجزای آن شامل خالص ورودی یا خروجی سرمایه حقیقی‌ها و حقوقی‌ها مشابه کسوانی و استولین (۲۰۰۸) به صورت مجزا بررسی می‌شود.

$$NCF_{i,t} = \mathrm{TNA}_{i,t} - \mathrm{TNA}_{\mathrm{i,t-1}}\left(1 + R_{i,t}\right) \quad \text{رابطه(۱)}$$

1. Karceski.

که در رابطه بالا NCF[1] نشان‌دهندۀ جریان نقدی خالص در طی ماه t برای صندوق i است. TNA[2] اشاره به کل دارایی‌های خالص در انتهای ماه t دارد. R[3] نشان دهنده‌ی بازدهی صندوق برای ماه t است. مثبت بودن NCF نشان‌دهنده جریان نقدی خالص مثبت به صندوق و منفی بودن این متغیر نشان‌دهنده جریان نقدی خالص منفی است.

پیشینه تجربی پژوهش

فرضیه «پول هوشمند» ادعا می‌کند که سرمایه‌گذاران به اندازه‌ای آگاه و حرفه‌ای هستند که توانایی انتخاب صندوق‌های برتر و کاراتر را دارند و به عبارتی در انتخاب صندوق‌ها برای سرمایه‌گذاری موفق عمل کرده‌اند. گرابر[4] (۱۹۹۶) اولین فردی بود که فرضیه پول هوشمند را مطرح کرد. او به دنبال پاسخ به این سئوال بود که چرا با وجود عملکرد بهتر شاخص بازار[5] از صندوق‌های فعال، این صندوق‌ها تا این حد مورد توجه سرمایه‌گذاران قرار گرفته‌اند. داده‌های مورد استفاده او ۲۲۷ صندوق سرمایه گذاری در آمریکا از ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۴ را پوشش داده است. اون نشان می‌دهد که کارایی صندوق های سرمایه‌گذاری با استفاده از یک‌سری از شاخص‌ها مشخص و قابل پیش‌بینی می‌باشد. بنابراین برخی از سرمایه‌گذاران توانایی پیش‌بینی این کارایی را دارند. در ادامه وی نشان می‌دهد با همان شاخص‌هایی که می‌توان عملکرد آینده را پیش‌بینی کرد، می‌توان جریان‌های ورودی و خروجی وجوه به صندوق‌ها را به بهترین شکل پیش‌بینی نمود.

پس از گرابر (۱۹۹۶)، ژنک (۱۹۹۹)[6] نظریه گرابر را به کلیه صندوق‌های سرمایه‌گذاری در ایالات متحده آمریکا که بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۳ فعال بودند تعمیم داد. او مطالعات خود را با معیارهای کامل‌تر کارایی، مانند مدل سه عاملی فاما و فرنچ و معیار کارایی شرطی (شانکن[7]، ۱۹۹۰) انجام داد. مطالعات ژنگ همان نتایج مطالعات گرابر را تحت عنوان وجود اثر پول هوشمند تأیید کرد، همینطور تأکید کرد که این اثر کوتاه‌مدت است و این‌که صندوق‌های سرمایه‌گذاری با جریان نقدی خالص مثبت، بازدهی تعدیل شده در برابر ریسک بهتری را نسبت به صندوق‌ها با جریان نقدی خالص منفی دارند.

وارمرز (۲۰۰۳) با بررسی پرتفوی صندوق سرمایه‌گذاری، نشان داد که مدیران صندوق‌های سرمایه گذاری که عملکرد مناسبی را از خود نشان داده‌اند، تمایل به سرمایه‌گذاری بخش قابل توجه جریانات

1. Net Cash Flow (NCF)
2. Total Net Assets (TNA)
3. Return (R)
4. Gruber
5. Market Index
6. Zheng
7. Shanken

نقدی جدید در سهام برنده قبلی، برای ادامه روند عملکرد مناسب خود دارند. همینطور کی[1] (۲۰۰۳) نیز، نبود هوشیاری سرمایه‌گذاران را تأیید کردند.

ساپ و تایواری[2] (۲۰۰۴) در پژوهش‌های خود صندوق‌های سرمایه‌گذاری فعال در آمریکا بررسی کرده‌اند. آن‌ها بیان می‌کنند نتایج تحقیقات پیشین درمورد هوشیاری سرمایه‌گذاران به دلیل درنظر نگرفتن اثر مومنتوم قابل استناد نیست. بنابراین، سرمایه‌گذاران با جابجایی پول خود به صندوق‌هایی که قبلاً برنده بوده‌اند به صورت سهوی از بازدهی آتی سهام‌های برنده سود می‌برند. نتیجهٔ مطالعهٔ آن‌ها نشان داد صندوق ها با جریانات نقدی مثبت عملکرد بهتری نسبت به سایر صندوق‌ها نداشته‌اند.

قرقوری و همکارانش[3] (۲۰۰۷) توانایی و عملکرد سرمایه‌گذاران استرالیا را بررسی کرده‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاران در انتخاب صندوق‌ها موفق عمل کرده‌اند و این توانایی ارتباطی به اندازه صندوق‌ها یا اثر مومنتوم ندارد.

کیوسوانی و استولین[4] (۲۰۰۸) نیز، پژوهش‌های قبلی را با داده‌های مربوط به تمام صندوق‌های انگلستان انجام دادند. آن‌ها شواهدی قوی مبنی بر وجود توانایی و هوشیاری برای هر دو گروه سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی گزارش کردند.

در مطالعات بعدی فرازینی و لامونت[5](۲۰۰۸) با در نظر گرفتن دوره طولانی‌تر در مطالعاتشان، بر عدم وجود اثر پول هوشمند تاکید کردند. آن‌ها بیان کردند که سرمایه‌گذاران به جای تشخیص صندوق‌هایی که در آینده کارا خواهند بود به جابه‌جایی پول خود به صندوق‌هایی که در گذشته کارایی بالا داشته‌اند.

سالگانیک[6] (۲۰۱۲) با توجه به پژوهش‌های گذشته، اثر پول هوشمند را دوباره برای تمام صندوق‌های آمریکا و همچنین صندوق‌های حقیقی و حقوقی بررسی کرد. نتایج پژوهش وجود هوشیاری و اثر پول هوشمند را در هر دو گروه سرمایه‌گذاران نشان داد. همچنین، سرمایه‌گذاران حقوقی عملکرد بهتری نسبت به سرمایه‌گذاران حقیقی نشان ندادند. نتایج پژوهش او بر عملکرد بهتر سرمایه‌گذاران در دوران رونق نسبت به دوران رکود تاکید کرد.

هسین یی یو[7](۲۰۱۲) وجود هوشیاری قوی سرمایه‌گذاران صندوق‌های کوچک را نشان داد. او همچنین، دلیل این هوشیاری را توانایی زمانبندی[8] سرمایه‌گذاران مطرح کرد که این توانایی باعث تمایز بین سرمایه‌گذاران هوشیار و آن‌هایی که به سادگی تنها برندگان قبلی را دنبال می‌کنند، می‌شود.

---

1. Ke
2. Sapp and Tiwari
3. Fhilip Gharghori, Shfali Muduba, Madhu Veeraraghavan
4. Keswani and Stolin
5. Frazzini & Lamont
6. Salganik.
7. Hsin-Yi Yu.
8. Market-timing

فنگ، ژو وسی چان[1] (۲۰۱۴) با توجه به پژوهش‌های قبلی توانایی سرمایه‌گذاران را در انتخاب صندوق‌های سرمایه‌گذاری در چین بررسی کردند. آن‌ها با بررسی اطلاعات صندوق‌های سرمایه‌گذاری بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۱، نتیجه گرفتند سرمایه‌گذاران چینی به طورکلی انتخاب هوشمندانه‌ای نداشته‌اند.

همچنین، برگن[2] (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۲ صندوق‌های سرمایه‌گذاری در برزیل، واکنش جریان‌های وجوه نسبت به کارایی صندوق‌ها و هوشمندی پول در صندوق‌ها را بررسی کردند. نتایج آن‌ها هوشمندی پول برای کل صندوق‌ها را نشان نمی‌داد، اما برای صندوق‌های کوچک هوشمندی پول مشاهده می‌شود.

یوکسل و جیانگا [3](۲۰۱۷) در ادامه پژوهش‌های صورت گرفته به بررسی هوشمندی برای سرمایه‌گذاران صندوق‌های سرمایه‌گذاری در بازار ایالات متحده پرداخته اند. نتایج به دست آمده از پژوهش‌های آن‌ها نشان‌دهنده یک رابطه مثبت میان جریان‌های نقدی صندوق و عملکرد مالی آن بوده است که این نتایج عمدتاً در صندوق‌هایی که خروج نقدینگی داشته و عملکرد مالی بدی نیز داشته‌اند، بیشتر قابل مشاهده بوده است. همچنین، در ادامه نشان می‌دهند که این رابطه مثبت میان جریانات نقدی صندوق و عملکرد آن به توانایی سرمایه‌گذاران به انتخاب مدیران برتر صندوق‌های سرمایه‌گذاری ارتباطی ندارد.

مانوز[4](۲۰۱۸) هوشمندی سرمایه‌گذاران صندوق‌های سرمایه‌گذاری موجود در آمریکا را با توجه به جریانات نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار داد. وی مهارت انتخاب صندوق سرمایه‌گذاری در آمریکا را با بررسی نمونه گسترده‌ای(۵۷۶ صندوق) مطالعه کرد و نشان داد که به طور کلی رابطه مثبتی بین جریانات سرمایه و عملکرد مالی صندوق‌ها بر قرار است اما این ارتباط مثبت توسط عملکرد مالی بد صندوق‌های سرمایه‌گذاری که از جریانات خروجی رنج می‌برند نشان داده شده است. علاوه بر آن به طور کلی نشان داد که این رابطه مثبت توسط مهارت‌های انتخاب سرمایه‌گذاران هدایت نمی‌شود و در نتیجه فرضیه هوشمندی سرمایه‌گذاران را رد کرد.

یامانی[5](۲۰۲۲) با تحقیق بر روی ۲۲۷۱ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک ایالات متحده نشان داد که جریان نقدینگی دوره گذشته صندوق امکان پیش‌بینی عملکرد دوره بعدی صندوق را فراهم می‌سازد و در طراحی استراتژی معاملاتی سودآور که بازدهی معقولی را ایجاد کند ارزش زیادی دارد. به طور کلی، نتایج تحقیقات وی نقش مهم جریانات صندوق را در سودآوری معاملات صندوق نشان می‌دهد که با توجه به معیارهای چهارعاملی کارهارت مشهود می‌باشد.

1. Feng, X; Mingshan, Z; & Chan Kam, C.
2. Berggrun and Lizarzaburu.
3. Yuksel & Jianga.
4. Munoz.
5. Yamani

در ارتباط با موضوع این پژوهش در ایران تحقیقات زیادی صورت نگرفته است.

حسینی و همکارانش (۱۳۹۲) به بررسی ارتباط جریان‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و شاخص بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و با استفاده از اطلاعات ۶۵ صندوق از سال ۱۳۸۷ تا بهمن ۱۳۹۱ به این نتیجه رسیدند که رابطه مجموع جریان‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و شاخص بورس در بلندمدت معنی‌دار است.

هادی قربانی (۱۳۹۲) در پایان نامه‌ای تحت عنوان" بررسی توانایی انتخاب سهام بین سرمایه‌گذاران نهادی و سرمایه گذاران انفرادی "به بررسی توانایی انتخاب سهام بین سرمایه‌گذاران نهادی و سرمایه گذاران انفرادی پرداخته است، برای این منظور ارتباط بین معاملات روزانه سرمایه‌گذاران نهادی و انفرادی بر عملکرد سهام در آینده، با کنترل سایر عوامل مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیق نشان داد که تفاوت قابل ملاحظه‌ای بین توانایی انتخاب سهام سرمایه‌گذاران نهادی و سرمایه‌گذاران انفرادی وجود ندارد.

گروسی (۱۳۹۷) در پایان‌نامه‌ای با عنوان"عملکرد سرمایه‌گذاران در پیش‌بینی بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری سهامی" به بررسی ارزیابی عملکرد سرمایه‌گذاران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک بازار سرمایه ایران طی بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۶ می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که پرتفوی ساخته شده بر اساس وجوه جدید وارد شده به صندوق‌ها، به طور متوسط بازدهی بیشتری از پرتفوی وجوه قبلی (متوسط صندوق‌ها) کسب می‌کند. از طرف دیگر، پرتفوی صندوق‌های با ورودی سرمایه و صندوق‌های با وجوه ورودی بزرگتر، به ترتیب بازدهی (به طور متوسط) بیشتری از پرتفوی صندوق‌های با خروج سرمایه و صندوق‌های با ورود سرمایه کمتر به دست می‌آورند. بنابراین سرمایه‌گذاران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک هوشمند هستند.

حسینی فهرجی (۱۳۹۸) در پایان‌نامه‌ای با عنوان"بررسی اثر جریانات ورودی و خروجی بر رقیق‌سازی بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در ایران" به بررسی اثر جریانات ورودی و خروجی صندوق بر رقیق‌سازی بازده صندوق پرداخته است. جریانات ورودی و خروجی به دلیل آن‌که نمی‌توانند به صورت آنی در دارایی‌های پر ریسک سرمایه‌گذاری شوند و یا مدیر صندوق نمی‌تواند استراتژی بهینه را پیاده‌سازی نماید، باعث اثر رقیق‌سازی بازده می‌شوند. اثر رقیق‌سازی جریانات نقدی می‌توانند بر عملکرد آتی صندوق تاثیر بگذارند و موجب کاهش بازده سهامداران شود.

مدل پژوهش

مدل مورد استفاده این پژوهش برای محاسبه بازده‌ی تعدیل شده نسبت به ریسک، به منظور ارزیابی عملکرد سرمایه‌گذاران، مشابه کسوانی و استولین (۲۰۰۸)، سپ و تیواری (۲۰۰۳) و یامانی (۲۰۲۲) مدل چهار عاملی کارهارت می‌باشد که در آن عامل ریسک مومنتوم در نظر گرفته شده است.

$$E(ri) = \alpha + \beta_{1i}(R_m - R_f) + \beta_{2i}\,SMB + \beta_{3i}HML + \beta_{۴i}\,MOM + \varepsilon i \qquad \text{رابطه(۲)}$$

E(ri)[1] مازاد بازده صندوق (یا پرتفوی از صندوق‌ها) نسبت به بازده بدون ریسک است، R_f[2] نرخ بازده بدون ریسک می‌باشد. α بازده تعدیل شده در برابرریسک است. R_m[3] بازدهی بازار است. SMB[4] میانگین بازده‌های صندوق‌های کوچک منهای صندوق‌های بزرگ می‌باشد. HML[5] میانگین بازده‌های صندوق‌ها با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا منهای پایین می‌باشد. MOM[6] تفاوت میانگین بازده پرتفوی برنده از صندوق‌ها و پرتفوی بازنده از صندوق‌ها است. εi خطای تصادفی می‌باشد.

مدل چهارعاملی کارهارت همانند مدل سه عاملی فاما و فرنچ می‌باشد که عامل چهارمی به نام اثر مومنتوم (به عنوان تمایل به عملکرد گذشته) در آن لحاظ شده است. متغیر مومنتوم کشش بازار با توجه به عملکرد گذشته شرکت‌ها را در نظر می‌گیرد که این اثر در کوتاه مدت عمل می‌کند. به گونه‌ای که سرمایه‌گذاران واکنش مثبت‌تری نسبت به شرکت‌هایی که در دوره مالی قبل موفق عمل کرده‌اند دارند و همچنین، بلعکس، واکنش منفی نسبت به شرکت‌هایی دارند که در دوره گذشته عملکرد ضعیفی داشته‌اند.

با توجه به ادبیات هوشمندی پول نکات زیر در این پژوهش مورد توجه قرار گرفته‌اند:

۱. مدل مورد استفاده این پژوهش برای محاسبه بازده تعدیل شده نسبت به ریسک، به منظور ارزیابی عملکرد سرمایه‌گذاران مدل سه عاملی فاما و فرنچ می‌باشد. همچنین، علاوه بر آن، مشابه کسوانی و استولین (۲۰۰۸) و سپ و تیواری (۲۰۰۳) ، مدل چهار عاملی کارهارت که در آن عامل ریسک مومنتوم در نظر گرفته شده نیز مورد استفاده قرار گرفته شده است.

۲. توجه به این‌که طبق امیدنامه نمونه سازمان بورس و اوراق بهادار باید مجموع کارمزد مدیر، متولی و ضامن در صندوق‌های فعال ۵ درصد باشد که از ارزش دارایی‌های صندوق‌ها کم می‌شود، بین هزینه‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری اختلاف معنی‌داری وجود ندارد. بنابراین لازم نیست همانند گروبر (۱۹۹۶)، ژنگ (۱۹۹۹) و کسوانی و استولین (۲۰۰۸) بررسی کنیم که آیا اختلاف هزینه‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌تواند هوشمندی پول را توضیح دهند یا نه.

---

1. Excess Returns E(ri)
2. Risk-Free Return (Rf)
3. Return of Market (Rm)
4. Small Minuse Big (SMB)
5. High Book to Market Minus Low Book to Market (HML)
6. Momentum (MOM)

روش‌شناسی پژوهش

جامعه پژوهش کلیه صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک فعال تحت نظارت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران می‌باشد. نمونه تحقیق از میان جامعه مورد بررسی به روش حذف سیستماتیک انتخاب شده است. بدین ترتیب که از میان تمام صندوق‌های پذیرفته شده صندوق‌هایی که تمام شرایط زیر را دارا باشند، انتخاب شده‌اند:

- صندوق انتخاب شده یکی از صندوق‌های سرمایه‌گذاری مختلط و سهامی، در اندازه بزرگ و یا در اندازه کوچک باشد.
- صندوق مورد نظر باید قبل از سال ۱۳۹۱ مجوز فعالیت خود را دریافت کرده باشد و فعالیت خود را نیز قبل از سال ۱۳۹۱ آغاز کرده باشد.
- صندوق باید در دوره مورد بررسی (۱۳۹۱-۱۳۹۹) فعال بوده باشد. همچنین، تمام اطلاعات مورد نیاز آن‌ها نیز در سایت سازمان بورس قابل دسترسی باشد.
- همچنین، در این پژوهش انواع دیگر صندوق‌های سرمایه‌گذاری که در دسته صندوق‌های سهامی و مختلط جای نمی‌گیرند (مانند صندوق‌های شاخصی، درآمد ثابت، زمین و ساختمان و ...) نیز حذف شده است.

پرسش های پژوهش

پرسش اول: آیا پول هوشمند(سرمایه‌گذاران هوشمند) توانایی تشخیص صندوق‌های با عملکرد برتر را در دوران رکود و رونق بازار سرمایه دارند؟

پرسش دوم: آیا هوشمندی سرمایه‌گذاران حقوقی بیشتر از سرمایه‌گذاران حقیقی می‌باشد؟

در پژوهش پیش‌رو، برای آزمون سئوالات پژوهش از مدل رگرسیون خطی چند متغیره به صورت سری زمانی و پنل استفاده شده است و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم افزار ایویوز[1] انجام گرفته است. همچنین، ضریب آلفا به عنوان معیاری برای پیش‌بینی هوشمندی سرمایه‌گذاران در انتخاب صندوق با عملکرد کاراتر می‌باشد.

پیرو ادبیات موجود در خصوص پول هوشمند، همانند ژنگ(۱۹۹۹) برای بررسی توانایی انتخاب سرمایه‌گذاران از تخمین کارایی پرتفوی‌های حاصل از جریان‌های پولی جدید استفاده شده، یعنی کارایی پرتفوی‌هایی بررسی شده است که بر اساس جریان نقدی خالص تحقق یافته صندوق‌ها تشکیل شده است. پرتفوی اول شامل کل صندوق‌ها با جریان نقدی خالص مثبت است که طی ماه قبل تحقق یافته است. دومین پرتفوی شامل همه صندوق‌ها با جریان نقدی خالص منفی می‌شود که به آن‌ها پرتفوی‌های پولی جدید گفته می‌شود. جریان نقدی خالص در صندوق با استفاده از رابطه ۱ که در مدل‌های پژوهش آورده شده است محاسبه شده است.

1. Eviews

برای محاسبهٔ بازده تعدیل شده در برابر ریسک پرتفوی‌ها از رویکرد رگرسیون صندوق استفاده شده است که بر اساس مدل چهارعاملی کارهارت ، رگرسیون سری زمانی برای هر نمونه از صندوق‌ها تحمین زده شده است.

طبق رویکرد رگرسیون صندوق، ابتدا آلفاها برای هرکدام از صندوق‌ها محاسبه شده است. سپس برای هر پرتفوی، آلفا از طریق متوسط وزنی آلفاهای صندوق‌ها محاسبه شده است.

$$R_{j.t} = \alpha_j + \beta_{1.j} * MKT_t + \beta_{2.j} * SMB_t + \beta_{3.j} * HML_t + \beta_{4.j} * MOM_t + e_{j.t}$$ رابطه(۳)

$$\alpha_{p.t} = \frac{\sum(\alpha_{j.t} * w_{j.t})}{\sum w_{j.t}}$$ رابطه(۴)

به طوری که $R_{j.t}$ بازده مازاد ماهانهٔ صندوق j نسبت به بازدهی بدون ریسک است. $\alpha_{p.t}$ بازدهی مازاد پرتفوی صندوق‌های سرمایه‌گذاری است که از متوسط وزنی محاسبه شده است و بازدهی مازاد هر صندوق سرمایه‌گذاری به صورت جداگانه است. $w_{j.t}$ [1]وزن هر صندوق j در پرتفوی است. برای آزمون توانایی انتخاب دو گروه سرمایه‌گذار، آلفای پرتفوی‌های با جریانات نقدی مثبت و منفی مربوط به هر گروه از صندوق‌ها مقایسه شده است.

متغیرهای پژوهش

۱. بازده صندوق

اطلاعات مربوط به بازدهی صندوق‌ها از طریق سایت سازمان بورس به صورت ماهانه و سالانه جمع‌آوری شده است.

۲. بازده بدون ریسک (Rf)

در این بررسی بازده بدون ریسک مطابق با تحقیقات پیشین نرخ سود علی الحساب اوراق مشارکت در طول دوره زمانی پژوهش در نظر گرفته شد.

۳. بازده بازار (Rm)

برای محاسبه بازده بازار از نرخ رشد شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران [2] استفاده شده که داده‌های مربوط به شاخص کل به صورت ماهانه از طریق سایت شرکت بورس [3] به دست آمده و برای محاسبه‌ی بازدهی، از فرمول زیر استفاده می‌شود.

$$R = \frac{\text{شاخص در ابتدای ماه} - \text{شاخص در انتهای ماه}}{\text{شاخص در ابتدای ماه}}$$ رابطه(۵)

1. Weight
2. TEDPIX
3. www.irbourse.com

۴. نحوه محاسبه عامل بازار، اندازه ، ارزش و مومنتوم

در خصوص با رابطه‌ی چهارعاملی کارهات که در زیر آورده شده است:

$$E(ri) = \alpha + \beta_{1i}(R_m - R_f) + \beta_{2i}\, SMB + \beta_{3i} HML + \beta_{۴i}\, MOM + \varepsilon i$$

عامل اول، که در فرمول رگرسیون ارائه شده توسط فاما و فرنچ، عامل بازار نامیده و با MKT[۱] نشان داده شده است صرف ریسک بازار است که همان عامل بتای (β)[۲] ارائه شده توسط CAPM[۳] می‌باشد. این عامل از طریق رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$\mathrm{MKT}_t = R_{m,t} - RF_t \qquad \text{رابطه(۶)}$$

عامل دوم، تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی صندوق‌های کوچک و پرتفوی صندوق‌های بزرگ است که به آن عامل اندازه می‌گویند و با SMB[۴] نشان داده شده است. و از رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$SMB = \frac{(\frac{S}{L}+\frac{S}{M}+\frac{S}{H})}{3} - \frac{(\frac{B}{L}+\frac{B}{M}+\frac{B}{H})}{3} \qquad \text{رابطه(۷)}$$

پس از استخراج اندازه صندوق‌ها که بر مبنای میانگین ارزش خالص دارایی‌های صندوق در پایان هر ماه محاسبه می‌شود، صندوق‌ها در پایان هر ماه، ابتدا بر اساس اینکه آیا اندازه‌ی آن‌ها بالاتر از میانهٔ اندازهٔ تمام صندوق‌های مورد بررسی یا پایین‌تر از آن است، به دو گروه صندوق‌های کوچک[۵] (S) و صندوق‌های بزرگ (B)[۶] تقسیم می‌شوند .همینطور صندوق‌ها بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به سه گروه با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (H)[۷] ، متوسط(M)[۸] و پایین(L)[۹]تقسیم می‌شوند.

عامل سوم، تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی صندوق‌ها با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پرتفوی صندوق‌ها با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین است که عموما به آن عامل ارزش می‌گویند و با HML[۱۰] نشان داده شده است. از رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$HML = \frac{(\frac{S}{H}+\frac{B}{H})}{2} - \frac{(\frac{S}{L}+\frac{B}{L})}{2} \qquad \text{رابطه(۸)}$$

1. Market
2. Beta
3. Capital Asset Pricing Model
4. Small Minus Bhg (SMB)
5. Smal
6. Big
7. High
8. Medium
9. LOW
10. High Book to Market Minus Low Book to Market (HML)

عامل چهارم، در مدل کارهارت، عامل چهارم که همان عامل مومنتوم است، گرایش سرمایه‌گذاران نسبت به عملکرد گذشته را می‌سنجد. ابتدا صندوق‌ها بر مبنای عامل اندازه طبقه‌بندی می‌شوند و بر مبنای عملکرد صندوق‌ها که در این پژوهش ، طبق پیشینهٔ موجود و مقاله (کارهارت، ۱۹۹۶)میانگین بازدهی ۱۲ ماههٔ صندوق‌ها در نظر گرفته شده است، به پرتفوی‌های جداگانه طبقه‌بندی می‌شوند. صندوق‌ها بر مبنای میانگین بازدهی ۱۲ ماه گذشته خود از بالا به پایین طبقه‌بندی شده و سپس صندوق‌هایی که میانگین بازده آن‌ها در ۳۰ درصد بالا قرار گرفته در پرتفوی برنده(W)[1]و صندوق‌هایی که میانگین بازده‌های آن‌ها در حدود ۴۰ % قرار گرفته در پرتفوی متوسط و صندوق‌هایی که در ۳۰ % پایینی قرار گرفته‌اند در پرتفوی بازنده (LO)[2] قرار می‌گیرند.

$$MOM = \frac{(\frac{S}{W}+\frac{B}{W})}{2} - \frac{(\frac{S}{LO}+\frac{B}{LO})}{2}$$ رابطه(۹)

صندوق‌های حقوقی و حقیقی

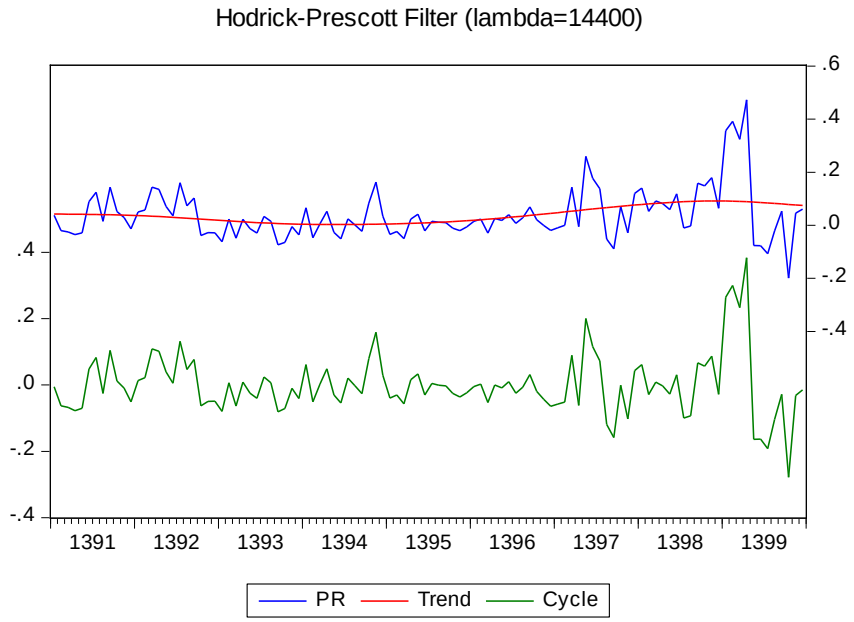
در جهت تفکیک سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی صندوق‌ها، اطلاعات سرمایه‌گذاران صندوق‌ها به تفکیک حقیقی و حقوقی از سایت سازمان بورس استخراج شده و صندوق‌هایی که مالکیت بالای ۵۱ درصد آن‌ها در اختیار اشخاص حقوقی بوده است با عنوان صندوق‌های حقوقی و صندوق‌هایی که مالکیت بیش از ۵۱ درصد آن‌ها برعهده سهامداران حقیقی بوده است با عنوان صندوق‌های حقیقی در نظر گرفته شده است.

دوران رکود و رونق بازار

برای بررسی دوره‌های رکود و رونق بازار از مدل‌های مارکوف – سوئیچینگ استفاده شده است. مدل‌های مارکوف – سوئیچینگ با توجه به امکان تغییر در میانگین، عرض از مبدا و ضرایب جملات رگرسیون ایجاد می‌شوند. برای انتخاب مدل بهینه، دارا بودن دو شرط ضروری است. اولا بایستی فرضیه صفر عدم تغییر رژیم در مدل قابل رد کردن باشد و ثانیا مدل مذکور در میان سایر مدل‌های احتمالی که شرط اول در آن‌ها محقق باشد، از لحاظ معیار آکائیک مناسب‌تر باشد (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۲). برای تعیین بهینه رژیم در مدل ماکوف سوئیچینگ از معیارهای AIC، SC و HQ استفاده می‌شود.

در ابتدای امر برای تشخیص وجود سیکل در متغیر، رهیافت فیلترینگ بر روی بازدهی انجام پذیرفته است که نتایج آن در ادامه آورده شده است.

1. Winner
2. Loser



شکل ۱. رهیافت فیلترینگ

(منبع: یافته‌های پژوهشگر)

با توجه به نتایج دو رهیافت فیلترینگ فوق وجود سیکل‌ها نوسانی در متغیر بازدهی به وضوح قابل مشاهده است در نتیجه پس از تشخیص وجود سیکل‌های رکود و رونق می‌توان از روش مارکوف سوئیچینگ استفاده نمود.

با بررسی انواع تکنیک‌ها و در نظر گرفتن ماهیت داده‌ها و همچنین، وقفه بهینه، تعداد ۲ رژیم تعیین گردید. سپس بر اساس معیار اطلاعاتی AIC مدل‌ها مورد مقایسه قرار گرفته و مدل MSIAH(2)-AR(3) برای برآورد مدل انتخاب گردید.

در مرحله بعد جدول احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر نشان داده شده است.

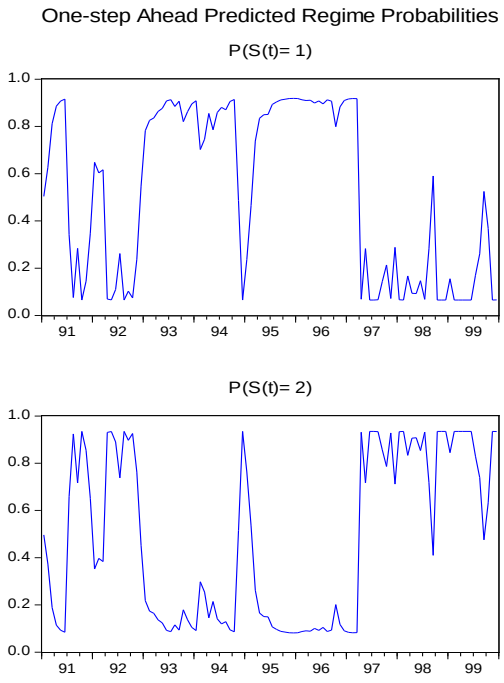
جدول ۱. احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰,۹۴	۰,۰۶
رژیم ۲	۰,۷	۰,۹۳

نتایج حاصل از جدول بالا نشان می دهد که احتمال انتقال از رژیم ۱ (رکود) ۹۴ درصد می‌باشد و احتمال انتقال از دوره رکود به دوره رونق ۶ درصد است. همچنین، در صورت قرار داشتن در دوره رونق، احتمال این که در دوره بعد نیز در حالت رونق باشد ۹۳ درصد و احتمال این‌که دوره رکود باشد ۷ درصد خواهد بود.

با توجه به نتایج ماتریس احتمال انتقال، می‌توان بیان داشت که اگر در وضعیت رونق بوده باشیم بطور متوسط (طی دوره ۱۵ ماهه) با احتمال ۹۳ درصد در همان وضع در ماه آتی باقی می‌مانیم و با احتمال ۷ درصد به دوره رکود انتقال می‌یابیم. اما اگر به وضعیت رکود وارد شده باشیم (طی دور ۱۵ ماه) با احتمال ۹۴ درصد در سال بعد در همان وضعیت باقی می‌مانیم و تنها با احتمال ۶ درصد به دوره رونق باز خواهیم گشت.

در نمودارهای شکل ۳، احتمال باقی ماندن در دو رژیم را به صورت سالانه مشاهده می‌نمایید که با استفاده از تکنیک one-step Ahead predicted بدست آمده است.



شکل ۳. احتمال باقی ماندن در دو رژیم رونق و رکود

منبع: یافته‌های پژوهش

برآورد مدل رگرسیونی

۱. مدل چهار عاملی کارهارت در دوران رونق بازار: پرتفوی با جریانات مثبت وجه نقد

جدول ۲. نتایج برآورد مدل پژوهش به منظور پیش بینی پول هوشمند در دوران رونق بازار (در پرتفوی با جریانات مثبت وجه نقد)

$E(ri) = \alpha + \beta 1i\ MKT + \beta 2i\ SMB + \beta 3i HML + \beta 1i\ MOM + \varepsilon i$										
صندوق‌های با تملک حقیقی					صندوق‌های با تملک حقوقی					
نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	مقدار p	نتیجه	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	مقدار p	نتیجه
MKT	۸/۰۶۰	۰/۹۱۴	۸/۸۱۸	۰/۰۰۰	تایید	۹/۲۰۶	۱/۰۲۳	۸/۹۹۶	۰/۰۰۰	تایید
SMB	-۰/۱۲۱	۰/۱۴۹	-۰/۸۱۴	۰/۴۱۶	رد تایید	-۰/۲۵۳	۰/۱۶۴	-۱/۵۴۶	۰/۱۲۳	رد
HML	-۰/۵۷۶	۰/۰۸۲	-۶/۹۹۰	۰/۰۰۰	تایید	-۰/۵۰۵	۰/۰۸۹	-۵/۶۹۸	۰/۰۰۰	تایید
MOM	۰/۵۴۸	۰/۰۶۸	۸/۰۳۱	۰/۰۰۰	تایید	۰/۵۷۸	۰/۰۷۳	۷/۸۷۷	۰/۰۰۰	تایید
α	۵/۰۴۹	۱/۰۴۱	۴/۸۴۸	۰/۰۰۰	تایید	۵/۸۱۶	۱/۰۸۵	۵/۳۵۹	۰/۰۰۰	تایید

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در نتایج قابل مشاهده است ضریب آلفای به دست آمده برای هردو گروه سرمایه گذاران حقیقی و حقوقی مثبت و در در فاصله اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار می‌باشد. این نتیجه حاکی از آن است که در دوران رونق بازار، عملکرد صندوق‌ها نسبت به بازار بهتر بوده است و همچنین، سرمایه‌گذاران در حالتی که بازار سرمایه با رونق همراه بوده است به صورت هوشمندانه عمل کرده‌اند و توان شناسایی صندوق‌هایی که عملکرد بهتری نسبت به بازار داشته‌اند را دارا بوده‌اند. ضرایب به دست آمده برای هردو نوع سرمایه‌گذاران (حقیقی و حقوقی) در سطح معنی داری ۹۹ درصد نزدیک به هم می‌باشد ولی ضریب سرمایه‌گذاران حقوقی از حقیقی بیشتر است که نشان از آن دارد که سرمایه‌گذاران حقوقی از حقیقی هوشمندانه‌تر عمل کرده‌اند. متغیر توضیحیMKT ، HML و MOM تاثیر معنی‌داری بر بازدهی هر دو پرتفوی صندوق‌های با سرمایه‌گذار حقیقی و حقوقی دارند. عامل MKT یا همان عامل بازار و عامل MOM و یا همان تاثیر عملکرد گذشته بر عملکرد آینده هردو تاثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی صندوق دارند و همچنین، عامل HML یا عامل ارزش نیز تاثیر منفی بر بازدهی صندوق دارد. عامل SMB که به عنوان عامل اندازه شناخته می‌شود نیز تاثیر منفی اما بی‌معنی بر بازدهی صندوق دارد.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل پژوهش به منظور پیش بینی پول هوشمند در دوران رونق بازار (در پرتفوی با جریانات منفی وجه نقد)

$E(ri) = \alpha + \beta 1i\ MKT + \beta 2i\ SMB + \beta 3iHML + \beta 1i\ MOM + \varepsilon i$										
صندوق‌های با تملک حقیقی					صندوق‌های با تملک حقوقی					
نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	مقدار p	نتیجه	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	مقدار p	نتیجه
MKT	۱۵/۱۳۴	۱/۴۲۱	۱۰/۶۵۰	۰/۰۰۰	تایید	۱۶/۸۳۵	۱/۵۵۷	۱۰/۸۱۳	۰/۰۰۰	تایید
SMB	-۰/۶۴۱	۰/۱۴۱	-۴/۵۳۵	۰/۰۰۰	تایید	-۰/۵۴۶	۰/۱۶۱	-۳/۳۸۸	۰/۰۰۱	تایید
HML	۰/۶۸۰	۰/۰۹۶	۷/۰۶۱	۰/۰۰۰	تایید	۰/۴۴۸	۰/۱۱۰	۴/۰۷۶	۰/۰۰۰	تایید
MOM	۰/۷۲۴	۰/۰۹۲	۷/۸۷۴	۰/۰۰۰	تایید	۰/۸۰۱	۰/۰۹۷	۸/۲۶۲	۰/۰۰۰	تایید
α	۱۵/۶۶۵	۱/۴۳۵	۱۰/۶۸۴	۰/۰۰۰	تایید	۱۸/۴۲۲	۱/۶۲۳	۱۱/۳۴۹	۰/۰۰۰	تایید

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که مشاهده می‌کنید ضریب آلفا در هنگام خروج نقدینگی از صندوق‌های سرمایه گذاری در حالت رونق بازار در سطح اطمینان ۹۹ درصد مثبت و معنی‌دار می‌باشد که این نشان از آن دارد که صندوق‌های سرمایه‌گذاری، موفق به کسب بازده بهتری نسبت به بازار سرمایه شده‌اند. اما نتیجه حاصل از این مورد با حالت ورود پول متفاوت است، زیرا با وجود عملکرد بهتر صندوق سرمایه‌گذاری نسبت به بازار سرمایه خروج پول از آن صورت گرفته است که این حاکی از آن است که هر دو گروه از سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی در هنگام خروج نقدینگی از صندوق‌های سرمایه گذاری هوشمندانه عمل نکرده‌اند. در نتیجه هوشمندی هر دو گروه سرمایه‌گذاران رد می-شود. متغیر توضیحیMKT ، HML ، SMB و MOM تاثیر معنی‌داری بر بازدهی صندوق‌های با سرمایه گذار حقیقی و حقوقی دارند اما در مقابل عامل SMB، تاثیر منفی و معنی‌داری بر بازدهی صندوق‌ها دارد.

دوران رکود بازار

۳. مدل چهار عاملی کارهارت در دوران رکود بازار: پرتفوی با جریانات مثبت وجه نقد

جدول ۴. نتایج برآورد مدل پژوهش به منظور پیش بینی پول هوشمند در دوران رکود بازار (در پرتفوی با جریانات مثبت وجه نقد)

$E(ri) = \alpha + \beta 1i\ MKT + \beta 2i\ SMB + \beta 3i HML + \beta 1i\ MOM + \varepsilon i$										
صندوق‌های با تملک حقیقی					صندوق‌های با تملک حقوقی					
نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	مقدار p	نتیجه	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	مقدار p	نتیجه
MKT	۱/۳۰۸	۰/۷۹۲	۱/۶۵۲	۰/۰۹۹	رد	۱/۱۳۲	۰/۶۵۷	۱/۷۲۳	۰/۰۸۶	رد
SMB	۱/۲۱۴	۱/۴۳۶	۰/۸۴۵	۰/۳۹۹	رد	۳/۵۲۰	۱/۲۵۸	۲/۷۹۸	۰/۰۰۵	تایید
HML	۳/۸۷۹	۰/۵۸۲	۶/۶۶۵	۰/۰۰۰	تایید	۳/۴۳۲	۱/۸۹۲	۱/۸۱۴	۰/۰۷۱	رد
MOM	۲/۳۶۳	۰/۶۳۵	۳/۷۲۱	۰/۰۰۰	تایید	۰/۹۸۱	۰/۳۵۸	۲/۷۴۰	۰/۰۰۷	تایید
α	-۱/۵۸۰	۰/۶۴۰	۲/۴۶۸	۰/۰۱۴	تایید	-۱/۴۱۸	۰/۵۳۲	۲/۶۶۵	۰/۰۰۸	تایید

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول بالا قابل مشاهده است آلفای به دست آمده برای هر دو گروه از صندوق‌های با سرمایه‌گذار حقیقی و حقوقی با جریانات مثبت نقدینگی در شرایط رکود بازار در سطح اطمینان ۹۵ درصد منفی و معنی‌دار می‌باشد که این نشان‌دهنده این نکته می‌باشد که عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری در حالت رکود بازار سرمایه نسبت به بازار ضعیف‌تر بوده است و این صندوق‌ها توانایی کسب بازده بهتر برای سرمایه‌گذاران خود را دارا نبوده‌اند. با توجه به این موضوع ورود نقدینگی به این صندوق‌ها از سوی سرمایه-گذاران حرکتی غیر هوشمندانه بوده است که با توجه به این‌که ضریب به دست آمده برای هردو گروه سرمایه‌گذاران منفی است می‌توان نتیجه گرفت که هر دو گروه از سرمایه‌گذاران به صورت غیرهوشمندانه عمل کرده‌اند. البته با توجه به این‌که مقدار احتمال به دست آمده برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری حقوقی در سطح اطمینان بالاتری (۹۹ درصد) نسبت به حقیقی‌ها به دست آمده است می‌توان نتیجه‌گیری کرد که عملکرد سرمایه‌گذاران حقوقی در هنگام ورود پول به صندوق‌های سرمایه‌گذاری ضعیف‌تر از سرمایه-گذاران حقیقی بوده است. در دوران رکود بر خلاف حالت رونق، متغیرهای توضیحی تاثیرگذار بر بازدهی صندوق‌های با سرمایه‌گذار حقیقی و حقوقی متفاوت است به گونه‌ای که عامل اندازه در صندوق‌های حقوقی تاثیر مثبت و معنی‌داری دارد ولی در صندوق‌های حقیقی بی‌معنی می‌باشد. همچنین، عامل ارزش که تاثیر مثبت و معنی‌داری بر صندوق‌های سرمایه‌گذار حقیقی دارد در صندوق‌های حقوقی بی‌معنا به دست آمده است. عامل MOM در هردو پرتفوی صندوق‌های حقیقی و حقوقی عامل معنی‌دار می‌باشد که تاثیر مثبتی

بر بازدهی صندوق دارد. البته ذکر این نکته مهم می‌باشد که عامل مومنتوم در صندوق‌های با سرمایه‌گذار حقیقی در سطح بالاتری از معنی‌داری قرار دارد و ضریب به دست آمده برای آن نشان‌دهنده آن می‌باشد که سرمایه‌گذاران حقیقی بیشتر تحت تاثیر این عامل می‌باشند.

۴.مدل چهار عاملی کارهارت در دوران رکود بازار: پرتفوی با جریانات منفی وجه نقد

جدول ۵. نتایج برآورد مدل پژوهش به منظور پیش بینی پول هوشمند در دوران رکود بازار (در پرتفوی با جریانات منفی وجه نقد)

$E(ri) = \alpha + \beta 1i\ MKT + \beta 2i\ SMB + \beta 3iHML + \beta 1i\ MOM + \varepsilon i$										
صندوق‌های با تملک حقیقی					صندوق‌های با تملک حقوقی					
نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	مقدار p	نتیجه	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	مقدار p	نتیجه
MKT	۵/۱۶۰	۰/۸۳۳	۶/۱۹۴	۰/۰۰۰	تایید	۱/۷۴۵	۰/۷۱۴	۲/۴۴	۰/۰۱۵	تایید
SMB	۱/۶۳۲	۱/۵۸۲	۱/۰۳۲	۰/۳۰۳	رد	۱/۷۸۶	۱/۳۰۹	۱/۳۶۴	۰/۱۷۴	رد
HML	۲/۲۱۵	۱/۴۱۰	۱/۵۷۱	۰/۱۱۷	رد	۱/۶۹۳	۰/۷۲۰	۲/۳۵۱	۰/۰۱۹	تایید
MOM	۲/۲۶۰	۰/۸۵۴	۲/۶۴۶	۰/۰۰۹	تایید	۰/۸۵۲	۰/۴۱۱	۲/۰۷۳	۰/۰۳۹	تایید
α	-۲/۵۷۹	۱/۲۶۹	۲/۰۳۲	۰/۰۴۳	تایید	-۱/۸۵۰	۰/۷۴۱	۲/۴۹۷	۰/۰۱۳	تایید

منبع: یافته‌های پژوهش

ضرایب برآوردی آلفا در پرتفوی با جریانات نقدی منفی در حالت رکود بازار سرمایه در هردو گروه از صندوق‌های با سرمایه‌گذار حقیقی و حقوقی در فاصله اطمینان ۹۵ درصد منفی و معنی‌دار می‌باشد. ضریب منفی آلفا نشان‌دهنده عملکرد ضعیف صندوق‌ها نسبت به شاخص کل می‌باشد. با توجه به ضریب منفی صندوق و همچنین، با توجه به خروج نقدینگی در صندوق‌ها، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که سرمایه‌گذاران به صورت هوشمندانه عمل کرده‌اند و وجوه خود را از صندوق‌هایی که عملکرد ضعیف‌تری نسبت به بازار سرمایه داشته‌اند خارج کرده‌اند. با توجه به این‌که ضریب آلفای سرمایه‌گذاران حقوقی نسبت به سرمایه-گذاران حقیقی در سطح بالاتری از معنی‌داری قرار دارد نشان از عملکرد ضعیف‌تر سرمایه‌گذاران حقوقی در هنگام خروج نقدینگی از صندوق‌ها می‌باشد.

متغیر توضیحی MKT در هردو پرتفوی صندوق‌ها، ضریب مثبت و معنی‌داری به دست آمده است که نشان‌دهنده تاثیر مثبت آن بر بازدهی هر دو گروه از صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد. عامل SMB در هردو پرتفوی ضریب مثبت دارد اما بی معنا به دست آمده است. متغیر توضیحی HML در هردو پرتفوی ضریبی مثبت به دست آمده است اما تنها در پرتفوی صندوق‌های با سرمایه‌گذار حقوقی معنی‌دار می‌باشد که نشان‌دهنده این موضوع می‌باشد که بر بازدهی صندوق تاثیر مثبتی دارد. و عامل مومنتوم

که بر بازدهی هر دوگروه از صندوق‌های سرمایه‌گذاری تاثیر مثبت و معنی‌داری دارد. شایان ذکر است همانند حالت قبل عامل مومنتوم در سرمایه‌گذاران حقیقی ضریب بیشتری داشته و در سطح معنی‌داری بالاتری نیز قرار دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از پژوهش پیش رو حاکی از آن است که پس از تفکیک بازار به دو دوره رونق و رکود، نتایج جالب توجهی در هنگام رونق بازار به دست آمده است. نتایج مدل پژوهش در حالت رونق حاکی از آن است که صندوق‌های سرمایه‌گذاری که با تزریق نقدینگی همراه بوده‌اند در هنگام رونق بازار عملکرد بهتری نسبت به بازار و شاخص کل داشته‌اند و آلفای به دست آمده برای آن‌ها در هردو گروه از صندوق‌های با مالکیت حقیقی و حقوق مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار بوده است، که این نشان‌دهنده این نکته می‌باشد که صندوق‌های سرمایه‌گذاری در هنگامی که بازار سرمایه در حالت رونق خود به سر می‌برد توانایی آن را دارند که بهتر از شاخص کل عمل کرده و بازدهی بیشتری نسبت به آن کسب کنند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که سرمایه‌گذارانی که در دوران رونق بازار سرمایه اقدام به ورود پول جدید به صندوق‌های سرمایه‌گذاری کرده‌اند، رفتاری هوشمندانه داشته‌اند و موفق به کسب بازدهی بیشتر از شاخص کل شده‌اند. نتایج به دست آمده با نتایج تحقیقات گرابر در سال ۱۹۹۶ و ژنگ در سال ۱۹۹۹ که در زمره اولین تحقیقات صورت گرفته در زمینه هوش سرمایه‌گذاران بوده است همخوانی دارد. همچنین، با نتایج تحقیق سالینگ در سال ۲۰۱۲ که بیان کننده این نکته بود که سرمایه‌گذاران عملکرد بهتری در دوران رونق نسبت به دوران رکود از خود نشان می‌دهند، همخوانی داشته است. همچنین، عملکرد هوشمندانه هر دو گروه از سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی در حالت رونق بازار با تحقیقات کیوسوانی و استولین در سال ۲۰۰۸ که بر هوشیاری هر دو گروه از سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی تاکید کرده بودند هم پوشانی داشت. اما در مقابل سرمایه‌گذارانی که در هنگام رونق بازار اقدام به خروج پول از صندوق‌های سرمایه‌گذاری نموده‌اند حرکتی غیرهوشمندانه انجام داده‌اند. در این حالت هردو گروه از سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی که اقدام به خروج پول کرده‌اند در سطح معنی‌داری ۹۹ درصد غیرهوشمندانه عمل نموده‌اند. البته شایان ذکر است که ضریب به دست آمده برای سرمایه‌گذاران حقوقی در حالت خروج پول از بازار رشدی عدد بزرگتری را نشان می‌دهد که این حاکی از آن است که (بلعکس تصور عمومی که عملکرد سرمایه گذاران حقوقی را هوشمندانه‌تر از سرمایه‌گذاران حقیقی می‌داند) این سرمایه‌گذاران عملکرد ضعیف‌تری نسبت به سرمایه‌گذاران حقیقی داشته‌اند.

نتایج به دست آمده در خصوص هوشمندی سرمایه‌گذاران در دوران رکود بازار حاکی از آن بود که عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری ضعیف‌تر از بازار و شاخص کل بوده است و سرمایه‌گذاران در هنگام سرمایه‌گذاری در صندوق‌های سرمایه‌گذاری علاوه بر آن‌که نتوانسته‌اند بازدهی بیشتری نسبت به شاخص کل بازار کسب کنند بلکه بازدهی کمتری نیز کسب کرده‌اند و عملکرد آن‌ها در سرمایه‌گذاری در صندوق‌های

سرمایه‌گذاری فعال هوشمندانه نبوده است که با نتایج تحقیقات (فرازینی و لامونت[1]،۲۰۰۸) و (فنگ، ژو وسی چان[2]، ۲۰۱۴) مبنی بر عدم وجود هوشیاری در سرمایه‌گذاران صندوق‌های سرمایه‌گذاری هماهنگی داشته و همچنین، عملکرد ضعیف صندوق‌های سرمایه‌گذاری در مقابل شاخص کل نیز مورد تایید قرار گرفت.

نتایج به دست آمده در حالت رکود بازار و خروج سرمایه از صندوق‌های سرمایه‌گذاری حاکی از آن بوده است که سرمایه‌گذاران هوشمندانه رفتار کرده و سرمایه خود را از صندوق‌هایی که بازدهی کمتر نسبت به بازار داشته‌اند خارج کرده‌اند.

نکته قابل توجه در نتایج به دست آمده این نکته می‌باشد که در حالت رکود بازار و در حالت خروج پول به صندوق‌های سرمایه‌گذاری با توجه به این‌که مقدار احتمال به دست آمده برای صندوق‌های سرمایه-گذاری حقوقی در سطح اطمینان بالاتری(۹۹ درصد) نسبت به حقیقی‌ها به دست آمده است می‌توان نتیجه‌گیری کرد که عملکرد سرمایه‌گذاران حقوقی بهتر از سرمایه‌گذاران حقیقی بوده است. این نتایج با نتایج تحقیقات (فنگ، ژو وسی چان، ۲۰۱۴) که به هوشیاری سرمایه‌گذاران حقوقی در مقابل سرمایه‌گذاران حقیقی تاکید می‌کند همخوانی داشته همچنین، با نتایج تحقیقات کیوسوانی و استولین در سال ۲۰۰۸ و همچنین، تحقیقات سالینگ در سال ۲۰۱۲ که هوشیاری هر دو گروه از سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی را تاکید کرده بودند نیز همخوانی دارد. همچنین، در حالت رکود و در حالت ورود پول به صندوق‌های سرمایه گذاری با وجود رفتار غیرهوشمندانه هردو گروه از سرمایه‌گذاران، عملکرد سرمایه‌گذاران حقوقی از سرمایه‌گذاران حقیقی بهتر بوده است.

همانطور که در نتایج به دست آمده در جداول ۲ تا ۵ مشخص است عامل مومنتوم عامل تاثیرگذار بر بازدهی هردو گروه از صندوق‌های سرمایه‌گذاری حقیقی و حقوقی در هر دو حالت رکود و رونق بازار به دست آمده است که نشان از این دارد که عملکرد گذشته صندوق‌های سرمایه‌گذاری بر عملکرد آینده آن‌ها تاثیرگذار می‌باشد که این نتایج با نتایج به دست آمده در تحقیق یامانی در سال ۲۰۲۲ همخوانی دارد.

در حالت کلی می‌توان نتایج به دست آمده از پژوهش حاضر را همچون تحقیق مانوز در سال ۲۰۱۸ تفسیر کرد. مانوز عنوان می‌کند که درست است که در برخی از حالات رابطه مثبتی میان عملکرد صندوق و وجوه وارد شده به آن وجود دارد و صندوق‌هایی‌که با ورود(خروج) پول همراه بوده‌اند در دوره مالی بعدی بازدهی بیشتر(کمتری) را به دست آورده‌اند ولی این رابطه مثبت را نمی‌توان به طور صددرصد به توانایی سرمایه‌گذاران در انتخاب صندوق سرمایه‌گذاری مناسب نسبت داد. در این پژوهش هم با توجه به این‌که فقط در حالت ورود پول به صندوق‌های سرمایه‌گذاری در حالت رونق بازار و همچنین، خروج پول در حالت رکود هوشمندی سرمایه‌گذاران تایید شده است نمی‌توان این انتخاب برای ورود و خروج از صندوق را به طور کامل به هوشمندی سرمایه‌گذاران مرتبط دانست چون در دوحالت دیگر(خروج پول در حالت رونق بازار و ورود پول در حالت رکود بازار) سرمایه‌گذاران کاملا غیرهوشمندانه رفتار نموده‌اند.

1. Frazzini & Lamont.
2. Feng, X; Mingshan, Z; & Chan Kam, C.

پیشنهادهای پژوهش

با توجه به یافته‌های پژوهش و مطالب مطرح شده در پیشینه پژوهش می‌توان پیشنهادات ذیل را جهت کارایی بهتر در بازار سرمایه به کار گرفت:

۱. همانطور که نشان داده شده سرمایه‌گذاران در صندوق‌های سرمایه‌گذاری کاملا هوشمندانه برخورد نکرده‌اند و همچنین، توانایی انتخاب سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی تفاوتی بسیار اندک داشته است، لذا پیشنهاد می‌گردد سهامداران حقیقی صرفا با توجه به معاملات سهامداران حقوقی و یا سهامداران حقیقی بزرگ و یا خوش‌نام اقدام به تقلید و تبعیت در خرید و یا فروش واحدهای سرمایه‌گذاری خود در صندوق‌های سرمایه‌گذاری ازآن‌ها ننمایند.

۲. همچنین، با توجه به عملکرد بهتر صندوق‌های سرمایه‌گذاری در دوران رونق بازار سرمایه نسبت به شاخص کل می‌توان در این حالت، سرمایه‌گذاری در این صندوق‌ها رو جزء گزینه‌های اصلی سرمایه‌گذاری قرار داد.

۳. با توجه به تاثیرگذاری عامل مومنتوم بر بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاران می‌توانند این عامل را به عنوان یکی از عوامل مهم در انتخاب صندوق مناسب جهت سرمایه‌گذاری در نظر داشته باشند.

محدودیت‌های پژوهش

در هر پژوهش ممکن است محدودیت‌هایی برای محقق وجود داشته باشد که برای رسیدن به بهترین راه‌کار و نتیجه‌گیری صحیح نیاز به تنظیم مفروضات صحیح نسبت به انجام پژوهش باشد. در این پژوهش نیز یکی از محدودیت دوره فعالیت نسبتا کوتاه صندوق‌های سرمایه‌گذاری و همینطور تعداد نسبتا کم آن‌ها بوده است که جامعه پژوهش را محدود ساخته است.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

References

Elton, E; Gruber, M; & Blake, C. (1996), the Persistence of Risk_Ajusted Mutual Fund Performance. *Journal of Business*, 69(2), 133-157.

Fallahi, F; PourabdalhanQuech, M; Bahboodi, D; Mohseni Zanozi, F. (2012). «The Asymmetric Effects of Oil Revenue Shocks on Output in Iran Using Markov - Switching Approach». *Iranian energy economy research journal.* 2(7), 103-127. (In Persian).

Feng, X; Mingshan, Z; & Chan Kam, C. (2014). Smart money or dumb money? A study on the selection ability of mutual fund investors in China. *The North American Journal of Economics and Finance*, 30(3), 154-170.

Frazzini, A; Lamont Owen, A. (2008). Dumb money: Mutual fund flows and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 88(2), 299-322.

Garoosi, M. (2018). Smart money effect among investors of active mutual funds. Tehran. Thesis for the M.Sc. Sharif University of Technology. *Faculty of Management and Economic*s. (In Persian).

George, J; Jianga, H; Zafer, Yuksel. (2017). what drives the "Smart-Money" effect? Evidence from investors' money flow to mutual fund classes. *Journal of Empirical Finance*. 50(1), 39–58.

Gharghori, Ph; Mudumba, S; Veeraraghavan, M. (2007). How Smart Is Money? An Investigation into Investor Behaviour in the Australian Managed Fund Industry. *Pacific-Basin Finance Journal*, 15(5), 494-513.

Gorbani, H. (2012). An Investigation of Stock Selection Ability between Institutional and Individual Investors (Evidence from Stock Exchange of Tehran). Thesis for the M.Sc. Mazandaran University Faculty of Administration and Economic Sciences. (In Persian).

Sinaei, H; basirzad, H; Samandar, M. (2014). Application of Clustering Analysis in Assessing the Performance of Mutual Funds. *Journal of Financial Management Strategy*. 2(1), 1-20. (In Persian).

Hosseini Fahragi, E. (2019). Investigating the effect of inflows and outflows on the dilution of returns of mutual investment funds in Iran. Tehran. Thesis for the M.Sc. Sharif University of Technology. *Faculty of Management and Economics*. (In Persian).

Hosseinzadeh, Z; Fathi, Z; Shafiei, H. (2022). Identifying and Prioritizing Factors Affecting Investor Decision Making: A Model Based on Investor Attitude and Behavior. *Journal of Financial Management Strategy*. 10(39), 29-32. (In Persian).

Hosseini, A; Hosseini, H; Jafari Bagherabadi, E. (2013). «Investigating the Relationship between Mutual Funds Flows and the Stock Index in Tehran Stock Market». *Financial Research Journal*, 15(2), 201-214. (In Persian)

Hsin-Yi Yu. (2012). Where are the Smart Investors? New Evidence of the Smart Money Effect. *Journal of Empirical Finance*, 19(1), 51-64.

Keswani, A. & Stolin, D. (2008), which money is smart? Mutual fund buys and sells of individual and institutional investors. *Journal of Finance,* 63(1), 85-118.

Lynch, A. W. & Musto, D. K. (2003). How investors interpret past fund returns. *The Journal of Finance*, 58(5), 2033-2058.

Munoz, F. (2019). The 'smart money effect' among socially responsible mutual fund investors. *International Review of Economics and Finance*. 5(2), 160–179

Salganik, G. (2012). The Smart Money Effect: Retail versus intuitional mutual funds. *The Journal of Behavioral Finance & Economics*, 3(1), 21-71.

Sapp, T. & Tiwari, A. (2004). Does Stock Return Momentum Explain the Smart Money Effect? *Journal of Finance*, 59(6), 57-82.

Shanken, J. (1990). Intertemporal asset pricing: An Empirical Investigation. *Journal of Ecomometrics*. 62(3), 99-120.

Sorros, JN. (2001). Equity Mutual Fund Managers Performance in Greec, *Journal of Managerial Finance*. 5(1), 68-74.

Vishwanath, S.R. & Krishnamurti, C. (2009). Investment Management: A Modern Guide to Security Analysis and Stock Selection Springer: Berlin.

Warmers, R. (2003). "Is money really smart?" New evidence on the relation between mutual fund flows, manager behavior, and performance persistence, working paper, University of Maryland.

Yamani, E. (2022). The informational role of fund flow in the profitable predictability of mutual funds. *Finance Research Letters*, 51.

Zheng, Lu. (1999). Is Money Smart? A Study of mutual fund investor'fund selection ability. *Journal of Finance*, 54(3), 901-933.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال سیزدهم، شماره چهل و هشتم، بهار ۱۴۰۴
صفحات ۱۹۲-۱۶۷

مقاله پژوهشی

پیش‌بینی بازده سهام مبتنی بر رویکرد مدل‌های میانگین گیری بیزین؛ کوانتوم مالی و تحلیل موجک پیوسته [۱]

فاطمه صراف [۲]، زهرا نصیری [۳]، محمدرضا تنهایی [۴]، قدرت الله امامووردی [۵]، علی نجفی مقدم [۶]

تاریخ دریافت:۱۴۰۲/۱۲/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۹/۲۴

چکیده

مدل‌های خطی با توجه به عدم استخراج صحیح شکل توزیع شرطی داده‌ها؛ عدم ثبت رفتار پویای توزیع شرطی داده‌ها؛ وجود فرض‌های محدودکننده خلاف واقعیت؛ توانایی مناسبی جهت پیش‌بینی بازدهی در دنیای امروز را ندارند. هدف اصلی پژوهش حاضر رفع ابهام در تعیین مدل مناسب جهت پیش‌بینی بازدهی سهام در بازه‌های زمانی مختلف در بازار سرمایه تهران است. این پژوهش از نوع کاربردی می‌باشد. نمونه پژوهش حاضر بازار بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۷/۰۷/۱ تا ۱۴۰۱/۰۷/۱ با داده‌های روزانه است. مدل‌سازی بازدهی سهام با استفاده از ۸ دسته از الگوهای ۱-کلاسیک یا ساختاری، ۲-رگرسیون‌های غیرساختاری؛ ۳-رگرسیون‌های بیزین پارامتر متغیر زمان، ۴-مدل‌های تبدیل موجک گسسته و پیوسته، ۵-رویکردهای فرابتکاری، ۶- شبکه عصبی مصنوعی ساده و عمیق ۷-دیفرانسیل تصادفی ۸- کوانتوم مالی صورت گرفته است. بر اساس نتایج در بازه زمانی کوتاه‌مدت ۱ روزه، مدل‌های میانگین‌گیری بیزین؛ در میان مدت ۱۶ روزه مدل‌های کوانتوم مالی و در بلندمدت ۳۲ روزه مدل‌های موجک پیوسته از دقت بالاتری برخوردار بودند. بر اساس یافته‌های پژوهش می‌توان اذعان داشت برای پیش‌بینی بازدهی سهام لازم است در بازه‌های زمانی مختلف از مدل‌های مختلفی بهره گرفته شود و استفاده از رویکردی یکسان موجب کاهش دقت در بازدهی سهام خواهد شد.

واژگان کلیدی: بازدهی سهام، کوانتوم مالی، میانگین‌گیری بیزین، موجک.
طبقه‌بندی موضوعی: *G12, G1* .

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/jfm.2024.43067.2794

۲. استادیار، گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. نویسنده مسئول. Email: aznyobe@yahoo.com
۳. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: zahra_1896_87@yahoo.com
۴. استاد، گروه فیزیک، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: mtanhayi@gmail.com
۵. استادیار، گروه علوم اقتصادی، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: ghemamverdi@gmail.com
۶. استادیار، گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: alirezanm@yahoo.com

مقدمه

یکی از پیش‌شرط‌های اصلی برای قرار گرفتن در مسیر رشد بلندمدت، تجهیز و تخصیص بهینه منابع در سطح جامعه و اقتصاد است که این امر بدون کمک بازارهای مالی و سرمایه امکان‌پذیر نیست. عملکرد بازارهای مالی به عنوان یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور به شدت بر سایر بخش‌های اقتصاد تأثیرگذار است، به‌گونه‌ای که تحرک و رونق آن‌ها به عنوان یکی از معیارهای سلامت و پویایی اقتصاد کشورها شناخته می‌شود (حسینی‌نیا و همکاران، ۱۴۰۱). علاوه بر این، بسیاری از کشورهای در حال توسعه نیز برای حصول رشد اقتصادی بلندمدت، سیاست توسعه بازار سرمایه را به عنوان یکی از ابزارهای سیاستی در پیش گرفته‌اند (سجودی و موسوی، ۱۴۰۱). کیائو و همکاران[1] (۲۰۲۲)؛ بیان می‌دارند، نقش و اهمیت بازار سهام در ثبات بازارهای مالی مهم و ضروری است. این ضرورت موجب گردیده؛ که پیش‌بینی روند آینده قیمت سهام همواره یک زمینه پژوهشی فعال در دانشگاه‌ها و مراکز پژوهشی باشد (جئون و همکاران[2]، ۲۰۱۷). با توجه به رشد و توسعه بازار سرمایه، پیچیدگی بازارهای مالی و تخصصی بودن تصمیمات سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاران و شاغلان بازارهای مالی نیازمند ابزارها، روش‌ها و مدل‌هایی هستند که در انتخاب گزینه‌های مناسب سرمایه گذاری و بهترین پرتفوی به آن‌ها یاری دهد. این امر موجب توسعه نظریه‌ها، مدل‌ها و روش‌های گوناگونی برای قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی و پیش‌بینی نرخ بازدهی مورد انتظار سهام شده است که نیازمند آزمون تجربی هستند. بازده مورد انتظار، یکی از متغیرهای اصلی در هدایت تصمیمات سرمایه‌گذاران در بورس است و پیش بینی دقیق آن اهمیت بالایی برای سرمایه‌گذاران دارد (پدرو و همکاران[3]، ۲۰۲۰). نوآوری در پیش‌بینی بازار سهام کنجکاوی بسیاری از سهام‌داران و تحلیل‌گران را به خود جلب کرده است. بازار سهام، درحقیقت یک سیستم غیرخطی و آشوب‌ناک است که به عوامل متعدد سیاسی، اقتصادی و روانی وابسته است. تعدد عوامل و ناشناخته بودن برخی از آن‌ها، موجب عدم‌اطمینان در زمینه سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه می‌شود (سماوی و همکاران، ۱۴۰۱). سری‌های مالی دارای رفتاری ماهیتاً پویا، ناپارامتریک و آشوب‌گونه هستند و این امر موجب می‌شود این سری‌ها ذاتاً دارای ریسک باشند و پیش‌بینی آن‌ها به سادگی صورت نپذیرد (القرابی و همکاران[4] ۲۰۲۰؛ عبدالملکی و همکاران ۱۳۹۹). به دلیل چنین ماهیت رفتاری؛ فرضیه‌های گام تصادفی[5] و بازار کارا[6] که امکان پیش‌بینی گشتاور اول (میانگین) و دوم (واریانس) توزیع بازده دارایی‌ها را ممکن می‌دانند؛ با تردید روبرو شده‌اند (آناتولیف و بارونیک[7]، ۲۰۱۹). در نتیجه چالش اصلی در این حوزه، عدم کارایی مدل‌های خطی در پیش‌بینی بازدهی سهام خواهد بود (باساک و همکاران[8]، ۲۰۱۹).

---

1 .Qiao et al.
2. Jeon et al.
3. Pedro et al.
4. El Ghourabi et al.
5 .Random Walk Hypothesis.
6 .Efficient-Market Hypothesis.
7. Anatolyev & Barunik.
8. Basak et al.

روش‌های مختلفی برای پیش‌بینی بازدهی سهام و شناسایی الگوی رفتاری آن به کار گرفته شده‌اند. به عنوان مثال می‌توان به روش‌های یادگیری ماشینی (آزودو و همکاران[1] ۲۰۲۲؛ چینکو و همکاران[2] ۲۰۱۹)؛ ماشین‌های بردار پشتیبان[3] (کائو و تای[4] ۲۰۰۳؛ هوانگ و همکاران[5] ۲۰۰۵؛ دونیس و همکاران[6] ۲۰۱۳؛ رن و همکاران[7] ۲۰۱۹)؛ روش‌های مبتنی بر درخت تصمیم[8] (کاین و همکاران[9] ۲۰۱۳؛ باساکیت ۲۰۱۹[10])؛ الگوریتم تقویت گرادیان[11] یا جنگل تصادفی توزیع شده[12] (هیتون و همکاران[13] ۲۰۱۷؛ فیشر و کراوس۲۰۱۸[14]؛ ژانگ و همکاران ۲۰۱۹). استنتاج بیزی[15] (بودنار و همکاران[16]، ۲۰۱۷)، رمز نگارهای خودکار (گیو و همکاران۲۰۲۰[17]a)، یادگیری تقویتی (مودی و سافل[18]۲۰۰۱؛ ژانگ و همکاران ۲۰۲۰؛ لی و همکاران ۲۰۱۹). مدل‌های پارامتر متغیر زمان (کوبادا و همکاران[19] ۲۰۲۲؛ لئو و همکاران[20] ۲۰۲۲؛ جوهرو و آیکه[21] ۲۰۱۹؛ لی و همکاران ۲۰۲۲)؛ مدل‌های کوانتوم مالی (آلامینوس و همکاران[22] ۲۰۲۲؛ هیون[23]۲۰۱۹؛ باکیو ۲۰۱۸[24])؛ اشاره نمود. بنابراین مسئله اول پژوهش حاضر تعیین مدل بهینه جهت پیش‌بینی بازدهی سهام و نبود یک رویکرد غالب در طراحی مدل بهینه بازدهی سهام است (کوبادا و همکاران ۲۰۲۲؛ لئو و همکاران ۲۰۲۲؛ جوهرو و آیکه ۲۰۱۹؛ کوپ و همکاران[25] ۲۰۱۲، ۲۰۱۳، ۲۰۲۰؛ کروبلیس[26] ۲۰۱۳؛ دراکال[27] ۲۰۱۶). مسئله دوم پژوهش عدم اعتبار مدل‌های

1. Azevedo et al.
2. Chinco et al.
3. Support Vector Machines.
4. Cao & Tay.
5. Huang et al.
6. Dunis et al.
7. Ren et al.
8. Tree-Based Methods.
9. Qin et al.
10. Basak et al.
11. Gradient Boosting Machine.
12. Distributed Random Forest.
13. Heaton et al.
14. Fischer & Krauss.
15. Bayesian.
16. Bodnar et al.
17. Gu et al.
18. Moody & Saffell.
19. Cubadda et al.
20. Liu et al.
21. Juhro & Iyke.
22. Alaminos et al.
23. Haven.
24. Baaquie.
25. Koop et al.
26. Korobilis.
27. Drachal.

پیش‌بینی بازدهی سهام در بازه‌های زمانی مختلف است. عموماً مدل‌های مختلف با توجه به فروضی که بر اساس آن‌ها طراحی شده‌اند توانایی پیش‌بینی را در بازه‌های زمانی مختلف ندارند. براساس پژوهش‌های مختلف ضرایب متغیرهای موثر بر بازدهی سهام در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با یکدیگر متفاوت است؛ این ادعا بر اساس اصل لوشاتلیه در اقتصاد است که بیان می‌دارد، میزان کشش در بلندمدت عموماً بزرگ‌تر از کوتاه‌مدت است و تفاوت معنی‌داری میان ضرایب و کشش‌ها در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت وجود دارد. با توجه به توضیحات ارائه شده، مسئله دوم پژوهش حاضر تعیین مدل بهینه در بازه‌های زمانی مختلف است.

بر این اساس، سازمان‌دهی پژوهش حاضر به قرار زیر است؛ در بخش دوم به مبانی نظری پژوهش و مطالعات تجربی انجام شده در داخل و خارج از کشور پرداخته می‌شود. در بخش سوم و چهارم، فرضیه‌ها یا سئوالات پژوهش بیان و روش‌شناسی پژوهش شامل مدل‌ها و داده‌های مورد استفاده معرفی خواهد شد. در بخش پنجم، یافته‌های تجربی حاصل از برآورد مدل‌ها ارائه می‌شود و در نهایت، در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادها مطرح می‌شوند.

مبانی نظری پژوهش

در طول دهه‌های گذشته، بخش عظیمی از مطالعات تئوریک و تجربی صرف فرموله کردن مدل‌های پیش‌بینی نوسان و بازدهی سهام مناسب شده است (رهنمای رودپشتی و کلانتری دهقی، ۱۳۹۳). فرضیه خرد توده‌ای[1] بیان می‌کند که افراد بسیاری که هرکدام اطلاعات محدودی دارند می‌توانند ارزیابی‌های بسیار دقیقی انجام دهند، اگر اطلاعات آن‌ها به شکلی مناسب استخراج شود و به نوعی در تقابل فرضیه بازار کارا و فرآیند گام تصادفی است (باساک و همکاران، ۲۰۱۹). به وسیله نظریه آشوب می‌توان الگو و نظم پیچیده حاکم بر رفتار چنین متغیرهایی را کشف و برای پیش‌بینی روند آتی آن‌ها در کوتاه‌مدت استفاده کرد و اغلب درون بی‌نظمی و آشوب، الگویی از نظم وجود دارد که بازارهای مالی هم این چنین می‌باشند (ژانگ و لی[2]، ۲۰۱۸). اطلاع از تغییرات قیمت سهام برای یک مبادله‌گر در بازار سهام از اهمیت حیاتی برخوردار است؛ چرا که در صورت پیش‌بینی صحیح از مسیر حرکت قیمت، منتفع و در غیر این صورت متضرر خواهد شد؛ مشکلات و مسائل پیش‌بینی مدت‌ها است که وجود دارد و محققان همواره در تلاش برای کشف استراتژی‌های جدید و بهترند (رستمی و مکیان، ۱۴۰۱). در این راستا، بسیاری از محققان برای پیش‌بینی شاخص سهام بر مدل‌های آماری متمرکز شده‌اند؛ اما آنچه باید بدان توجه کرد، انجام پیش‌بینی درست برای بازار سهام به دلیل ویژگی‌های چون پویایی و غیرخطی بودن بسیار دشوار است (جئون و همکاران، ۲۰۱۷). به طور کلی، هدف یک پیش‌بینی می‌تواند در سه دسته کلی زیر جای گیرد (کیم[3] و هان، ۲۰۱۶).

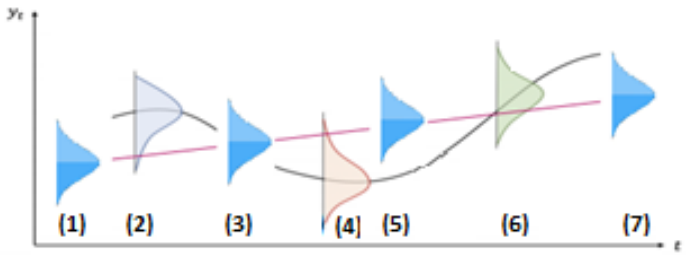
۱-پیش‌بینی یک پیشامد با فرض آنکه زمان وقوع پیشامد مشخص است.

۲- پیش‌بینی زمان وقوع یک اتفاق با فرض آنکه پیامد اتفاق مشخص است.

1. Wisdom of Crowd Hypothesis.
2. Zhang & Li.
3. Kim & Han.

۳-پیش بینی سری زمانی که در آن مقادیر یک متغیر در طول زمان پیش‌بینی می‌شود.

پژوهش حاضر در دسته سوم جای می‌گیرد و در این راستا، از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود. همچنین هنگام پیش‌بینی؛ پیش‌بینی‌کننده باید تصمیم بگیرد که نوع پیش‌بینی به کدام صورت زیر است: ۱-پیش‌بینی نقطه‌ای، ۲-پیش‌بینی فاصله‌ای؛ ۳- پیش‌بینی چگالی احتمال؛ روش‌های کلاسیک پیش‌بینی در مدل‌های سری زمانی بر مورد اول و دوم فوق تکیه دارند و تنها در مورد پیش‌بینی پیشامدها یا زمان‌های رخداد یک اتفاق معین، از پیش‌بینی چگالی مقادیر آتی متغیر استفاده می‌کنند. برخلاف این روش‌ها مدل‌های بیزین سری زمانی به پیش‌بینی چگالی احتمال مقادیر آتی متغیر سری زمانی مورد نظر می‌پردازند. به نظر می‌رسد که در این حالت نسبت به روش‌های کلاسیک در سری‌های زمانی، اطلاعات بیش‌تری راجع به متغیری که پیش‌بینی می‌شود در دست خواهد بود. در حالی که برخی از محققین حوزه بازارهای سهام بر طبیعت غیرخطی بازار سهام تأکید دارند و از اینرو، به جای استفاده از روش پیش‌بینی سری زمانی از ساختار مدل‌های غیرخطی و الگوریتم‌های آموزشی برای پیش‌بینی استفاده کرده‌اند (رستمی و مکیان، ۱۴۰۱)؛ همانگونه که در نمودار شماره (۱)؛ مشهود است در نمودارهای غیرخطی توزیع ضرایب در طی زمان با توجه به واریانس و میانگین ضرایب تغییر نموده و ضرایب برآوردی برخلاف مدل‌های خطی از تابع توزیع متقارن و یکسانی برخوردار نیستند. در رویکرد خطی که با رنگ قرمز و خط مستقیم نمایش داده شده است؛ توزیع داده‌ها در نقاط (۱)، (۳)، (۵) و (۷) دارای میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی یکسانی هستند. در نمودار غیرخطی که بر اساس یک منحنی و رنگ سیاه مشخص شده است، توزیع داده‌ها در نقاط (۲)، (۴) و (۶) دارای میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی یکسانی نیستند؛ در نتیجه در این حالت امکان وقوع فروض رگرسیونی وجود نداشته و مدل‌های خطی در برآورد مدل از کارایی لازم برخوردار نخواهند بود.



نمودار ۱. تفاوت مدل‌های خطی و غیرخطی در برآورد ضرایب در طی زمان

کارایی مدل‌های اشاره شده به نوع بازار مورد بررسی، بازه زمانی مورد بررسی، کشور مورد بررسی و متغیرهای ورودی و متغیر وابسته تعریف شده دارد (کوپ و همکاران، ۲۰۲۰)؛ اما آنچه مسلم است عموماً رویکرد مدل‌های غیرخطی از دقت بالاتری نسبت به مدل‌های خطی برخوردار است و ضرایب برآوردی در طی زمان ثابت نیستند و به مدل‌های با انعطاف‌پذیری بالا در برآورد ضرایب نیاز می‌باشد (کوپ و همکاران

۲۰۲۰؛ کوبادا و همکاران ۲۰۲۲؛ لئو و همکاران ۲۰۲۲؛ جوهرو و آیکه ۲۰۱۹؛ لی و همکاران ۲۰۲۲). در ادامه نتایج چند پژوهش داخلی و خارجی در حوزه پیش‌بینی بازدهی سهام ارائه شده است.

پیشینه پژوهش

آرمن و همکاران (۱۴۰۱)؛ از یک مدل خودرگرسیون برداری عاملی تعمیم‌یافته با پارامترهای متغیر طی زمان برای ساخت شاخصی به منظور پیش‌بینی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۸ استفاده نمود. مطابق نتایج، شوک وارد شده از ناحیهٔ بهبود شاخص شرایط مالی به واکنش مثبت در شاخص بازار سهام منجر شده است؛ همچنین در شاخص شرایط مالی استخراج‌شده، توانایی پیشی‌بینی زیادی وجود دارد. صراف و همکاران (۱۴۰۱)؛ در پژوهش خود به پیش‌بینی نوسان شاخص‌کل و شاخص بازده نقدی و قیمت بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل نوسان‌گر هماهنگ کوانتومی در بازه فروردین ۱۳۹۰ الی اسفند ۱۳۹۹ پرداختند. نتایج نشان داد که در شاخص کل قیمت بورس، حرکت براونی هندسی به همراه انرژی متناظر بازار، مدل مناسبی در پیش‌بینی نوسانات است؛ اما در شاخص بازده نقدی و قیمت این کارآمدی تنها در طول دوره کوتاه‌مدت ۲۴ ماهه مشاهده شد. وزیری کردستانی و همکاران (۱۴۰۱)؛ روش الگوریتم شبکه عصبی خود بازگشتی دوطرفه (BiLSTM)، را برای پیش‌بینی قیمت سهام ارزیابی کردند. در این راستا از چندین تکنیک یادگیری ماشین جهت پیش‌بینی قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و فرابورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۸ استفاده شد. نتایج این پژوهش نشان داد که مدل ترکیبی الگوریتم شبکه عصبی خود بازگشتی دو طرفه و روش انبوه ذرات PSO-BiLSTM در پیش‌بینی قیمت‌های سهام مورد مطالعه، عملکرد بهتری نسبت به سایر الگوریتم‌های یادگیری ماشین دارد. دیجتل و همکاران[1] (۲۰۲۳)؛ مجموعه‌ای جامع از متغیرهای پیش‌بینی‌کننده بازدهی سهام را در پنج کشور بزرگ منطقه یوروی برای پیش‌بینی سقوط بازار سهام استفاده نمود. براساس نتایج مدل‌های شبکه عصبی نسبت به مدل‌های تک متغیره و لجستیک چند متغیره از کارایی بالاتری برخوردار بودند. سگنون[2] (۲۰۲۳)؛ به بررسی عوامل موثر بر پیش‌بینی نوسانات میانگین بازده شاخص داوجونز در افق‌های ماهانه در بازه زمانی ۱۲۲ ساله با الگوی (MSGARCH-AR-MIDAS)، پرداختند و نشان دادند که تأثیر و معنی‌داری متغیرهای پیش‌بینی‌کننده به نوع مدل برآوردی حساس می‌باشند. بر اساس نتایج مدل‌های غیرخطی از دقت بالاتری در برآورد مدل برخوردار بودند. آزودو و همکاران (۲۰۲۲)؛ اقدام به مدل‌سازی افزایش ناهنجاری‌های بازار سهام آلمان با استفاده از یادگیری ماشینی نمودند و پیش‌بینی‌پذیری ۲۹۹ ناهنجاری بازار سرمایه با ۳۰ رویکرد یادگیری ماشین و بیش از ۲۵۰ مدل در یک مجموعه داده با بیش از ۵۰۰ میلیون مشاهده در ماه، از ابتدای سال ۲۰۰۳ تا پایان ۲۰۲۰ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بیانگر قوی‌تر بودن مدل‌های غیرخطی نسبت به مدل‌های خطی

1. Dichtl et al.
2. Segnon et al.

در شناسایی ناهنجاری‌های بازار سهام است. لئو و همکاران (۲۰۲۲)؛ با استفاده از هیبرید شبکه‌های عصبی و مکانیک کوانتومی اقدام به پیش‌بینی بازدهی سهام از ابتدای سال ۲۰۰۴ تا اواسط سال ۲۰۲۰ نمودند. این مدل با پیش‌بینی قیمت‌های پایانی شش بازار سهام تأیید گردید، نتایج شبیه‌سازی نشان داد که الگوریتم پیشنهادی از مدل‌های خطی دقت نسبتاً بالایی برخوردار است. کوبادا و همکاران (۲۰۲۲)؛ برای بازدهی سهام آمریکا با استفاده از ترکیب TVP-FAVAR و مارکوف سویچینگ از ابتدای سال ۱۹۶۰ تا پایان سال ۲۰۱۹ بدین نتیجه دست یافتند که مدل‌های مذکور از دقت بالاتری نسبت به روش‌های سنتی برخوردارند و همچنین دقت این مدل‌ها تابع رژیم‌های مختلف اقتصادی است.

در جمع‌بندی نتایج تجربی و نظری شکافی که قابل مشاهده است عدم توجه به مدل بهینه در زمان‌های مختلف و استفاده صرفاً از یک رویکرد مشخص در تمامی بازه‌های زمانی است. تحقیق حاضر سعی دارد سه ابهام اصلی را در تعیین مدل بهینه رفع نماید: ۱- ابهام در تغییر ضرایب در طی زمان ۲- ابهام در تغییر روابط در مقیاس‌های مختلف زمانی ۳- ابهام در لحاظ ننمودن دوره‌های تناوب رفتار بازدهی سهام. برای رفع این شکاف و ابهامات در تحقیق حاضر از رویکرد مدل‌های پارامتر متغیر زمان، کوانتوم مالی و تحلیل موجک پیوسته همدوسی در کنار سایر مدل‌ها بهره گرفته شده است.

فرضیه‌ها یا پرسش های پژوهش

- لحاظ نمودن تغییر ضرایب در طی زمان؛ موجب افزایش کارایی در پیش‌بینی سهام نسبت به مدل‌های خطی می‌شود.
- لحاظ نمودن ارتباط مقیاس‌های زمانی؛ موجب افزایش کارایی در پیش‌بینی سهام نسبت به مدل‌های خطی می‌شود.
- لحاظ نمودن دوره‌های تناوب رفتار بازدهی سهام؛ موجب افزایش کارایی در پیش‌بینی سهام نسبت به مدل‌های خطی می‌شود.
- دقت مدل‌های برآوردی در پیش‌بینی بازدهی سهام در افق‌های زمانی مختلف یکسان نمی‌باشد.

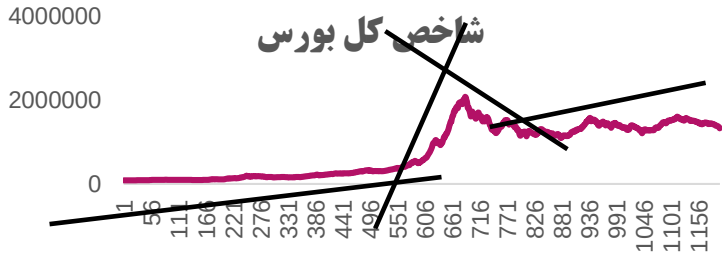
روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش با هدف مدل‌سازی معیاری نوین جهت مدل‌سازی پیش‌بینی توزیع بازدهی سهام نگاشته شده، در نتیجه از نوع کاربردی می‌باشد. با استفاده از روش کتابخانه‌ای مبانی نظری و همچنین، پیشینه پژوهش نگاشته شده است. رویکرد این پژوهش به دلیل استفاده از بازده شاخص کل بورس به صورت پس رویدادی است. قلمروی زمانی داده‌های مورد استفاده در این پژوهش داده‌های روزانه ۱۳۹۷/۰۷/۱ تا ۱۴۰۱/۰۷/۱ است. بازه زمانی پژوهش در این حوزه با توجه به روزهای فعال بورس که به طور متوسط ۲۷۰ روز یا کم‌تر است، از ۱۱۹۸ داده تشکیل شده است. در این راستا منابع اطلاعاتی معتبر، برای داده قیمتی شاخص کل بورس از نرم‌افزار ره‌آورد نوین سه بهره گرفته می‌شود. در این پژوهش اقدام به پیش‌بینی بازدهی سهام براساس ۸ دسته از الگوهای برآوردی ۱-کلاسیک یا ساختاری، ۲-رگرسیون‌های غیرساختاری، ۳-رگرسیون‌های بیزین پارامتر متغیر زمان، ۴-مدل‌های تبدیل موجک

گسسته و تبدیل پیوسته، ۵-رویکردهای فرابتکاری، ۶-رویکردهای شبکه عصبی مصنوعی ساده و عمیق ۷-دیفرانسیل تصادفی ۸- کوانتوم مالی پرداخته شد. پیش‌بینی‌های در بازه زمانی کوتاه‌مدت ۱ روز، میان‌مدت ۱۶ روز و بلندمدت ۳۲ روز صورت گرفت.

یافته‌های پژوهش

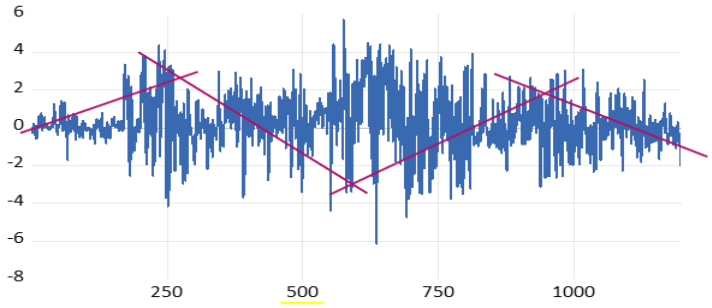
در این بخش ابتدا، آمار توصیفی داده‌ها ارائه شده و در ادامه نتایج آمار استنباطی ارائه می‌گردد. نمودار (۲)، وضعیت شاخص کل بورس را در بازه زمانی مورد بررسی را ارائه می‌دهد.



نمودار ۲. شاخص کل بورس

تذکر: محور افقی داده‌های تحقیق به صورت روزانه[1] و محور عمودی مقدار شاخص کل بورس

میزان شاخص بازدهی سهام در بازه زمانی تحقیق به شرح نمودار (۳)، بدست آمده است. همانگونه که از روندهای شاخص بورس مشاهده می‌گردد، روند این شاخص از چند قطعه اصلی تشکیل شده که موجب می‌گردد مدل‌های خطی نتوانند پیش‌بینی صحیحی از این شاخص ارائه نماید.



نمودار ۳. شاخص کل بازدهی سهام

تذکر: محور افقی داده‌های تحقیق به صورت روزانه و محور عمودی مقدار شاخص کل بورس

۱. علت عدم استفاده از تاریخ داده‌ها به جای شماره داده‌ها (تعداد روزها) در نمودارهای ارائه شده؛ بهم ریختگی در نمودارهای ترسیمی بوده است.

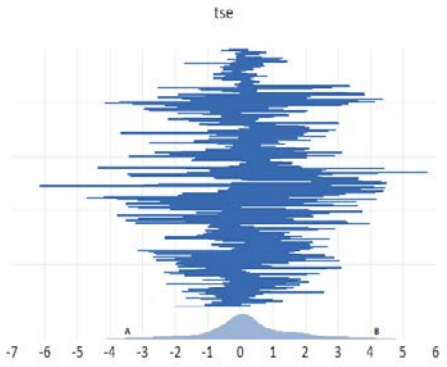
بر اساس نمودار شماره (۳)، این فرآیند غیرخطی در شاخص بازدهی سهام نیز مشاهده می‌گردد. شکل این نمودار به صورت محدب– مقعر می‌باشد. معمولاً چنین حالتی وقتی روی می‌دهد که داده‌های بازده بخاطر فروش‌های کوتاه مدت یا کاهش کلی ذخایر سرمایه شرکت‌ها تحت تأثیر قرار گیرند. ویژگی محدب – مقعر منجر به کشیدگی بالای داده‌های بازده نسبت به توزیع نرمال می‌شود بدین معنی که بازده‌های مثبت بزرگ یا منفی بزرگ بیش‌تر از حالت نرمال روی می‌دهند. در ادامه آمار توصیفی شاخص بازدهی سهام ارائه شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی بازدهی شاخص بورس

شاخص	میزان
میانگین	۰/۲۳۹۸۱۱
میانه	۰/۱۲۷۲۸۵
ماکزیمم	۵/۷۲۴۸۸۳
مینیمم	-۶/۱۴۳۹۸۷
انحراف معیار	۱/۴۶۴۰۴۲
چولگی	۰/۰۷۱۱۶۶
کشیدگی	۴/۱۲۹۵۷۴
جارک برا	۶۴/۶۴۷۷۵
سطح احتمال	۰/۰۰۰۰۰
تعداد مشاهدات	۱۱۹۷

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۱)، چولگی مثبت و کشیدگی مثبت شدید در تابع توزیع بازدهی سهام مشاهده می‌گردد. نتایج شاخص آماره جاک–برا نیز این واقعیت را به تصویر می‌کشد. بر اساس شاخص آماره جارک برا تابع توزیع دارای عدم نرمالیتی بالایی است.



نمودار ۴. تابع توزیع چگالی بازدهی سهام

فرآیند توزیع داده‌ها داده بر اساس تابع چگالی به صورت نمودار فوق است. همانگونه که مشاهده می‌گردد دامنه سمت راست، کشیده‌تر (حدود عدد ۵)، که با نقطه B نمایش داده شده است؛ اما دامنه سمت چپ در حدود عدد (۴-)، که با نقطه A نمایش داده شده است. در این بخش جهت پیش‌گیری از رگرسیون جعلی و کاذب اقدام به بررسی مانایی داده‌های تحقیق نموده‌ایم. با توجه به استفاده از اطلاعات سری زمانی در برآورد مدل، لازم است پیش از برآورد، مانایی[1] و درجه انباشتگی[2] متغیرهای مدل جهت جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب مورد بررسی قرار گیرد. در ادامه جدول شماره (۲)، آزمون ریشه واحد را به تصویر می‌کشد:

جدول ۲. آزمون ریشه واحد در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها[3]

عنوان	آزمون ریشه واحد در سطح		آزمون ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول	
	دیکی-فولر تعمیم یافته[5]	فلیپس- پرون[4]	دیکی-فولر تعمیم یافته	فلیپس -پرون
شاخص کل	-۳,۳۱	-۴,۰۴	-۸,۶۹	-۹,۷۶
حجم مبادلات	-۴,۷	-۳,۴۳	-۶,۹۷	-۱۰,۷۵
تعداد مبادلات	-۳,۹۵	-۴,۹	-۶,۷۸	-۶,۸۱
وضعیت رونق و رکود بازار سرمایه	-۵,۷۷	-۸,۸۹	-۷,۳۹	-۹,۳۹

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته و فلیپس پرون متغیرهای شاخص کل؛ حجم مبادلات؛ تعداد مبادلات و وضعیت رونق و رکود بازار سرمایه در سطح معنی‌دار ۱ درصد مانا؛ بنابراین به لحاظ ریشه واحد متغیرها هیچ محدودیتی در استفاده از مدل‌های اشاره شده در تحقیق نیست.

با توجه به اینکه آزمون‌های ریشه واحد متعارف مانند دیکی-فولر و فلیپس-پرون شکست ساختاری در سری زمانی را در نظر نمی‌گیرند، ممکن است نتایج جعلی و کاذب به دست آید؛ به همین دلیل جهت جلوگیری از نتایج جعلی به بررسی ریشه واحد داده‌های سری زمانی متغیرهای تحقیق توسط آزمون زیوت-اندروس[6] در جدول شماره (۳)، پرداخته شده است:

1. Stationary.
2. Integration.
۳. نقاط بحرانی براساس سطح معنی‌داری یک درصد ارائه شده برابر با ۳,۵۹- است.
4. Phillips-Perron Test.
5. Augmented Dicky Fuller Test.
6. Zivot-Andrews.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد زیوت-اندروس[1]

عنوان	آزمون ریشه واحد در سطح		آزمون ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول	
	زیوت -اندروس	شکست ساختاری	زیوت -اندروس	شکست ساختاری
شاخص کل	-۵,۰۴	۱۳۹۹/۴/۱۷	-۷,۰۲	۱۳۹۹/۵/۲۰
حجم مبادلات	-۵,۵۴	۱۳۹۹/۵/۰۹	-۵,۵۴	۱۳۹۹/۶/۱۱
تعداد مبادلات	-۴,۶۳	۱۳۹۹/۰۷/۱۲	-۹,۱۴	۱۳۹۹/۸/۴
وضعیت رونق و رکود بازار سرمایه	-۲,۸۷	۱۳۹۹/۰۶/۱۱	-۶,۰۱	۱۳۹۹/۶/۱۹

منبع: محاسبات پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۳)، وجود شکست ساختاری در داده‌های تحقیق مورد تأیید قرار گرفت. در نتیجه احتمال وقوع پدیده رفتار نامتقارن و تابعیت از یک رفتار غیرخطی در داده‌های تحقیق وجود دارد. در بخش‌های بعدی اثبات می‌شود که؛ مدل‌های غیرخطی کارایی بالاتری نسبت به مدل‌های خطی در برآورد پیش‌بینی بازدهی سهام دارند.

برای بررسی یک مدل پیش‌بینی و یا انتخاب بهترین مدل از بین مدل‌های مختلف برای سری زمانی به شاخصی نیاز است که به کمک آن تصمیم لازم درخصوص قبول یا رد مدل پیش‌بینی اتخاذ شود. به طور کلی هر چه مقدار واقعی سری (Xt) به مقدار پیش‌بینی شده آن ($\widehat{X_t}$) نزدیک‌تر باشد، بر «صحت» بیش‌تر مدل پیش‌بینی دلالت دارد؛ بنابراین، در این مطالعه از دو شاخص استاندارد مجموع مربعات خطای پیش‌بینی (MSFE)[2] میانگین مطلق خطای پیش‌بینی (MAFE)[3]، استفاده شده است که به شکل روابط (۱) و (۲) هستند.

$$MSFE = \frac{\sum_{\tau=\tau_0}^{T}[y_\tau - E\,(y_\tau|Data_{\tau-h})\,]^2}{T-\tau_0+1} \qquad (۱)$$

$$MAFE = \frac{\sum_{\tau=\tau_0+1}^{T}[y_\tau - E\,(y_\tau|Data_{\tau-h})\,]}{T-\tau_0+1} \qquad (۲)$$

که در آن $Data_{\tau-h}$ اطلاعات به دست آمده از دوره $\tau-h$ هستند که h همان افق زمانی پیش‌بینی است و $E\,(y_\tau|Data_{\tau-h})$ نیز پیش‌بینی نقطه‌ای[4] y_τ است. نتایج این محاسبات در جدول شماره (۴)، ارائه شده است:

۱. نقاط بحرانی براساس سطح معنی‌داری یک درصد ارائه شده برابر با ۵,۳۴- است.

2. Mean Squared Forecast Error.

3. Mean Absolute Forecast Error.

4 .Point Forecast.

جدول ۴. معیارهای عملکرد پیش‌بینی در افق‌های پیش‌بینی مختلف

		۱ روزه		۱۶ روزه		۳۲ روزه	
نوع مدل بازه پیش‌بینی ۱ روزه		MAFE	MSFE	MAFE	MSFE	MAFE	MSFE
مدل‌های بیزین- پارمتر متغیر زمان[1]	$TVP-AR(1)-X \quad DMA(\alpha=\lambda=0.99)$[2]	۰.۰۷۱	۰.۰۰۹	۰.۰۸۷	۰.۰۱۱	۰.۱۲۵	۰.۰۱۶
	$TVP-AR(1)-X \quad DMA(\alpha=\lambda=0.95)$	۰.۰۶۲	۰.۰۰۷	۰.۰۷۶	۰.۰۰۹	۰.۱۰۹	۰.۰۱۲
	$TVP-AR(1)-X \quad DMA(\alpha=\lambda=0.90)$	۰.۰۵۷	۰.۰۰۶	۰.۰۷۰	۰.۰۰۷	۰.۱۰۰	۰.۰۱۱
	$TVP-AR(1)-X \quad DMS(\alpha=\lambda=0.99)$[3]	۰.۰۷۶	۰.۰۱۴	۰.۰۹۳	۰.۰۱۷	۰.۱۳۴	۰.۰۲۵
	$TVP-AR(1)-X \quad DMS(\alpha=\lambda=0.95)$	۰.۰۶۷	۰.۰۰۸	۰.۰۸۲	۰.۰۱۰	۰.۱۱۸	۰.۰۱۴
	$TVP-AR(1)-X \quad DMS(\alpha=\lambda=0.90)$	۰.۰۵۳	۰.۰۰۶	۰.۰۶۵	۰.۰۰۷	۰.۰۹۳	۰.۰۱۱
	$TVP-AR(1)-X \quad DMA(\alpha=0.99,\lambda=1)$	۰.۰۷۳	۰.۰۱۰	۰.۰۹۰	۰.۰۱۲	۰.۱۲۹	۰.۰۱۸
	$TVP-AR(1)-X \quad DMA(\alpha=0.95,\lambda=1)$	۰.۰۶۷	۰.۰۰۸	۰.۰۸۲	۰.۰۱۰	۰.۱۱۸	۰.۰۱۴
	$TVP-AR(1)-X \quad BMA(\alpha=\lambda=1)$[4]	۰.۰۱۴	۰.۰۰۲	۰.۰۱۷	۰.۰۰۲	۰.۰۹۵	۰.۰۶۴
	WLS[5]	۰.۰۲۰	۰.۰۲۲	۰.۰۲۵	۰.۰۲۷	۰.۰۷۵	۰.۰۵۹
مدل‌های غیر ساختاری	$BVAR \quad -Minnesota$[6]	۰.۰۷۸	۰.۰۱۱	۰.۰۹۶	۰.۰۱۴	۰.۱۳۷	۰.۰۱۹
	VAR	۰.۰۸۳	۰.۰۱۲	۰.۱۰۲	۰.۰۱۵	۰.۱۴۶	۰.۰۲۱
	ARMA[7][8]	۰.۰۵۰	۰.۰۱۷	۰.۰۶۲	۰.۰۲۱	۰.۰۸۸	۰.۰۳۰
	MSVAR[9] (رژیم رونق)	۰.۰۳۳	۰.۰۲۹	۰.۰۴۱	۰.۰۳۶	۰.۰۵۸	۰.۰۵۱
	MSVAR(رژیم رکود)	۰.۰۱۴	۰.۰۰۳	۰.۰۴۷	۰.۰۲۴	۰.۰۲۵	۰.۰۰۵
	MSVAR(رژیم عادی)	۰.۰۵۱	۰.۰۰۹	۰.۰۶۳	۰.۰۱۱	۰.۰۹۰	۰.۰۱۶
مدل‌های ساختاری	OLS	۰.۱۵۷	۰.۱۰۶	۰.۱۹۳	۰.۱۳۰	۰.۲۷۷	۰.۱۸۷
	GLS	۰.۱۴۶	۰.۰۹۰	۰.۱۸۰	۰.۱۱۱	۰.۲۵۷	۰.۱۵۹
مدل‌های موجک	گسسته	۰.۰۴۷	۰.۰۰۸	۰.۰۵۸	۰.۰۱۰	۰.۰۸۳	۰.۰۱۴
	پیوسته	۰.۰۳۳	۰.۰۰۶	۰.۰۴۱	۰.۰۰۷	۰.۰۵۸	۰.۰۱۱

۱. مدل‌های TVP-DMA، TVP-DMS و BMA براساس نتایج کوپ (۲۰۰۹، ۲۰۱۱، ۲۰۲۰) و کروبلیس (۲۰۱۳، ۲۰۱۹)، قابلیت پیش‌بینی در افق‌های زمانی مختلف را دارند. در تحقیقات داخلی می‌توان به محمدی تیمور و همکاران ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ و۱۴۰۱ در حوزه پیش بینی تورم، رشد اقتصادی، کریمی و همکاران ۱۴۰۱ در حوزه پیش بینی فرار مالیاتی، رسولی ۱۳۹۹ در حوزه بیکاری و شیخلی و همکاران ۱۴۰۱ در حوزه بحران بانکی اشاره نمود.

2 . Time-Varying Parameter Dynamic Model Averaging.

3 . Time-Varying Parameter Dynamic Model Selection.

4. Bayesian Model Averaging.

5. Weighted Least Squares.

6. Bayesian Vector Autoregression.

7. Autoregression (AR) Analysis and Moving Average (MA).

۸. با توجه به مانا بودن سری بازدهی سهام از مدل آریما بهره گرفته نشده است.

9. Markov-Switching Vector Autoregression.

		۱ روزه		۱۶ روزه		۳۲ روزه	
نوع مدل بازه پیش‌بینی ۱ روزه		MAFE	MSFE	MAFE	MSFE	MAFE	MSFE
رویکردهای فراابتکاری	الگوریتم مورچگان [1] (ACO)،	۰.۰۷۳	۰.۰۱۰	۰.۰۹۰	۰.۰۱۲	۰.۱۲۹	۰.۰۱۸
	الگوریتم ازدحام ذرات [2] (PSO)	۰.۰۸۷	۰.۰۰۹	۰.۱۰۷	۰.۰۱۱	۰.۱۵۳	۰.۰۱۶
	الگوریتم کلونی زنبور عسل [3] (ABC)	۰.۰۷۴	۰.۰۰۲	۰.۰۹۱	۰.۰۰۲	۰.۱۳۰	۰.۰۰۴
	الگوریتم رقابت استعماری [4] (ICA)	۰.۱۰۰	۰.۳۲۱	۰.۱۲۳	۰.۳۹۵	۰.۱۷۶	۰.۵۶۵
رویکردهای شبکه عصبی	پرسپترون [5]	۰.۰۷۸	۰.۰۱۱	۰.۰۹۶	۰.۰۱۴	۰.۱۳۷	۰.۰۱۹
	RNN [6]	۰.۰۸۳	۰.۰۱۲	۰.۱۰۲	۰.۰۱۵	۰.۱۴۶	۰.۰۲۱
	Feed Forward	۰.۰۷۰	۰.۰۱۶	۰.۰۸۶	۰.۰۲۰	۰.۱۲۳	۰.۰۲۸
	CNN [7]	۰.۰۶۳	۰.۰۲۸	۰.۰۷۷	۰.۰۳۴	۰.۱۱۱	۰.۰۴۹
	شبکه عصبی عمیق	۰.۰۷۱	۰.۰۰۹	۰.۰۸۷	۰.۰۱۱	۰.۱۲۵	۰.۰۱۶
دیفرانسیل تصادفی	GBM [8]	۰.۰۶۲	۰.۰۰۷	۰.۰۲۶	۰.۰۱۹	۰.۱۰۹	۰.۰۱۲
	Heston	۰.۰۵۷	۰.۰۰۶	۰.۰۳۱	۰.۰۲۷	۰.۱۰۰	۰.۰۱۱
کوانتوم مالی	QHO [9]	۰.۰۷۶	۰.۰۱۱	۰.۰۲۴	۰.۰۱۹	۰.۱۳۴	۰.۰۱۹

منبع: محاسبات پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۴)، قابل مشاهده است، در بازه‌های زمانی متفاوت مدل‌های مختلفی دقت‌های یکسانی را در پیش‌بینی بازدهی سهام ارائه نداده‌اند. در بازه کوتاه‌مدت دقت مدل‌های بیزین؛ در میان‌مدت مدل‌های کوانتوم مالی و در بلندمدت مدل‌های موجک پیوسته از دقت بالاتری جهت پیش‌بینی سهام برخوردار بودند.

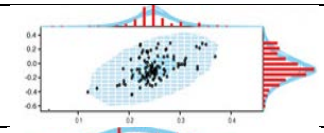
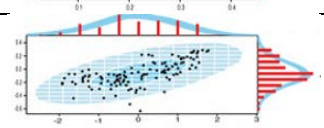
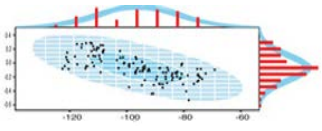
مدل میانگین‌گیری بیزین ($BMA(\alpha = \lambda = 1)$ $TVP - AR(1) - X$) جهت پیش‌بینی کوتاه مدت

مدل‌های پارامتر متغیر در طول زمان (TVP)، روش‌های فضا حالت (مانند فیلتر کالمن)، را به کار می‌گیرند که این موضوع، عموماً در پژوهش‌های تجربی اقتصاد کلان در راستای تجزیه و تحلیل ساختاری و پیش‌بینی استفاده می‌شود. چنانچه مجموعه بزرگی از داده‌ها به منظور پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی استفاده گردد، مدل‌های TVP تمایل به بیش برازشی در داخل نمونه دارند؛ لذا عملکرد پیش‌بینی

1. Ant Colony Optimization.
2. Particle Swarm Optimization.
3. Artificial Bee Colony Algorithm.
4. Imperialist Competitive Algorithm.
5. Perceptron.
6. Recurrent Neural Network.
7. Convolutional Neural Network.
8. Geometric Brownian Motion.
9. Quantum Harmonic Oscillator.

ضعیفی در خارج از نمونه خواهند داشت. برای تصحیح این کاستی‌ها در مدل‌های TVP از مدل‌های DMS [1] و DMA [2]، استفاده شده است (گوپتا و همکاران [3]، ۲۰۱۴). نتایج مدل بیزین در جدول شماره (۵) و نمودار شماره (۵)، ارائه شده است.

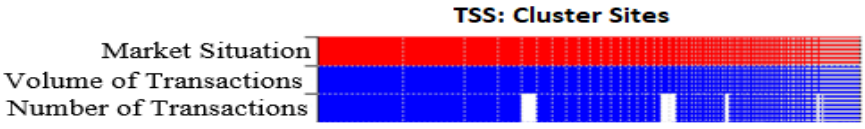
جدول ۵. نتایج مدل میانگین‌گیری بیزین

متغیر	نمونه اول شامل ۱۰۰۰ تکرار شبیه‌سازی		نمونه دوم شامل ۱۰۰۰۰ تکرار شبیه‌سازی		توزیع
	ضریب پیشین	احتمال پیشین	ضریب پسین	احتمال پسین	
حجم مبادلات	0.033	0.543	0.177	0.862	
تعداد مبادلات	0.045	0.698	0.194	0.823	
وضعیت رونق و رکود بازار سرمایه	-0.032	0.794	-0.131	0.916	

منبع: گوپتا (۲۰۱۴)

در نمودار ستون آخر بخش آبی رنگ، فرآیند همبستگی بین متغیرهای موثر بر بازدهی سهام را نمایش می‌دهد و توزیع‌های آبی- قرمز بر روی شکل توزیع‌های پسین مختلف از برآوردهای متعدد نمایش داده شده و توزیع مشترک مابین این توزیع‌ها در سمت راست هر نمودار نمایش داده شده است. بر اساس توزیع پسین مشترک متغیرهای شناسایی شده نقش مهمی در پیش‌بینی بازدهی دارند؛ چرا که احتمال پسین متغیرها بیش از ۵۰ درصد است. با توجه به نتایج جدول (۵)، متغیرهای حجم مبادلات و تعداد مبادلات تأثیر مثبتی بر بازدهی سهام دارند (توزیع همبستگی مثبت در نمودار)؛ همچنین بر اساس نتایج وضعیت رونق و رکود بازار سرمایه بر بازدهی سهام تأثیر منفی دارد، بدین معنی که وضعیت اقتصادی کشور در بازه زمانی مورد بررسی در وضعیت مناسبی قرار ندارد. جهت اطمینان از ثبات علامت ضرایب برآورد در ۱۰۰۰۰ بار تکرار برآورد نمایش داده شده است. تنها تغییر در علامت ضرایب در متغیر تعداد مبادلات مشاهده می‌گردد (نقاط سفید رنگ)، در نتیجه نتایج پژوهش قابلیت اتکای بالایی دارد.

1. Dynamic Model Selection.
2. Dynamic Model Averaging.
3. Gupta et al.



نمودار ۵. علامت ضرایب برآوردی در مدل میانگین‌گیری بیزین

فیزیک کوانتومی[1] جهت پیش‌بینی میان‌مدت بازدهی سهام

در طول چند سال گذشته، پژوهش پیرامون تجزیه‌تحلیل دینامیک نرخ سهام با استفاده از مدل‌های فیزیک کوانتومی، رایج‌تر شده، مانند آن‌هایی که حرکت یک ذره‌ی به دام افتاده در یک چاه یا یک ذره‌ی دارای حرکت براوانی کوانتومی را توصیف می‌کنند. مزیت مدل‌های کوانتومی نسبت به مدل‌های سنتی، این است که آن‌ها اغلب، اثر شرایط بازار روی بازده سهام را بهتر توصیف می‌کنند و این توصیف بهتر، ناشی از چگونگی برخورد مدل‌های کوانتومی با سطوح انرژی ذره است که منجر به مدل‌سازی بسیار دقیق‌تر می‌شود. سهام دارایی مالی ریسکی است که قیمت آن تحت رفتارهای غیرقابل‌پیش‌بینی قراردارد و این ممکن است دلیل اصلی جذابیت سهام برای سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر باشد، این نشان می‌دهد که قیمت سهام را می‌توان به شیوه‌ای تصادفی توصیف کرد. براساس مکانیک کوانتومی، با یک سهام در بازار سهام به عنوان یک نوسانگر هماهنگ کوانتومی برخورد می‌گردد، معادله شرودینگر که اغلب معادله موج شرودینگر[2] نامیده می‌شود، معادله بنیادی فیزیک برای توصیف رفتار مکانیک کوانتومی است. با حل معادله شرودینگر نوسانگر هماهنگ، شکل تابع موج ذره در زمان آینده مشخص؛ بنابراین امکان تعیین توزیع مکان، اندازه حرکت و سایر خواص ذره وجود خواهد داشت (اهوادو و اوگانفیدیتیمی[3]، ۲۰۱۸). در این پژوهش ما از مدل نوسانگر هماهنگ کوانتومی اهن و همکاران (۲۰۱۸)، استفاده می‌کنیم. که معادله فوکر-پلانک[4] را برای تابع چگالی احتمال بازدهی‌های سهام در نظر گرفته و به یک معادله شرودینگر مستقل از زمان تبدیل می‌شود. تحلیل ریاضی معروف معادله شرودینگر، یک جواب تحلیلی برای تابع چگالی احتمال بازدهی‌های سهام به وجود می‌آورد که ویژه توابع و ویژه مقادیر[5] گسسته (مثل انرژی ذره و ...)، را نشان خواهد داد.

---

۱. نتایج این بخش در نرم افزار پایتون محاسبه شده است.

۲. معادله شرودینگر یکی از معادلات مهم در مکانیک کوانتوم می‌باشد که چگونگی تغییر حالت کوانتومی یک سامانه فیزیکی با زمان را توصیف می‌کند.

3. Ohwadua & Ogunfiditimi.

۴. معادله فوکر-پلانک در مکانیک آماری یک معادله دیفرانسیل با مشتقات پاره‌ای است که تکامل زمانی تابع چگالی احتمال سرعت را برای ذره‌ای توصیف می‌کند.

۵. تمام مسائل در مکانیک کوانتومی در نهایت به حل یک معادله ویژه مقداری ختم می‌شود؛ بنابراین ویژه مقادیر و ویژه توابع خصوصیات مهمی هستند و آشنایی با آن‌ها در مکانیک کوانتومی امری ضروری است.

در گام اول با معرفی $\rho(x,t)$ (تابع چگالی احتمال[1] متغیر تصادفی x در زمان t)، معادله فوکر-پلانک (FP) از رابطه (۳)، به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\frac{\partial}{\partial t}\rho(x,t) = \frac{\partial^2}{\partial_{x^2}}[D(x,t)\rho(x,t)] + \frac{\partial}{\partial_x}\left[\rho(x,t)\frac{\partial V(x,t)}{\partial_x}\right] \qquad (۳)$$

$D(x,t)$ضریب پخش است و $V(x,t)$ پتانسیل خارجی است و معادله شرودینگر وابسته به زمان به صورت زیر بیان می‌شود:

$$i\hbar\frac{\partial}{\partial\tau}\emptyset(x,\tau) = \hat{H}\emptyset(x,\tau) = -\frac{\hbar^2}{2m}\frac{\partial^2}{\partial x^2}\emptyset(x,\tau) + U(x)\emptyset(x,\tau) \qquad (۴)$$

$U(x)$پتانسیل بالقوه سیستم و $\hbar = h/2\pi$ ثابت پلانک $h \approx 6.6260693 \times 10^{-34}$ است. m جرم ذره است. $\phi(x,t)$ تابع موج است و $\hat{H} = -\frac{\hbar^2}{2m}\frac{\partial^2}{\partial x^2} + U(x)$ عملگر همیلتونی که جمع انرژی جنبشی و پتانسیل است. $U = \frac{1}{2}kx^2 = \frac{1}{2}m\omega^2x^2$ انرژی پتانسیل ذره در نوسانگر هماهنگ کوانتومی است. در فیزیک کلاسیک $F \equiv -dU/dx = -kx$ متناظر است با نیروی بازگرداننده، که ذره‌ای که خارج از محل تعادل است را به محل تعادل برمی‌گرداند. به علاوه، $\omega \equiv \sqrt{k/m}$، فرکانس زاویه‌ای نوسانگر هماهنگ را نشان می‌دهد. برای درک این مفاهیم فیزیکی در زمینه مالی مطابق پژوهش اهن و همکاران، ۲۰۱۸، می‌توان x را به صورت انحراف یک بازدهی سهام لگاریتمی از تعادل درازمدت آن درنظر گرفت؛ همچنین جرم m را به عنوان خصوصیات ویژه-شرکت که سرعت تنظیم قیمت را تعیین می‌کند، مانند سرمایه‌گذاری در بازار و حجم مبادلات و ثابت فنر k را می‌توان به عنوان شرایط بازار در نظر گرفت. جواب کلی معادله شرودینگر به صورت زیر است (اهن و همکاران، ۲۰۱۸):

$$\emptyset(x,\tau) = \sum_{n=0}^{\infty} A_n\emptyset_n(x)\exp\left[-\frac{i}{\hbar}E_n\tau\right]^2 \qquad (۵)$$

که A_nدامنه جواب (ثابت بهنجارش) و $\hat{H}\,\phi_n(x) = E_n\phi_n(x)$ معادله شرودینگر مستقل از زمان است و E_n انرژی ذره است و $D(x,t) = (\sigma^2(x,t))/2$ ضریب انتشار است؛ بنابراین جواب معادله FP به صورت زیر است:

$$\rho(x,t) = \sqrt{\rho_s(x)}\sum_{n=0}^{\infty} A_n\emptyset_n(x)\exp(-E_nt) \qquad (۶)$$

که ثابت بهنجارش با تابع چگالی احتمال اولیه $\rho(x,o)$ از رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$A_n = \int_{-\infty}^{\infty} dx\emptyset_n^*(x)[\rho_s x]^{-1/2}\rho(x,0) \qquad (۷)$$

که ویژه تابع n- ام نوسان‌گر هماهنگ به صورت زیر بیان می‌شود:

۱. در آمار و احتمال، به بیان ساده، تابعِ چگالیِ احتمالِ یک متغیر تصادفی پیوسته به تابعی گفته می‌شود که انتگرال آن در هر بازه معین، برابر با احتمال قرار داشتن متغیر تصادفی در آن بازه است.

$$\emptyset_n(x) = \frac{1}{\sqrt{2^n n!}}\left(\frac{m\omega}{\pi\hbar}\right)^{1/4} H_n\left(\sqrt{\frac{m\omega}{\hbar}}x\right) \times \exp\left(-\frac{m\omega}{2\hbar}x^2\right) \quad (۸)$$

با ویژه انرژی متناظر $E_n = n\hbar w$ که H_n چند جمله‌ای هرمیت n-ام است، در نتیجه می‌توان بیان داشت $\rho_s(x) = \sqrt{\frac{m\omega}{\pi\hbar}}\exp\left(-\frac{m\omega}{\hbar}x^2\right)$ و در نهایت جواب کلی معادله مدل FP نوسانگر هماهنگ کوانتومی اهن و همکاران به فرم توزیع x ترکیبی به صورت زیر است:

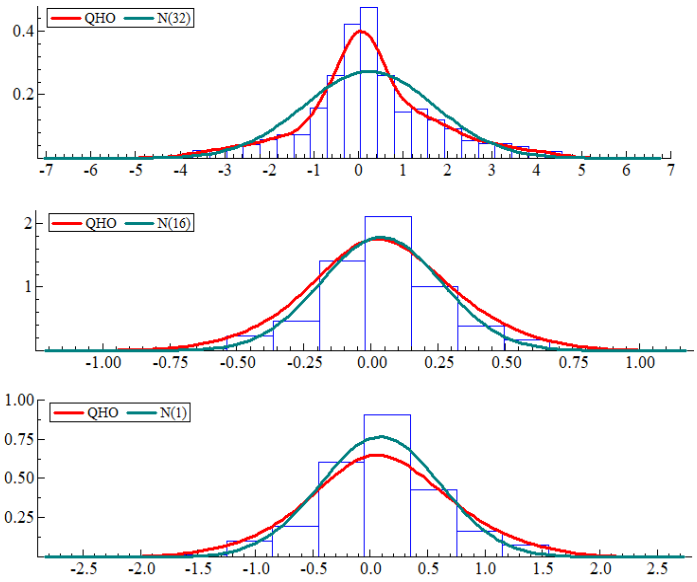
$$\rho(x,t) = \sum_{n=0}^{\infty} C_n(t)\rho_n(x) \quad (۹)$$

$$C_n(t) = (A_n/\sqrt{2^n n!})(\sqrt{m\omega/\pi\hbar}\ \ e^{-E_n t})$$

و

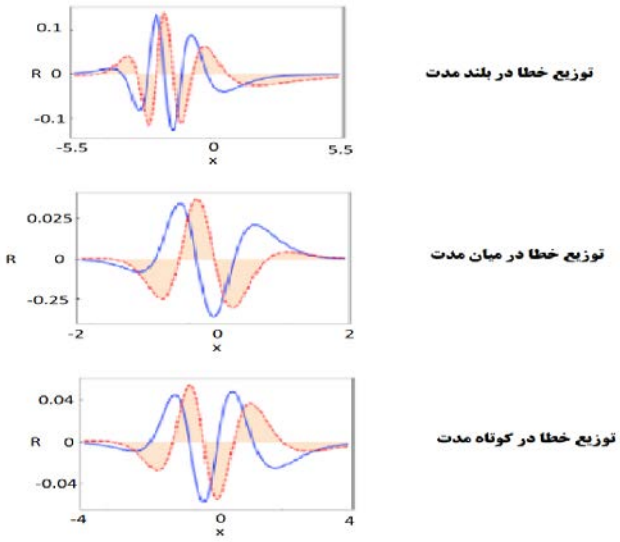
$$\rho_n(x) = H_n\left(\sqrt{\frac{m\omega}{\hbar x}}\right) \times e^{-(m\omega/\hbar)x^2}$$

$\rho(x,t)$ (تابع چگالی احتمال)، متغیر تصادفی x در زمان t، $C_n(t)$دامنه ویژه حالات کوانتومی است، توجه کنید که احتمال ذرهP_n در یک ویژه حالت متناسب است با مجذور دامنه آن ویژه حالت، مطابق با آن، $P_n \equiv N^{-1}|C_n|^2$ با ضریب بهنجارش $N = \sum_{k=0}^{4}|C_K|^2$، احتمال قرار گرفتن یک بازدهی سهام در ویژه حالت n-ام را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد مدل کوانتوم مالی در نمودار (۶)، نمایش داده شده است. بر اساس نتایج مشاهده می‌گردد افزایش طول دوره پیش‌بینی ابتدا باعث افزایش دقت در پیش‌بینی (افزایش دامنه ریسک پیش‌بینی و تمرکز بالاتر در شکل وسط در دوره نگهداری و پیش‌بینی بازده ۱۶ روزه) و سپس کاهش در دقت پیش‌بینی در بازه بلندمدت می‌شود.



نمودار ۶. تأثیر تغییر در دوره پیش‌بینی و نگهداری در مدل کوانتومی

میزان خطای پیش‌بینی‌های فوق در نمودار شماره (۷)، ترسیم شده است.



نمودار ۷. تأثیر تغییر در سطح انرژی بر پیش‌بینی بازدهی سهام

همانگونه که از نمودار شماره (۷)، قابل مشاهده است دامنه خطا در بازه ۱۶روزه بسیار اندک بوده و با نتایج جدول شماره (۴)، هم‌خوانی دارد.

موجک پیوسته[1] جهت پیش‌بینی بلندمدت

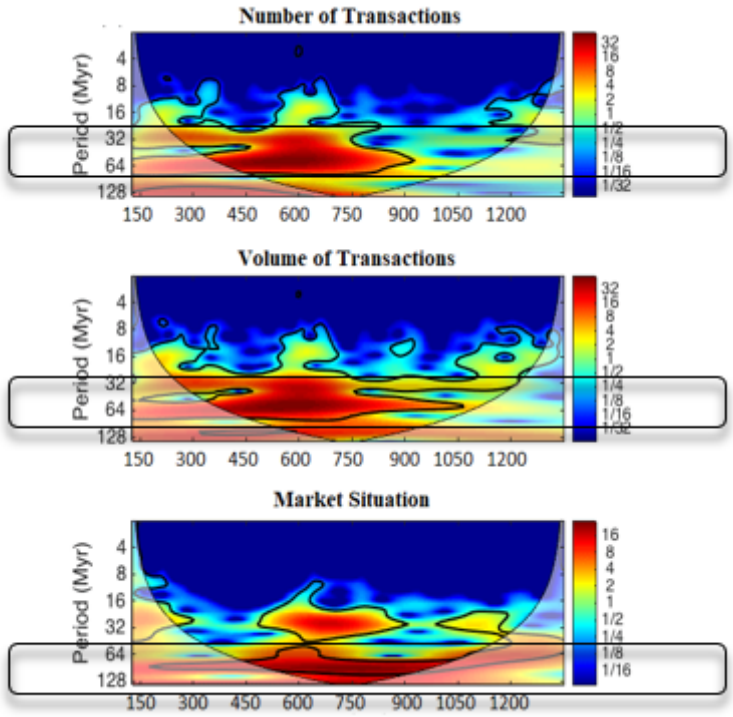
تبدیل موجک با استفاده از توابع پایه‌ای، یک سری زمانی را به فضای فرکانس انتقال داده و سپس سری زمانی را در زمان و مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد. موجک‌ها (که به عنوان موجک‌های دختر[2] شناخته می‌شوند)، از یک تابع تکی - موجک مادر[3] $-\psi_{u,s}(t)$ که به عنوان تابعی از موقعیت زمان (u) و مقیاس (s)، تعریف می‌شود، مشتق می‌شوند. توابع موجک پرکاربرد در حوزه اقتصاد به دو دسته پیوسته و گسسته قابل تقسیم‌اند. تابع موجک پایه‌ای پیوسته عبارت است از:

$$\psi_{u,s}(t) = \frac{1}{\sqrt{s}}\psi\left(\frac{t-s}{s}\right) \qquad (۱۰)$$

۱. نتایج این بخش در نرم افزار پایتون محاسبه شده است.

2. Wavelet Daughters.
3. Mother Wavelet.

فرض می‌شود موجک‌ها یک تابع مربع انتگرال‌پذیر هستند (یعنی $\psi_{(0)} \in L^2(\mathbb{R})$)، در رابطه‌ای (۱)، $\frac{1}{\sqrt{s}}$ عامل نرمال‌ساز بوده که متضمن واحد بودن واریانس موجک، $\|\psi_{u,s}(t)\|^2 = 1$، می‌باشد. U پارامتر انتقال[1] بوده که موقعیت دقیق موجک را ارائه می‌دهد. s پارامتر اتساع[2] (اندازه‌ی مقیاس تابع)، می‌باشد؛ که نحوه کشیدگی موجک را تعریف می‌کند. مقیاس‌بندی یک ابزار ریاضی است که در اینجا منظور از آن باز شدن و یا فشرده شدن موجک در زمان است. مقیاس بزرگ مطابق با باز شدن و یا کشیده شدن موجک و مقیاس کوچک به معنی فشرده شدن موجک می‌باشد. از آنجا که فشردگی موجک مطابق با بالا بودن فرکانس آن و نیز بازشدگی و یا کشیدگی موجک مطابق با کم بودن بسامد غالب آن است، فرکانس غالب و مقیاس کوچک یک موجک با هم در ارتباط هستند. به این مفهوم که مقیاس بالا مطابق با فرکانس پایین و مقیاس کوچک، مطابق با فرکانس بالا می‌باشد (تونس و کامپو[3] ۱۹۹۸؛ دابیچز[4] ۱۹۹۲).



نمودار ۸. نمودار همدوسی مابین متغیرهای موثر بر پیش‌بینی بازدهی سهام

1. Location Parameter.
2. Dilatation Parameter.
3. Torrence and Compo.
4. Daubechies.

نتایج موجک ارائه شده صرفاً دوره‌های دارای نوسان را ارائه نموده است و هدف نشان دادن ارتباط قوی متغیرهای پیش‌بینی کننده با بازدهی سهام در بازه‌های زمانی بلندمدت است. براساس شکل (۸)، مشاهده می‌شود که متغیرهای حجم مبادلات، تعداد مبادلات و وضعیت رونق و رکود بازار سرمایه در بازه‌های ۳۲ تا ۱۲۸ روزه تأثیر بسیار بالایی بر بازدهی سهام دارند (رنگ‌های قرمز و نارنجی که در کادر مستطیلی قرار گرفته‌اند)؛ اما در بازه‌های زمانی ۱ تا ۱۶ روزه تأثیر معنی‌داری مشاهده نگردید.

بحث و نتیجه گیری

پیش‌بینی بازدهی با پایین‌ترین حجم خطا یکی از مسائل مهم در بازارهای مالی است که در دهه‌های اخیر اهمیت دوچندانی یافته است. هدف اصلی پژوهش حاضر رفع ابهام در تعیین مدل مناسب جهت پیش‌بینی بازدهی سهام است. براساس این رویکرد استفاده از مدل‌های غیرخطی نسبت به مدل‌های خطی در پیش‌بینی بازدهی سهام توصیه گردید. جهت پیش‌بینی بازدهی سهام ۸ دسته از الگوهای برآوردی ۱- کلاسیک یا ساختاری، ۲-رگرسیون‌های غیرساختاری؛ ۳-رگرسیون‌های بیزین پارامتر متغیر زمان، ۴- مدل‌های تبدیل موجک گسسته تبدیل و موجک پیوسته، ۵-رویکردهای فراابتکاری، ۶-رویکردهای شبکه عصبی مصنوعی ساده و عمیق ۷- دیفرانسیل تصادفی ۸- کوانتوم مالی مورد بررسی قرار گرفتند. پیش‌بینی‌های در بازه زمانی کوتاه‌مدت ۱ روزه، میان مدت ۱۶ روزه و بلندمدت ۳۲ روزه صورت پذیرفت. بر اساس نتایج در بازه کوتاه‌مدت دقت مدل‌های میانگین‌گیری بیزین؛ در میان‌مدت مدل‌های کوانتوم مالی و در بلندمدت مدل‌های موجک نسبت به سایر رویکردها در پیش‌بینی بازدهی سهام از دقت بالاتری برخوردار بودند. براساس نتایج در بازه‌های زمانی مختلف مدل‌های مورد بررسی؛ دقت‌های متفاوتی در پیش‌بینی بازدهی سهام از خود نمایش دادند و این الزام را ایجاد نمود؛ در هر بازه زمانی به صورت جداگانه اقدام به پیش‌بینی بازدهی سهام گردد. با توجه به اینکه تغییر دوره پیش‌بینی بر کارا بودن مدل‌ها در دوره‌های زمانی مختلف اثرگذار است؛ این پیغام را به محققین می‌دهد که با هیبرید نمودن روش‌ها امکان بهبود نتایج و یافتن مدلی که در تمامی دوره‌ها دارای بالاترین کارایی باشد، وجود دارد. تحقیق با توجه به نتایج تمامی فرضیه‌های تحقیق مورد تأیید قرار گرفتند. بر این اساس لحاظ نمودن تغییر ضرایب طی زمان؛ در نظر گرفتن ارتباط متغیرهای در مقیاس‌های زمانی مختلف و لحاظ نمودن دوره‌های تناوب رفتار بازدهی سهام؛ موجب کارایی در پیش‌بینی بازدهی سهام نسبت به مدل‌های خطی خواهد شد؛ همچنین می‌توان اذعان داشت دقت مدل‌های برآوردی جهت پیش‌بینی بازدهی سهام در افق‌های مختلف پیش‌بینی یکسان نمی‌باشد.

براساس نتایج پیشنهاد می‌شود جهت پیش‌بینی بازدهی سهام از مدل‌های غیرخطی بهره گرفته شود؛ پیشنهاد می‌گردد سرمایه‌گذاران بسته به دوره نگهداری یا خرید پرتفوی خود از رویکردهایی که در بازه مذکور دقت بالاتری دارند، استفاده نمایند؛ همچنین، با توجه به اینکه در مدل میانگین‌گیری بیزین در برخی متغیرهای پیش‌بینی‌کننده؛ چگالی توزیع شامل عدد صفر شده است؛ این امر می‌تواند نشان دهنده دشواری پیش‌بینی بازده سهام باشد؛ زیرا چنین پیش‌بینی به معنای ادامه روند عمومی بازده پیش‌بینی دوره

قبل است؛ بنابراین، سرمایه‌گذاران بهتر است علاوه بر میانگین بازدهی سهام به نوسانات پرتفوی سهام نیز توجه نمایند. با توجه به نتایج همدوسی موجک و اینکه سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران همواره به دنبال اطلاعات به منظور پیشبرد اهداف خود هستند؛ اگر رابطه وضعیت رکود و رونق و بازار سهام در کوتاه‌مدت ضعیف باشد، بهتر است از بازار سهام به عنوان یک پوشش در مقابل وضعیت رکود و رونق استفاده کنند و از این اطلاعات جهت اخذ تصمیمات خود بهره گیرند. نتایج پژوهش حاضر مبنی بر اینکه در پیش‌بینی بازدهی سهام در بازه‌های زمانی مختلف، لازم است از مدل‌های مختلفی بهره گرفته شود و استفاده از رویکردی یکسان موجب کاهش دقت در بازدهی سهام خواهد شد، مطابق با نتایج پژوهش آرمن و همکاران (۱۴۰۱)؛ صراف و همکاران (۱۴۰۱)؛ آزودو و همکاران (۲۰۲۲)؛ لئو و همکاران (۲۰۲۲)؛ الکسیو و همکاران (۲۰۲۲)؛ می‌باشد. همچنین پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، تحقیق حاضر با استفاده از رویکردهای آستانه‌ای (TAR)، نااطمینانی پارامتر متغیر زمان (TVP-GARCH) و نااطمینان تغییر رژیم (MS-GARCH) صورت پذیرد. بزرگ‌ترین محدودیت پژوهش حاضر نبود اطلاعات کیفی و صورت‌های مالی به صورت روزانه بود؛ برای رفع این محدودیت از اطلاعات مرتبط با بازار بهره گرفته شد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

References

AbdolMaliki, A.H; Hamidian, M; & Baghani, A. (2019). Investigating the presence of fractal characteristics in the price and returns of Tehran Stock Exchange companies using the non-linear ARIFMA model. *Financial Engineering and Protfolio Management*, 11(44), 207-226. (In Persian)

Ahn, K; Choi, M. Y; Dai, B; Sohn, S; & Yang, B. (2018). Modeling stock return distributions with a quantum harmonic oscillator. *EPL (Europhysics Letters)*, 120(3), 1-8.

Alaminos, D; salas, B.M; & and Fernandez-gamez, M.A. (2022). Forecasting stock market crashes via real-time recession probabilities: a quantum computing approach. *Fractalsvol*. 30, no. 05, 2240162 (2022).

Alexio, H; Akram, U; & Sui, Y. (2022). The impact of macroeconomic indicators on US stock returns. *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics*, (March). Doi: 10.1108/APJML-05-2018-0191.

Anatolyev, S; & Barunik, J. (2019). Forecasting dynamic return distributions based on ordered binary choice. *International Journal of Forecasting*, 35(3), 823-835.

Armen, S. A; Anvari, E; & Rocky Kianpur, S. (2022). Modeling the dynamic index of financial conditions and investigating its effect on the predictability of Iranian stock returns. *Journal of Asset Management and Financing*, 10(1), 47-72. (In Persian)

Azevedo, V; & Christopher, H. (2022). Enhancing stock market anomalies with machine learning. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 60(11), 195–230.

Baaquie, B. E. (2018). *Quantum Field Theory for Economics and Finance*, Cambridge University Press, www.cambridge.org .

Ban, G.Y; El Karoui, N; & Lim, A. (2018). Machine learning and portfolio optimization. *Manag Science*, 64(3), 1136–1154.

Barak, S; Arjmand, A; & Ortobelli, S. (2017). Fusion of multiple diverse predictors in stock market. *Information Fusion*, 36, 90-102.

Basak, S; Kar, S; Saha, S; Khaidem, L; & Dey, S.R. (2019). Predicting the direction of stock market prices using tree-based classifiers. *North am J Econ Financ*, 47,552–567.

Bodnar, T; Mazur, S; & Okhrin, Y. (2017). Bayesian estimation of the global minimum variance portfolio. *Eur J Oper Res*, 256(1), 292–307.

Cao, L; & Tay, F. (2003). Support vector machine with adaptive parameters in financial time series forecasting. *IEEE Trans Neural Networks*, 14(6), 1506–1518.

Chinco, A; Clark-Joseph, A.D; & Ye, M. (2019). Sparse signals in the cross-section of returns. *J Financ*, 74(1), 449–492.

Cubadda, G; Grassi, S; & Guardabascio, B. (2022). The Time-Varying Multivariate Autoregressive Index Model. *ArXiv*: 2201.07069 [Econ].

Daubechies, I. (1992). Ten lectures on wavelets, *CBMS-NSF Regional Conference Series in Applied Mathematics*, 61, Philadelphia: SIAM.

Dichtl, H; Drobetz, W; & Otto, T. (2023). Forecasting Stock Market Crashes via Machine Learning. *Journal Financial Stability*, 65.

Drachal, K. (2016). Forecasting spot oil price in a dynamic model averaging framework have the determinants changed over time? *Energy Economics*, 60, 35-46.

Dunis, C.L; Laws, J; & Evans, B. (2008). Trading futures spread portfolios: applications of higher order and recurrent networks. *Eur J Financ*, 14(6), 503–521.

El Ghourabi, M; Nani, A; & Gammoudi, I. (2020). A value-at-risk computation based on heavy-tailed distribution for dynamic conditional score models. *International Journal of Finance & Economics*, 26(3), DOI:10.1002/ijfe.1934.

Fischer, T; & Krauss, C. (2018). Deep learning with long short-term memory networks for financial market predictions. *Eur J Oper Res*, 270(2), 654–669.

Gu, S; Kelly, B; & Xiu, D. (2020a). Autoencoder asset pricing models. *J Econom*: 1–22.

Gupta, R; Hammoudeh, S.h; Kim, W.J; & Simo -Kengne, B.D. (2014). Forecasting China's foreign exchange reserves using dynamic model averaging: The roles of macroeconomic fundamentals, financial stress and economic uncertainty. *North American Journal of Economics and Finance*, 28, 170 -189.

Haven, E. (2019). The Quantum Formalism in Social Science: A Brief Excursion. *Springer Nature Switzerland AG*, 116–123.

Heaton, J.B; Polson, N.G; & Witte, J.H. (2017). Deep learning for finance: deep portfolios. *Appl Stoch Model Bus Ind*, 33(1), 3–12.

Hosseininia, P; Fattahi, Sh; & Soheili, K. (2022). Investigating Iran's Financial Markets Influenceability on the Global Economy Using Continuous Wavelet Transform. *Journal of Financial Management Strategy*, 10(4), 31-54. (In Persian)

Huang, W; Nakamori, Y; & Wang, S.Y. (2005). Forecasting stock market movement direction with support vector machine. *Comput Oper Res*, 32(10), 2513–2522.

Jeon, S; Hong, B; & Chang, V. (2017). Pattern graph tracking-based stock price prediction using big data. *Future Generation Computer Systems*.

Juhro, M; & Iyke, B. (2019). Monetary policy and financial conditions in Indonesia. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 21(3), 283– 302.

Kim, H; & Han, S. T. (2016). The enhanced classification for the stock index prediction. *Procedia Computer Science*, 91, 284-286.

Koop, G; & Korobilis, D. (2013). *A New Index of Financial Conditions. University of Glasgow*. Adam Smith Business School, Gilbert Scott building, Glasgow.

Koop, G; McIntyre, S; Mitchell, J; & Poon, A. (2020). Regional output growth in the United Kingdom: More timely and higher frequency estimates from 1970. *Journal of Applied Econometrics*, 35(2), 176-197.

Korobilis, D. (2013). Assessing the transmission of monetary policy shocks using time ‐varying parameter dynamic factor models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75,157-179.

Li, J; & Jiang, Y. (2022). Recent Advances of Dynamic Model Averaging Theory and Its Application in Econometrics. *Journal of Financial Risk Management*, 11, 740-756.

Liu, D; Song, Y; & Chen, D. (2022). Time-varying comparison of the effectiveness of China's price-and quantity-based monetary policy tools: an empirical analysis based on the TVP-FA-S-VAR model. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 1-23.

Mohammadi, T; Neisy, A.S; Abdullah Milany, M; & Havaj, S. (2017). The application of transitory fashions model in estimating the fundamental and temporary value of Tehran stock exchange stock returns: integration of space-state approach and Markov transition regime. *Iranian Journal of Economic Researchis*, 23(75), 1-20. (In Persian)

Moody, J; & Saffell. M. (2001). Learning to trade via direct reinforcement. *IEEE Trans Neural Networks*, 12(4):875–889.

Ohwadua. O. E, & Ogunfiditimi. F.O. (2018). A Quantum Finance Model for Technical Analysis in the Stock Market. *International Journal of Engineering Inventions*, 7(2), 7-12.

Pedro G. G; & Flavio A. Z. (2020). Measuring Systemic Risk via GAS models and Extreme Value Theory: Revisiting the 2007 Financial Crisis. *Finance Research Letters*, 181(11), 23-37.

Qiao, R; Weike, C; & Qiao, Y. (2022). Prediction of stock return by LSTM neural network, Applied Artificial Intelligence. *An International Journal*, 36(1).

Qin, Q; Wang, Q.G; Li, J; & Ge, S.S. (2013). Linear and nonlinear trading models with gradient boosted random forests and application to Singapore stock market. *J Intell Learn Syst Appl*, 5(1), 1–10.

Rahnama Rodposhti, F; & Dehaghi klantary, M. (2013). Multifractal models in financial sciences: their origin, characteristics and applications. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 7(24), 25-47. (In Persian)

Ren, R; Wu, D.D; & Liu, T. (2019). Forecasting stock market movement direction using sentiment analysis and support vector machine. *IEEE Syst J*, 13(1), 760–770.

Rostami, M; & Makiyan, S. N. (2022). Tehran Stock Exchange returns Forecasting: Comparison of Bayesian, Exponential Smoothing and Box Jenkins approaches. *Iranian Journal of Economic Research*, 27(91), 189-221. (In Persian)

Samavi, M. E; Niko Maram, H; Madan Chi Zaj, M; & Yaqubnejad, A. (2020). Modeling and forecasting the return distribution of the total index of the Iranian capital market and Bitcoin cryptocurrency with the time-varying GAS method. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 15(55), 1-14. (In Persian)

Saraf, F; Nasiri, Z; Tanhayi, M. R; Emamverdi, Q; & Najafi Moghadam, A. (2022). Predicting fluctuations in Tehran Stock Exchange indices through a Harmonic Quantum Oscillator model. *Accounting and auditing research*. In press. (In Persian).

Segnon, M; Gupta, R; & Wilfling, B. (2023). Forecasting stock market volatility with regime-switching GARCH-MIDAS: The role of geopolitical risks. *International Journal of Forecasting*, 1(39).

Sojoodi, S; & Mousavi, F. (2022). Comparison of the Seven-Factor Model with the Capital Assets Pricing Model and the Fama and French Three-Factor Model to Predict the Expected Returns of Stock in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Strategy*, 10(4), 1-30. (In Persian).

Torrence, C; & Compo, G. (1998). A practical guide to wavelet analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 79: 61–78.

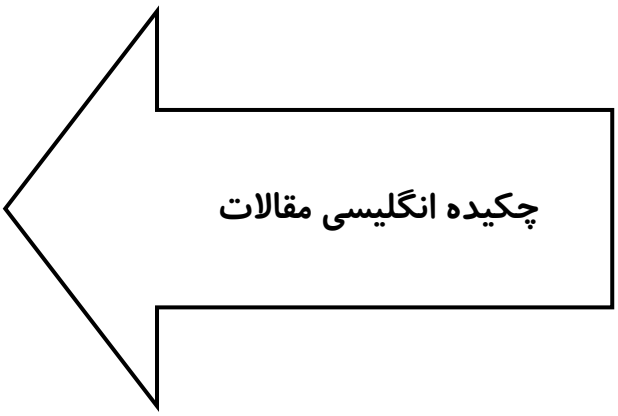
Vaziri Kurdestani, J; Farid, D; Nazemi Ardakani, M; & Hosseini Bamakan, S. M. (2023). Evaluation of PSO-BiLSTM method for stock price forecasting using stock

price time series data (Case study: Iran Stock Exchange and OTC stock). *Financial Management Strategy*, 10(4), 125-150. (In Persian).

Zhang, Z; Zohren, S; & Stephen, R. (2020) Deep reinforcement learning for trading. *J Financ Data Sci*, 2(2), 25–40.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.


چکیده انگلیسی مقالات

Content

Title	Authors	Page
Ranking of Financial Technology Indicators of Banks based on Fuzzy Approach	Reza Tehrani Mehdi Nabipour Afrouzi Mohhamadreza Fallah Ranjbar	**1-4**
COVID-19 and Herd Behavior in Cryptocurrency Market	Mahdieh Rezagholizadeh Saeed Rasekhi Mobina Pourali	**5-8**
Safe Havens in Uncertain Conditions: Examining Risk Transmission Among Bitcoin, Gold, Dollar, and Fixed Income Funds in Iran in the Presence of Geopolitical Risk-TVP-VAR Model Approach	Vahid Omidi Negin Maghsoudi	**9-12**
The Impact of Corporate Reputation on Financial Leverage and Trade Credit	Mohsen Khotanlou Mahdi Kazemiolum Farzad Ziyaei	**13-16**
Dynamic Spillover of Risk between Exchange Rates, Stocks, Housing, and Gold Coins in Iran: New Evidence from Comparing Sanction and Non-Sanction Periods	Sohail Rudari Seyed Hadi Arabi Abolfazl ShahAbadi Omid Ali Adeli	**17-22**
The Impact of Synchronicity on Block Trading: Moderating Role of Media Coverage	Mehrab Nasiri Hossein Fakhari Esfandiyar Malekian Kalehbasti	**23-26**
Analysis of Investors' Intelligence in Mutual Funds in The Periods of Recession and Boom in the Capital Market	Bahareh Heidari Moghadam Mirfeiz Fallahshams Gholamreza Zomorodian	**27-30**
Predicting Stock Returns Based on the Approach of Bayesian Averaging Models; Quantum Finance and Continuous Wavelet Analysis	Fatemeh Sarraf Zahra Nasiri Mohammad Reza Tanhayi Qudratullah Emamverdi Ali Najafi Moghaddam	**31-34**

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 13, No. 48, Spring 2025
pp. 1-4

Research Paper

Ranking of Financial Technology Indicators of Banks based on Fuzzy Approach[1]

Reza Tehrani[2], Mehdi Nabipour Afrouzi[3], Mohhamadreza Fallah Ranjbar[4]

Received: 2024/03/09 Accepted: 2025/02/25

INTRODUCTION

In the current era, with the expansion of technology use, financial institutions and banks have had no choice but to accept this trend. Furthermore, evaluating the performance of banking institutions has gained significant importance in the country. Identifying and determining the importance (weight) of key factors and indicators that affect performance improvement and efficiency increase in banking institutions are crucial issues. Therefore, in this study, using expert opinions collected via a validated and reliable questionnaire, and statistical information gathered from October to February 2022, the fuzzy analytic hierarchy process (AHP) method was employed. Experts defined banking sector indicators in two groups—software and hardware—and selected nine key indicators in the banking field. The results of ranking financial technologies in the monetary sector show that all consistency ratios are less than 0.1, confirming the reliability and trustworthiness of the measurement tools. Among the obtained weights, the most important software tools are mobile banking (0.256), internet banking (0.205), and digital banking (0.193), while the most important hardware tools are off-site ATMs (0.290) and on-site ATMs (0.271).

1. doi: 10.22051/jfm.2024.43169.2800

2. Professor, Department of Financial and Insurance Management, School of Management, University of Tehran, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email:rtehrani@ut.ac.ir

3. Ph.D. Student, Department of Social and Behavioral Sciences, Finance (Financial Engineering), Faculty of Management, Aras International Campus, Tehran University, Aras, Iran. Email:afrouzi.mn@gmail.com.

4. Associate Professor, Department of Economics, Payam Noor University, Tehran, Iran. Email:rfallah@pnu.ac.ir

MATERIALS AND METHODS

As the aim of this research is to evaluate expert opinions on the importance and ranking of financial technology indicators in banks, and to translate these opinions into numerical scores for each indicator, the research adopts an exploratory-descriptive approach. This approach aims to identify, describe, and quantitatively rank financial technology indicators in banks, for which prior information was limited. Therefore, the research is descriptive in that it portrays events as they are. The data collection tool is a questionnaire, which was developed and evaluated by banking industry and financial technology experts based on the defined indicators. Furthermore, from the perspective of the implementation process, this research is qualitative; from the perspective of the implementation result, it is applied; from the perspective of the implementation logic, it is inductive; and from the perspective of the time dimension, it is longitudinal.

A) POUPULATION AND SAMPLE

"Given the specialized nature of this research, the study population consists of senior bank managers from banks listed on the Tehran Stock Exchange. Participants were selected based on having at least ten years of managerial experience in decision-making and policy-making within the banking industry, or at least fifteen years of experience managing bank branches. Due to the specialized population, the heavy workload of its members, and the limited availability of willing participants, a non-probability sampling method was employed. Thirty-five questionnaires were distributed among professional experts (senior bank managers) who agreed to participate. The insights and perspectives of these experts were crucial for establishing a logical prioritization of criteria. Ultimately, data from 25 completed questionnaires were used, as these experts possessed comprehensive knowledge of the influential indicators. However, the geographic focus on senior staff managers in Tehran represents a limitation of this study.

The second part of the study population comprises all banks listed on the Tehran Stock Exchange since its inception, including those subsequently delisted. When selecting the sample from this population, the following principles were observed: a) the sample was selected in accordance with the research objectives; b) the assumption of fairness was not applied; and c) influential factors were considered when determining the sample size (Khaki, 2022).

B) DATA COLLECTION METHOD

In this study, financial technology variables were categorized thematically into software and hardware. The software group includes indicators such as mobile banking, internet banking, core banking, digital banking, and internet payment gateways. The hardware group encompasses point-of-sale devices, on-site ATMs, off-site ATMs, and cashless ATMs. An initial content analysis, based on expert opinions, identified all relevant components. These components were then classified into indicator-specific sub-components.

Subsequently, to achieve the research objectives and address the research questions, questionnaires utilizing paired comparisons were employed to gather expert opinions. These questionnaires were designed to enable respondents to assess the relative importance of indicators and sub-indicators within each group through pairwise comparisons. For these comparisons, the Thomas-Saaty nine-point scale was used. The identified indicators were then distributed to experts for weighting and ranking. Consequently, these indicators served as the foundation for applying a fuzzy analytic hierarchy process (AHP) to determine their respective weights and rankings.

C) DETERMINING THE WEIGHT OF THE INDICATORS

Following the identification of key banking industry indicators for bank ranking, a questionnaire was developed to prioritize these factors. Respondents were asked to assign a score between one and nine to each indicator. To enhance scoring accuracy, respondents categorized the indicators into two groups: software systems and hardware systems. They were also asked to assign a score to each of these groups. A sample of managers and senior employees from stock exchange-listed banks, supervised by the Central Bank, were selected to complete the questionnaire. After collecting expert opinions and applying the assigned scores and weights, the final ranking of the indicators was determined based on the obtained scores.

ANALYSIS OF FINDINGS

In this section of the research, the fuzzy analytic hierarchy process (AHP) was employed, utilizing fuzzification techniques and questionnaire data from specialists and experts, to determine the desired indicators within the two general categories of hardware and software. This process facilitated the ranking, weighting, and importance assessment of these indicators, as well as the analysis of their descriptive statistics. The resulting rankings and weights are presented below.

PRIORITIZATION OF THE MAIN CATEGORY

Based on Table 1 and expert opinions gathered for Question 1, mobile banking, internet banking, and digital banking are considered the most important software indicators, followed by internet payment gateways. Core banking was ranked lowest.

Table 1. Final weight and ranking among the main software indicators

Factors	Mobile banking	Internet banking	Centralized banking	Internet payment gateway	Digital banking
Minimum degree of feasibility	4	3.204	2.565	2.860	3.015
Final weight of indicators	0.256	0.205	0.164	0.183	0.193
Rank	1	2	5	4	3

Source: Research findings

Based on Table 2 and expert opinions gathered for Question 2, off-site ATMs and on-site ATMs are considered more important hardware indicators than point-of-sale terminals and cashless ATMs.

Table 2. Final weight and ranking among the main hardware indicators

Factors	Point of sale device	In-branch ATM	Out-of-branch ATM	Non-cash ATM
Minimum degree of feasibility	2.598	2.797	3	1.940
Final weight of the indicator	0.251	0.271	0.290	0.188
Rank	3	2	1	4

Source: Research findings

CONCLUSION AND SUGGESTIONS

Monetary and financial institutions play a critical role in the economy, and efficient banks are essential for economic development. Enhancing bank efficiency requires identifying and prioritizing software and hardware criteria. This study utilized the fuzzy analytic hierarchy process (AHP) to rank technology indicators in the monetary and financial sectors, focusing on two main categories: software and hardware, encompassing nine key indicators (five software and four hardware). The importance of each criterion for banking development was calculated. The consistency ratios (CRm, CRg) were both below 0.1, confirming the reliability and validity of the measurement tool and the compatibility of utilizing both software and hardware indicators.

The study revealed that among the selected indicators, mobile banking (0.256), internet banking (0.205), and digital banking (0.193) ranked first to third, respectively. Off-site ATMs (0.29) and on-site ATMs (0.271) held the highest ranks in the hardware category. Within the detailed indicators, the transaction amount component of mobile banking (0.349) and the transaction number component of internet banking (0.404) were deemed most important. Among on-site ATM components, the fund transfer transaction component (0.310) ranked first.

Therefore, to further develop monetary institutions (banks), prioritizing the improvement and expansion of software tools like mobile banking, internet banking, and digital banking, as well as hardware tools, particularly off-site and on-site ATMs, is crucial for planners and policymakers in the banking sector. These findings align with the results of previous research by Cultural Research (2015), Bahrami and Zare Elmi (2015), Salimi Bani, Asgari and Khoshmanzarfaroji (2014), Bazaei, Dehghanpour (2012), Bakhtiari and Aghaei (2016), and Tamizi (2017).

Like other studies, this research faced limitations, primarily the unavailability of bank information due to non-disclosure in the banking industry and the high workload of participants, resulting in limited cooperation. Consequently, non-probability sampling was employed.

It is recommended that banks establish working groups to reform and restructure their financial frameworks, creating coherent financial plans. Outsourcing the development of financial services to financial technology companies can further enhance these efforts. Financial technology can assist banks in developing their infrastructure and improving operations. Implementing incentive policies and services to increase bank deposits and attract more customers is also advisable. Finally, further research utilizing other statistical methods in the field of financial service providers is encouraged.

Keywords: Fuzzy Analytic Hierarchy. Financial Technology, Bank, Pairwise Comparison Matrix.

JEL Classification: G20, C10, M10, O1, O2.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 13, No. 48, Spring 2025
pp. 5-8

Research Paper

COVID-19 and Herd Behavior in Cryptocurrency Market[1]

Mahdieh Rezagholizadeh[2], Saeed Rasekhi[3], Mobina Pourali[4]

Received: 2024/02/26 Accepted: 2025/02/23

INTRODUCTION

The COVID-19 pandemic, beginning in late 2019, triggered lockdowns and quarantines that caused complex economic problems across various sectors, including financial markets and the relatively new cryptocurrency market. For cryptocurrencies, an unprecedented shock, empirical evidence indicates that Bitcoin did not function as a safe-haven asset during the pandemic. In fact, it sometimes exhibited behavioral anomalies, such as conditional and unconditional herding. In such volatile conditions, where investors may share similar fears and experience widespread financial panic, analyzing trader behavior in the cryptocurrency market becomes particularly relevant.

MATERIALS AND METHODS

This research analyzes herd behavior in cryptocurrency markets using the Cross-Sectional Absolute Dispersion (CSAD) method and Ordinary Least Squares (OLS) regression. The analysis spans five distinct periods: the overall period, pre-COVID-19, during the COVID-19 pandemic, bullish markets, and bearish markets.

1. doi: 10.22051/jfm.2025.46547.2905
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics & Administrative Science, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Corresponding Author. Email:m.gholizadeh@umz.ac.ir.
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics & Administrative Science, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email:sa.rasekhi@gmail.com
4. M.Sc. Department of Economics, Faculty of Economics & Administrative Science, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email:mobina.pourali1935@gmail.com.

Daily price data for four major cryptocurrencies by market capitalization—Bitcoin, Ethereum, Tether, and Ripple—from January 2019 to December 2021 are utilized. To examine herding behavior during the overall period, the CSAD model is estimated as follows:

$$CSAD_t = \beta_0 + \beta_1 \left|R_{m.t}\right| + \beta_2 \left(R_{m.t}\right)^2 + \varepsilon_t \quad (1)$$

Where:

Rm,t is the market portfolio return, calculated based on the total cryptocurrency market index return. According to this model, when the deviation of the studied cryptocurrency's return from the market return decreases, signs of herding behavior. The model uses the coefficient of the squared market return to indicate the presence of herding behavior in the cryptocurrency market. When this coefficient is negative, it suggests the presence of herding behavior in the market.

CSADt is the cross-sectional standard deviation of the daily returns of the studied cryptocurrency (Bitcoin) from the total market index return.

Using model (1), the presence or absence of herding behavior in the market can be examined. A negative and significant $\beta 2$ coefficient indicates the presence of herding behavior in the market.

To evaluate the effect of COVID-19 on herding behavior in the cryptocurrency market, equation (2) is estimated:

$$CSAD_t = \beta_0 + \beta_1 D^{COVID} \left|R_{m,t}\right| + \beta_2 (1 - D^{COVID}) \left|R_{m,t}\right| + \beta_3 D^{COVID} (R_{m,t})^2 + \beta_4 (1 - D^{COVID}) (R_{m,t})^2 + \varepsilon_t \quad (2)$$

D^{COVID} is a dummy variable indicating the period before and after the COVID-19 outbreak. The value of the dummy variable D^{COVID} is one after December 1, 2019 (when COVID-19 was declared a pandemic) (D=1) and zero otherwise (D=0). If $\beta 3$ is negative and statistically significant, it indicates herding behavior in the cryptocurrency market after the COVID-19 outbreak. Conversely, a negative and significant $\beta 4$ indicates herding behavior in the cryptocurrency market before the COVID-19.

Additionally, to examine herding behavior in bullish and bearish market conditions, model (3) is specified:

$$CSAD_t = \beta_0 + \beta_1 (1\text{-}D) \left|R_{m,t}\right| + \beta_2 D \left|R_{m,t}\right| + \beta_3 (1\text{-}D) (R_{m,t})^2 + \beta_4 D (R_{m,t})^2 + \varepsilon_t \quad (3)$$

D is a dummy variable indicating bullish or bearish market conditions. Bullish and bearish cryptocurrency markets are determined based on changes in the total market index (TOTAL) during the studied period. The value of the dummy variable D is one in bearish (D=1) and zero in bullish (D=0) market conditions. Accordingly, if β_4 is negative and statistically significant, it indicates herding behavior in bearish market conditions, while a negative and significant $\beta 3$ indicates herding behavior in bullish market conditions.

RESULTS AND DISCUSSION

The estimation results for the overall period reveal a negative and statistically significant β2 coefficient, indicating strong herding behavior throughout the market during the study period. This suggests that investors followed market performance, confirming the presence of herding behavior during the COVID-19 period.

The estimation results of model (7) show a negative but statistically insignificant β4 coefficient before the COVID-19 period. Thus, herding behavior was not observed in the market prior to the outbreak. This suggests that cryptocurrency traders made rational decisions and did not mimic the decisions of other investors in this sector before the COVID-19 period.

A negative and significant β3 coefficient in the bullish period confirms significant herding behavior during rising market conditions. Conversely, the β4 coefficient is negative but not significant in bearish markets. This indicates that during bullish periods, when cryptocurrency prices are consistently increasing, investors tend to exhibit herding behavior.

CONCLUSION

The study's results demonstrate strong herd behavior across the entire period, indicating that investors generally follow market trends. Notably, herd behavior was not observed in the pre-COVID-19 period. However, the COVID-19 pandemic period was associated with significant herd behavior in cryptocurrency markets. Furthermore, the findings confirm significant herd behavior only during bullish markets, suggesting that cryptocurrency traders during the COVID-19 pandemic and in bullish markets tend to make similar trading decisions.

Keywords: Herd Behavior, COVID-19, Cryptocurrency, Bitcoin, Bullish Market, Bearish Market.

JEL Classification: G10, G11, G15.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 13, No. 48, Spring 2025
pp. 9-12

Research Paper

Safe Havens in Uncertain Conditions: Examining Risk Transmission Among Bitcoin, Gold, Dollar, and Fixed Income Funds in Iran in the Presence of Geopolitical Risk-TVP-VAR Model Approach[1]

Vahid Omidi[2], Negin Maghsoudi[3]

Received: 2024/02/28 Accepted: 2025/02/22

INTRODUCTION

Today, with the emergence of numerous uncertainties, investments by individuals and economic actors have become associated with increased risks. In these circumstances, portfolio formation becomes essential to mitigate potential losses. Moreover, investment decision-making and asset selection for portfolio construction present significant challenges. Consequently, extensive research has been conducted to identify and introduce safe-haven assets. These studies have yielded varying results, with gold, dollars, cryptocurrencies, and stocks identified as potential safe havens.

Reasons for choosing gold as a safe-haven asset include its status as a hedge against stocks and its role in risk mitigation within this market (Hosseinzadeh, 2019; Shahzad et al; 2020). Conversely, Mukoni et al. (2022) do not consider gold and

1. doi: 10.22051/jfm.2024.46564.2906
2. Assistant Professor, Department on Economics and Administrative Sciences, Qom University, Qom, Iran. Corresponding Author. Email: V.omidi@Qom.ac.ir.
3. M.A. Student, Department on Economics and Administrative Sciences, Qom University, Qom, Iran. Email:Neginmaghsoudi91@gmail.com

digital currencies as strong safe-haven assets against the uncertainty resulting from the COVID-19 pandemic. Additionally, Shahzad et al. (2019) found that gold's safe-haven role varies over time. Currency market fluctuations have shown similarities to gold returns (Khojasteh et al; 2022), and due to the moderate positive correlation between gold and the dollar, gold is perceived as a hedge for this asset (Ruberto, 2013).

Bitcoin is chosen as a safe-haven asset due to its role as a weaker risk hedge compared to gold, making it suitable for some countries' stock indices, including Canada. Procumpai and Stappermote (2023) introduce Bitcoin as a weak safe-haven asset against stocks, characterized by near-zero correlation and portfolio diversification.

Regarding stocks as assets, Meshir et al. (2021) note that during the global COVID-19 crisis, investors shifted towards more conservative portfolios comprising stocks, insurance, gold, bank deposits, and mutual funds (Vohra et al; 2022). Furthermore, currency assets have been identified as strong safe-haven assets for the Tehran Stock Exchange (Amiri et al; 2023).

The purpose of this study is to examine safe-haven assets, such as gold, Bitcoin, dollars, and the overall stock market index, under uncertain conditions and to analyze their risk transfer capabilities in the presence and absence of geopolitical risks.

METHODLOLOGY

In this research, the Time-Varying Parameter Vector Autoregression (TVP-VAR) model has been employed. The distinguishing feature of this model is its treatment of parameters as time-varying, which makes it preferable to standard Vector Autoregression (VAR) models. Among the TVP-VAR models, the R^2 Connectedness approach was selected due to its ability to differentiate between immediate and delayed effects. This allows for the clarification of how a shock propagates through the network, both immediately and over time. Consequently, more informed recommendations can be provided to investors and policymakers.

FINDINGS AND DISCUSSION

The estimations using the TVP-VAR approach were conducted using R software. The optimal lag of 2 was determined using the AIC, SC, and HQ criteria. Subsequently, in the immediate state, the assets with the greatest influence on other assets were

identified in the following order: gold, the overall stock market index, the dollar, and Bitcoin. Furthermore, in this state, the most susceptible assets to influences from others were gold, Bitcoin, the dollar, and the overall stock market index, respectively. In the immediate state, the assets with the greatest influence on geopolitical risk were, in order: the overall stock market index, gold, the dollar, and Bitcoin. Additionally, the assets most susceptible to geopolitical risk were, in order: gold, the overall stock market index, the dollar, and Bitcoin.

In the delayed state, the assets with the greatest influence on, and susceptibility to, other assets were, in order: gold, Bitcoin, the overall stock market index, and the dollar. In this state, the assets with the greatest influence on, and susceptibility to, geopolitical risk were, respectively: gold, the overall stock market index, the dollar, and Bitcoin.

CONCLUSION

In this study, the TVP-VAR method was employed over the period from May 11, 2021, to July 29, 2023, to: 1) investigate safe-haven assets under economic uncertainty; 2) rank the most influential and susceptible assets among others; and 3) rank the most influential and susceptible assets to and from geopolitical risk.

The research results indicate that in all three states—immediate, delayed, and overall—gold has been the most susceptible asset. When a shock is applied to the network and immediately transmitted to the portfolio, gold exhibits the highest susceptibility among other assets. Moreover, in both immediate and delayed states, the most influential assets are, in order: gold, Bitcoin, the overall stock market index, and the dollar. In the overall state, the most influential assets are the dollar, gold, the overall stock market index, and Bitcoin. The ranking of influential assets from this perspective is crucial. If investors lack the financial capacity to invest in gold, alternative options are suggested.

Based on the obtained results, the following recommendations can be made for investors and policymakers:

- Gold is considered a safe-haven asset in this study. Subsequently, Bitcoin, the overall stock market index, and the dollar can be introduced as safe-haven assets after gold. Therefore, considering that gold has been the most influential asset in both immediate and delayed states, it is advisable for investors to consider gold as a strong safe-haven asset.

- If investors lack the financial capacity to acquire gold, investment in Bitcoin, the overall stock market index, and the dollar is recommended.

Keywords: Safe-haven Assets, Risk Transfer, Uncertainty, Geopolitical Risk, TVP-VAR Model.

JEL Classification: G11, G15, G00.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 13, No. 48, Spring 2025
pp. 13-16

Research Paper

The Impact of Corporate Reputation on Financial Leverage and Trade Credit[1]

Mohsen Khotanlou[2], Mahdi Kazemiolum[3], Farzad Ziyaei[4]

Received: 2024/07/28 Accepted: 2024/12/14

ABSTRACT

This study examines the relationship between corporate reputation and financing decisions. To align with the research objectives, a sample of 174 companies listed on the Tehran Stock Exchange was selected, covering the period from 1390 to 1401 (Iranian calendar years, approximately 2011–2022). Corporate reputation was assessed using a composite scoring method that incorporated four components: the price-to-earnings ratio, Tobin's Q, the long-term investment ratio, and firm age. Additionally, inclusion in the Industrial Management Organization's top 100 company rankings served as an alternative measure of corporate reputation. The primary method for model estimation was multiple regression, employing the generalized least squares (GLS) technique, with the generalized method of moments (GMM) used as a complementary approach. The findings revealed a positive and statistically significant relationship between the corporate reputation score and financial leverage. In contrast, an inverse and significant relationship was observed between corporate reputation and trade credit.

1. doi: 10.22051/jfm.2024.47865.2944

2. Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Corresponding Author. Email:mkhotanlou@basu.ac.ir.

3. Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Email:m.kazemiolum@basu.ac.ir.

4. M.Sc. Department of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Email:farzadze781@gmail.com.

These results remained consistent when corporate reputation was measured using the Industrial Management Organization's top 100 rankings. Supplementary tests conducted with the GMM approach further confirmed the robustness of these findings.

INTRODUCTION

In recent years, firm reputation has emerged as a pivotal concept in the fields of marketing, management, and finance, owing to its role in creating competitive advantages and sustaining long-term performance. It has attracted growing attention from the media, researchers, and stakeholders alike (Chun, 2005). Simply put, a company's reputation can be defined as the public's perception of the firm. Many managers view reputation as one of the most enduring factors contributing to a firm's sustainable growth and success (Hall, 1992). Reputation serves as a mechanism to reduce uncertainty for customers, enhance the effectiveness of marketing strategies, and ultimately boost customer satisfaction (Lee & Roh, 2012). Moreover, numerous researchers consider reputation a valuable intangible asset for firms (Wang, 2008; Rindova et al., 2010; Trotta & Cavallaro, 2012). Milgrom and Roberts (1982), employing game theory and the concept of repeated games, demonstrated that reputation emerges from information asymmetry. Asymmetric information about an actor—shaped by general beliefs based on past actions—underpins their reputation. They argued that managers and companies can shape their reputations through strategic actions. By prioritizing actions without formal or explicit contracts, actors can cultivate a reputation for unique qualities, which helps mitigate agency problems and increase profits over time. Since acquiring and maintaining a strong reputation entails costs, it must yield future benefits to justify the investment. Economic theory further suggests that companies with stronger reputations benefit from advantages such as lower financing costs (Diamond, 1989; 1991). A robust reputation acts as a positive signal, indicating that the company prioritizes the interests of its investors. Consequently, firms that take steps to enhance their reputation are rewarded by investors and creditors with more favorable financing terms (Anginer et al., 2015).

HYPOTHESIS

H1: There is a significant relationship between corporate reputation and financial leverage.

H2: There is a significant relationship between corporate reputation and trade credit.

METHODOLOGY

The statistical population of this research consisted of all companies listed on the Tehran Stock Exchange from 2012 to 2023. The selected companies were required to meet specific criteria: their fiscal year had to end on March 29, they needed to maintain consistent fiscal year reporting throughout the research period, and companies operating in financial intermediation industries—such as banks, insurance firms, and investment companies—were excluded. Furthermore, the availability of data necessary for calculating variables was a prerequisite. Ultimately, a total of 174 companies, analyzed as a balanced panel dataset (2,088 firm-years), were included in the study. The data required for variable calculations were sourced from financial statements, accompanying notes, and supplementary financial disclosures. Data analysis was conducted using EViews software, with multiple regression analysis employed to test the research hypotheses.

RESULTS

The findings indicated a significant relationship between corporate reputation and financial leverage. Similarly, a significant relationship was observed between corporate reputation and trade credit. Further analysis using the generalized method of moments (GMM) confirmed that corporate reputation exerts a direct and significant effect on financial leverage, whereas its effect on trade credit is inverse and significant.

DISCUSSION AND CONCLUSION

Corporate reputation reflects a company's past performance across various domains and significantly shapes its current and future outcomes (Lee & Roh, 2012). The findings of this study suggest that corporate reputation plays a critical role in financing decisions. Specifically, companies with stronger reputations tend to utilize higher levels of financial leverage while relying less on trade credit for financing. These results align with Milgrom and Roberts' (1982) game-theoretic explanation, which posits that firms initially build a robust reputation to secure future advantages, such as access to low-cost financing. Furthermore, the findings are consistent with signaling theory, which argues that a company's reputation serves as a signal to external stakeholders about its credibility and customer relationships, thereby reducing information asymmetry and lowering financing costs (Batrancia, Nikita, & Kukis,

2022). Based on these insights, it is recommended that companies treat reputation as a strategic asset. Cultivating and sustaining a strong reputation yields significant long-term benefits, including reduced financing costs and improved profitability.

Keywords: Corporate Reputation, Financial Leverage, Trade Credit, Generalised Methods of Moments.

JEL Classification: C33, C58, D92, G32

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 13, No. 48, Spring 2025
pp. 17-22

Research Paper

Dynamic Spillover of Risk between Exchange Rates, Stocks, Housing, and Gold Coins in Iran: New Evidence from Comparing Sanction and Non-Sanction Periods[1]

Sohail Rudari[2], Seyed Hadi Arabi[3], Abolfazl ShahAbadi[4], Omid Ali Adeli[5]

Received: 2023/08/10 Accepted: 2025/03/03

INTRODUCTION

Exchange rate expectations play a critical role in stock price fluctuations. According to purchasing power parity theory, inflation drives an increase in exchange rates to preserve economic competitiveness. Consequently, a strong relationship exists among exchange rates, inflation, and stock prices.

Empirical studies underscore this relationship. Zhao (2010) found no long-term equilibrium between the real effective exchange rate and stock

1. doi: 10.22051/jfm.2025.41262.2718

2. Ph.D. Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran. Email: Soheil.roudari@gmail.com.

3. Associate Professor, Department of Economics, Qom University, Qom, Iran. Email: sh.arabi@qom.ac.ir

4. Professor, Department of Economics, Faculty of Social and Economic Sciences, Al-Zahra University, Tehran, Iran. Email: a.shahabadi@alzahra.ac.ir.

5. Associate Professor, Department of Economics, Qom University, Qom, Iran. Corresponding Author. Email: oa.adeli@qom.ac.ir.

prices in China but identified bidirectional spillover effects. Delgado et al. (2018) reported a significant negative impact of exchange rates on Mexico's stock market. Gupta et al. (2001) observed unidirectional causality from stock prices to interest rates and a weak unidirectional causality from exchange rates to stock prices. Akar (2011), employing the DCC-GARCH model, analyzed Turkey's stock, gold, and currency markets, concluding that asset correlations varied over time, particularly during the 2001 crisis. Sener et al. (2013) investigated dynamic conditional correlations among stocks, bonds, gold, oil, and exchange rates. Their findings suggest that bonds serve as a hedge against stock market fluctuations, while gold mitigates exchange rate volatility, acting as a safe haven in the U.S. and the U.K. Younos (2020) examined the relationships among gold, stocks, bonds, and real estate in the U.S., finding that before the 2007 financial crisis, gold was not an effective hedge. However, during the 2007–2009 crisis, gold remained relatively stable amid economic shocks, functioning as a weak safe haven. Lee et al. (2021) explored the relationship between commodity and financial asset returns in the U.S. and China during the COVID-19 pandemic using the TVP-VAR model. Their results indicated a stronger connection in the U.S. than in China, with the relationship intensifying during the pandemic. Before the peak of COVID-19, gold was a net transmitter of volatility; afterward, stocks and currencies assumed this role, while corn emerged as a net receiver of volatility. Liu et al. (2021) assessed market volatility across China's major financial sectors using the TVP-VAR model, revealing weak volatility correlations among housing, stock, bond, currency, and commodity futures markets. Bonds were the primary transmitters of volatility, while commodity futures absorbed the most volatility. The study also noted increased spillovers during financial crises. Liu et al. (2022) investigated liquidity linkages among Malaysia's financial markets—stocks, bonds, money, and foreign exchange—using the TVP-VAR model. They found that liquidity flows intensified during extreme economic and political events, suggesting minimal liquidity transfer risk across Malaysia's financial markets.

Existing studies have not yet examined volatility transmission and reception among assets such as exchange rates, gold coins, stocks, and real

estate using the DY-TVP-VAR approach. Unlike traditional models like DCC-GARCH and DCC-FIAPARCH, this method provides a more precise analysis of causality and the intensity of volatility transmission. This capability is particularly valuable for policymakers and investors seeking to navigate complex financial dynamics.

MATERIAL AND METHODS

In this study, drawing on the works of Asadi et al. (2022), Reboredo et al. (2021), Yunus (2020), and Mensah et al. (2017), the spillover effects of risk among exchange rates, gold coins, stock indices, and housing price indices were analyzed on a monthly basis using the DY-TVP-VAR model. The analysis spans the period from 1385:01 to 1400:12 (March 2006 to March 2022) in the Iranian calendar, covering significant economic and political events that have impacted Iran's economy. These events likely influenced the transmission and reception of volatility across the examined assets. All required data were sourced from the Financial and Economic Information System of the Ministry of Economic Affairs and Finance and the Economic Indicators published by the Central Bank of Iran.

RESULTS AND DISCUSSION

According to Chart 1, a positive relationship exists between the volatility of returns in the housing sector and stocks, with the peak observed in 2008–2009. In contrast, the relationship between housing returns and gold coins is negative, while the relationship between gold coins and stocks has also been negative across many periods, reaching its highest level from 2018 onward. Similarly, the relationship between housing and exchange rates has been negative, with the strongest effect recorded between 2008 and 2013. For stocks and exchange rates, a generally negative relationship prevails, which has intensified since 2018. However, the relationship between exchange rates and gold coins varies: during periods of milder sanctions (when sanctions were less severe), it was negative, whereas during times of heightened sanctions, it turned positive.

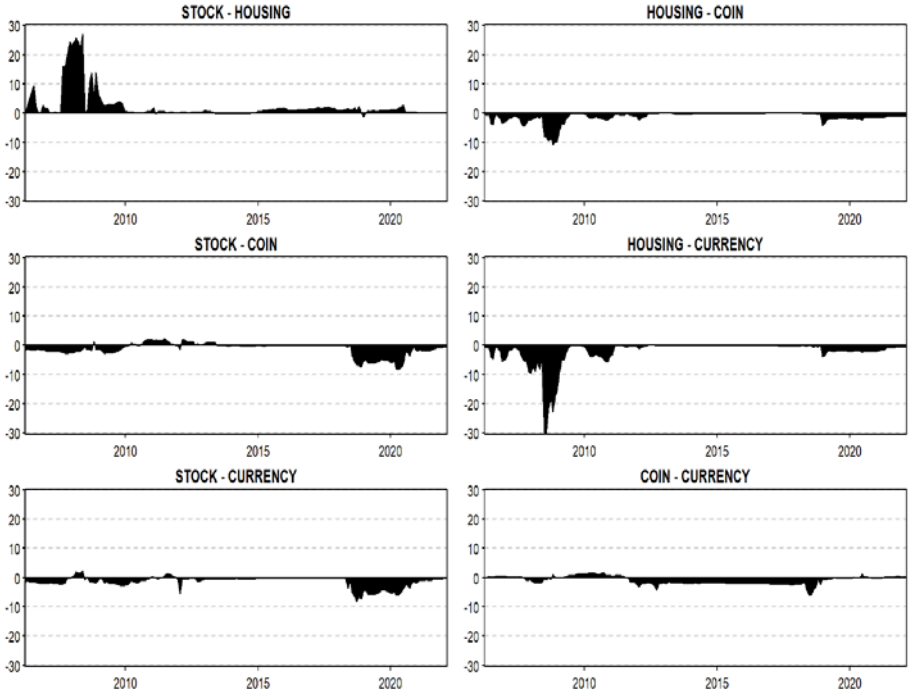


Diagram 1. Pure dynamic two-to-two relationship between assets

The systematic relationships between various assets are presented in Chart (2).

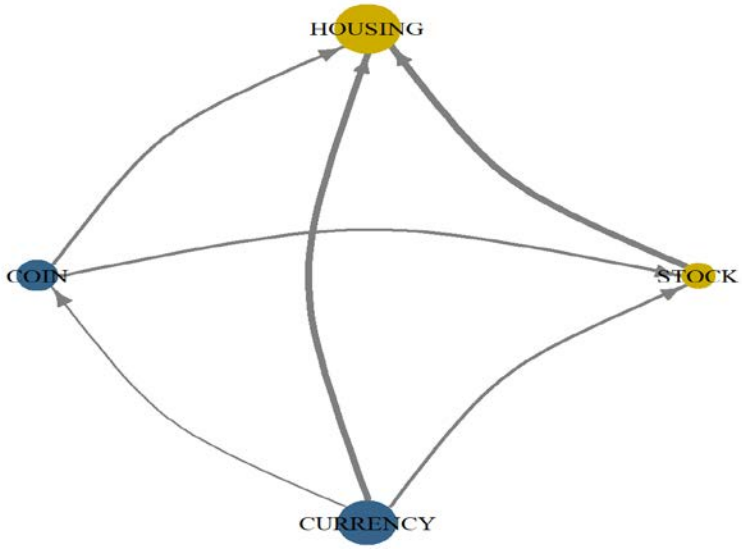


Chart 2. Systematic connection between different assets

Chart 2 illustrates which assets act as receivers and which as transmitters of volatility in general. Notably, the size of each arc reflects the intensity of volatility received or transmitted. The housing market emerges solely as a receiver of volatility from other assets, with no evidence of volatility transmission from housing to other markets. The most substantial volatility transfer to the housing market originates from the foreign exchange and stock markets. The foreign exchange market functions exclusively as a transmitter of volatility to other markets, with the highest transmission directed toward the housing market, followed by nearly equal levels of volatility received by the stock and gold coin markets. The gold coin market, in turn, receives volatility solely from the foreign exchange market and transmits its own volatility to both the stock and housing markets, with the intensity of this transfer being equivalent in both cases. Additionally, during the period under review, the stock market serves as both a receiver and a transmitter of volatility: it absorbs volatility from the foreign exchange and gold coin markets while channeling volatility to the housing market. After the foreign exchange market, the stock market ranks as the second most significant transmitter of volatility to the housing market.

CONCLUTION

In today's interconnected financial landscape, markets are closely linked, a phenomenon amplified by financial innovations. In Iran, the housing and gold coin markets are regarded as safe-haven investments, capable of both influencing and being influenced by other markets. This study investigates risk spillovers among exchange rates, housing, gold coins, and stocks from 2006 to 2022, employing the DY-TVP-VAR model. The findings indicate that exchange rates and gold coins serve as the primary sources of volatility within these markets, both transmitting and receiving volatility from other assets. During periods of intensified sanctions, particularly from 2018 onward, the transmission and reception of volatility increased significantly. Exchange rates predominantly acted as a transmitter of volatility, while housing functioned primarily as a receiver. The stock market absorbed risk from both exchange rates and gold coins, with housing emerging as the main recipient of volatility, especially from exchange rates. The study suggests that holding gold coins and exchange rates does not offer effective risk mitigation, whereas housing can

serve as a hedge. During high-volatility periods, such as those marked by sanctions, the DY-TVP-VAR model provides superior insights for managing investment portfolios.

Keywords: Housing, Exchange Rate, Gold Coins, Stock Market, DY-TVP-VAR Model.

JEL Classification: G01, G11, G17, G32.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 13, No. 48, Spring 2025
pp. 23-26

Research Paper

The Impact of Synchronicity on Block Trading: Moderating Role of Media Coverage[1]

Mehrab Nasiri[2], Hossein Fakhari[3], Esfandiyar Malekian Kalehbasti[4]

Received: 2024/06/06 Accepted: 2024/12/14

INTRODUCTION

In the realm of financial markets, particularly within the uniquely complex environment of Iran's capital market, the interplay between block trades, media coverage, and stock price dynamics is a fascinating subject that sheds light on the mechanisms of market efficiency and information dissemination. Iran's market, like many emerging markets, is characterized by a high degree of information asymmetry, where a limited number of well-connected investors often possess knowledge that is not immediately available to the general public. This situation creates opportunities for privileged actors to capitalize on inside information, thereby influencing stock prices in ways that might not reflect the true fundamentals of the companies involved.

Block trades, defined as large transactions of securities that are negotiated off-exchange and then executed as a single unit, play a crucial role in this context. When executed, block trades can have immediate effects on the market, potentially causing significant price movements due to the sheer volume of shares changing hands. This is especially true when the traded securities belong to companies with substantial market

1. doi: 10.22051/jfm.2024.47397.2929

2. Ph.D. Student, Department of Accounting, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email:mehrab_nasiry@yahoo.com.

3. Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Corresponding Author. Email:h.fakhari@umz.ac.ir.

4. Professor, Department of Accounting, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email:e.malekian@umz.ac.ir.

capitalization. In such cases, a well-timed block trade could indicate a change in investors' perception of a company's future prospects, which can ripple through the market, impacting both the price and the overall perception of the company's stock.

However, the role of the media in this intricate dance cannot be understated. In an environment where information is not evenly dispersed, the media becomes a crucial channel for disseminating news and analysis that can bridge the gap between insider knowledge and public information. The influence of digital and social media in recent years has further amplified this role. Studies such as "Direct interaction in digital interactive media and stock performance" suggest that the rise of Digital Interactive Media (DIM) has made it a primary source for investors to gather information about listed companies in China, implying a similar potential impact in other markets, including Iran's.

Media coverage, by providing timely and (ideally) accurate information, has the potential to decrease information asymmetry, making stock prices more reflective of a company's fundamentals. This process, known as price discovery, is enhanced when the media acts as an effective conduit for information, especially in relation to block trades. When a significant block trade occurs, the media's role in reporting and analyzing the event can help investors make more informed decisions, reducing the immediate market shock and fostering a more stable price adjustment.

In the context of Iran, where the financial sector is influenced by both domestic and geopolitical factors, the media's capacity to analyze and contextualize these block trades becomes even more critical. For instance, a large block trade in a company with significant foreign investment implications could be seen as a response to international sanctions or economic policies. The media's ability to provide this context can guide investor sentiment, potentially mitigating excessive volatility.

Moreover, studies on the relationship between social media messages and stock returns, such as "The Relationship of Social Media Messages with Stock Returns and Volatility," highlight the growing impact of social media platforms in shaping market reactions. Although this study focuses on the BIST30 market, its findings are indicative of a broader trend that could also apply to Iran's market, where social media could amplify the effects of block trades through rapid information sharing and speculation.

The effectiveness of the media in this process, however, depends on the credibility and timeliness of information provided. In an environment where misinformation can spread quickly, investors rely on reputable sources for accurate market insights. Regulators and market watchdogs in Iran have a role to play in ensuring that the media landscape remains transparent and reliable, fostering an environment where block trades contribute to a more efficient and fair market.

In conclusion, the interplay between block trades and media coverage in Iran's capital market is a testament to the evolving nature of financial markets and the crucial role that information plays in shaping investor behavior. As the market grows and becomes more integrated with global financial systems, the role of the media in disseminating information about significant transactions, like block trades, becomes even more vital. By fostering a transparent and informed market, the media can help reduce the impact of sudden price movements and promote a healthier investment climate. The challenge for regulators, investors, and media outlets alike is to navigate this complex landscape, ensuring that information is accurate, accessible, and effectively utilized to promote market efficiency and fairness.

MATERIALS AND METHODS

This research focuses on companies listed on the Tehran Stock Exchange (TSE) during the period from 1393 to 1401. Specifically, the researchers employed a systematic elimination method to select 100 companies, encompassing 11,237 block transactions. These transactions were then reviewed, examined, and analyzed to gain insights into the relationship between block trades, media coverage, and stock price dynamics within Iran's capital market.

RESULTS AND DISCUSSION

The findings suggest that the number of block trades and the block trading ratio have a positive impact on stock price synchronicity. This means that as the frequency of block trades increases, stock prices tend to move more synchronously.

Conversely, media coverage moderates the relationship between the block trading index and stock price synchronicity, exerting a negative effect. This implies that when media coverage is high, the impact of block trades on stock price synchronicity is reduced.

In essence, the results indicate that block trades do influence stock price synchronicity, but media coverage can mitigate this effect to some extent. This is a significant finding that highlights the complex interplay between market forces and media influence in shaping stock price dynamics.

CONCLUSION

To enhance the stock market, the organization should mandate that companies disclose information more transparently and in a timely manner. This would improve market efficiency, encourage investor participation in projects, and benefit the national economy. Investors should exercise caution and closely monitor their portfolios, as

specific company information can significantly affect share prices. Further research is warranted to fully understand the impact of block trading on stock prices.

Keywords: Block Trading, Stock Price Synchronicity, Media Coverage, Information Asymmetry.

JEL Classification: F19, G12, L82.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 13, No. 48, Spring 2025
pp. 27-30

Research Paper

Analysis of Investors' Intelligence in Mutual Funds in The Periods of Recession and Boom in the Capital Market[1]

Bahareh Heidari Moghadam[2], Mirfeiz Fallahshams[3], Gholamreza Zomorodian[4]

Received: 2024/02/13 Accepted: 2025/03/03

INTRODUCTION

This research aims to examine the ability of mutual fund investors to predict fund performance and select higher-yielding funds. To assess this, data from 34 funds were collected for the period 2012 to 2020, enabling an evaluation of investor cash flow intelligence.

Market booms and downturns were differentiated to determine if investor behavior varied across these periods. Additionally, individual and institutional investors were analyzed separately to evaluate the distinct performance of each group. The Carhart four-factor model was used to calculate risk-adjusted fund returns and assess investor intelligence.

---

1. doi: 10.22051/jfm.2025.42896.2786

2. Ph.D. Student, Department of Financial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email: Bh.moghadam@yahoo.com.

3. Professor, Department of Financial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email:mir.fallahshams@ iauctb.ac.ir.

4. Professor, Department of Financial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: gholamrezazomorodian@gmail.com.

The results indicated that investors demonstrated intelligent behavior by entering funds during market booms and exiting during downturns. These findings contribute to a better understanding of investor behavior and decision-making in financial markets.

MATERIALS AND METHODS

The research population comprised all active mutual investment funds supervised by the Tehran Stock Exchange Organization. The research sample was selected from this population using a systematic elimination method. Funds meeting the following criteria were included:

- The fund was either a mixed or equity investment fund, regardless of size.
- The fund had obtained its operating license and commenced operations prior to 2012.
- The fund remained active throughout the study period (2012-2019), with all necessary information available on the Stock Exchange Organization's website.
- Other investment fund types, such as index funds, fixed income funds, and real estate funds, were excluded.

This study employed a multivariate linear regression model, using both time series and panel data, to test the research questions. Data analysis was conducted using Eviews software. The alpha coefficient served as a measure of investor intelligence in selecting higher-performing funds.

RESULTS AND DISCUSSION

The estimation results of the research model, aimed at predicting smart money during market booms, revealed that the alpha coefficient for both individual and institutional investors was positive and statistically significant at the 99% confidence level. This indicates that during boom periods, fund performance exceeded market performance, suggesting that investors acted intelligently during these times.

Conversely, the estimation results for predicting smart money during market downturns showed that the alpha coefficient for both groups of funds, with positive liquidity flows from individual and institutional investors, was negative and statistically

significant at the 95% confidence level. This suggests that investment fund performance during market downturns was weaker than the market, and these funds were unable to generate superior returns for their investors.

CONCLUSION

This study's findings, derived from segmenting the market into boom and recession periods, reveal notable insights during market booms. The research model indicates that investment funds experiencing liquidity inflows outperformed the market and overall index during boom phases. The alpha coefficients for both individual and institutional investor groups were statistically significant at the 99% confidence level, demonstrating the ability of these funds to achieve superior returns during thriving market conditions. Consequently, investors injecting new capital into investment funds during market booms acted wisely, securing better returns than the overall index.

These results align with early studies on investor intelligence by Graber (1996) and Zheng (1999), as well as Salang's (2012) finding that investors perform better in boom periods. The observed intelligent performance of both investor groups during booms also resonates with Kiyosaki and Stollin's (2008) emphasis on investor vigilance. Conversely, investors withdrawing capital during market booms acted unwisely. Both individual and institutional investor groups exhibited statistically significant unwise behavior at the 99% confidence level. Notably, institutional investors showed a larger coefficient during withdrawals, suggesting weaker performance compared to individual investors, contradicting the common belief that they are more astute.

During market recessions, the study found that investment fund performance was weaker than the market and overall index. Investors failed to achieve higher returns, indicating unintelligent investment performance in actively managed funds. These results are consistent with findings by Farazani and Lamont (2008) and Feng, Zhou, and Chan (2014), which highlight investor unawareness and poor fund performance. However, investors who withdrew capital during recessions acted intelligently by exiting funds with lower returns than the market. This action demonstrates a sound understanding of market conditions and effective decision-making during challenging times.

Keywords: Cash Flow, Intelligence of Investor, Mutual Fund, Economic Prosperity, Legal Investors, Real Investors.

JEL Classification: G23, G11, G10.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 13, No. 48, Spring 2025
pp. 31-34

Research Paper

Predicting Stock Returns Based on the Approach of Bayesian Averaging Models; Quantum Finance and Continuous Wavelet Analysis[1]

Fatemeh Sarraf[2], Zahra Nasiri[3], Mohammad Reza Tanhayi[4], Qudratullah Emamverdi[5], Ali Najafi Moghaddam[6]

Received: 2024/02/29 Accepted: 2024/12/14

INTRODUCTION

Here's a revised version of the text, focusing on clarity, conciseness, and improved flow:

REVISED TEXT:

"Linear models, due to their limitations in capturing the complex conditional distribution of data, their inability to reflect dynamic behavior, and restrictive assumptions that diverge from reality, often fail to accurately predict returns in modern financial markets. This research aims to identify the most suitable model for forecasting stock returns within the Tehran capital market across various time horizons.

Numerous methods have been developed for predicting stock returns and identifying behavioral patterns, including machine learning approaches such as support vector machines, tree-based decision methods, gradient boosting machines, distributed

1. doi: 10.22051/jfm.2024.43067.2794
2. Assistant Professor, Department of Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email:aznyobe@yahoo.com.
3. Ph.D. Student, Department of Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email:zahra_1896_87@yahoo.com.
4. Professor, Department of Physics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email:mtanhayi@gmail.com.
5. Assistant Professor, Department of Economic Sciences, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email:ghemamverdi@gmail.com.
6. Assistant Professor, Department of Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email:alirezanm@yahoo.com.

random Bayesian inference, autoencoders, reinforcement learning, time-varying parameter models, and quantum financial models. However, a universally dominant approach for designing an optimal stock return model remains elusive. A key challenge is determining the most effective model for predictive accuracy.

Another significant issue is the temporal instability of stock return prediction models. Models often struggle to provide accurate predictions across short, medium, and long-term horizons. Research indicates that the coefficients of variables influencing stock returns vary significantly across these time frames. This aligns with Le Chatelier's principle in economics, which suggests that elasticity tends to be greater in the long term, resulting in notable differences in coefficients and elasticity over time. Therefore, identifying the optimal model for each time horizon is a critical objective of this study.

The efficacy of predictive models is influenced by factors such as the specific market, time period, country, input variables, and the defined dependent variable. However, nonlinear models generally demonstrate superior accuracy compared to linear models. Nonlinear models offer the flexibility to adapt to evolving market conditions, as their estimated coefficients are not static. This adaptability makes nonlinear approaches more effective in capturing the intricate and dynamic nature of financial data.

MATERIALS AND METHODS

The central hypothesis of this research is that the predictive accuracy of stock return models varies over time. This study aims to develop a novel framework for modeling stock return distributions, making it a practical research effort. The theoretical foundations and research background were established through a literature review. This research employs a causal-comparative design, utilizing the total stock market index return.

The data analyzed spans the period from September 23, 2018, to September 23, 2022, using daily stock market data. To predict and model stock returns, the study investigates a range of estimation models, including classical or structural regressions, non-structural regressions, time-varying parameter Bayesian regressions, discrete and continuous wavelet transform models, metaheuristic approaches, simple and deep artificial neural networks, stochastic differential models, and financial quantum models.

RESULTS AND DISCUSSION

This study employs two standard metrics, Mean Squared Forecast Error (MSFE) and Mean Absolute Forecast Error (MAFE), to determine the optimal model for various time horizons.

Table 1. Forecast Performance Criteria Across Different Forecast Horizons

		1-day		16-day		32-day	
forecast interval model type1-day		MAFE	MSFE	MAFE	MSFE	MAFE	MSFE
Time-varying Bayesian-parameter models	$TVP-AR(1)-X\quad DMA(\alpha=\lambda=0.99)$	0/071	0/009	0/087	0/011	0/125	0/016
	$TVP-AR(1)-X\quad DMA(\alpha=\lambda=0.95)$	0/062	0/007	0/076	0/009	0/109	0/012
	$TVP-AR(1)-X\quad DMA(\alpha=\lambda=0.90)$	0/057	0/006	0/070	0/007	0/100	0/011
	$TVP-AR(1)-X\quad DMS(\alpha=\lambda=0.99)$	0/076	0/014	0/093	0/017	0/134	0/025
	$TVP-AR(1)-X\quad DMS(\alpha=\lambda=0.95)$	0/067	0/008	0/082	0/010	0/118	0/014
	$TVP-AR(1)-X\quad DMS(\alpha=\lambda=0.90)$	0/053	0/006	0/065	0/007	0/093	0/011
	$TVP-AR(1)-X\quad DMA(\alpha=0.99,\lambda=1)$	0/073	0/010	0/090	0/012	0/129	0/018
	$TVP-AR(1)-X\quad DMA(\alpha=0.95,\lambda=1)$	0/067	0/008	0/082	0/010	0/118	0/014
	$TVP-AR(1)-X\quad BMA(\alpha=\lambda=1)$	0/014	0/002	0/017	0/002	0/095	0/064
	WLS	0/020	0/022	0/025	0/027	0/075	0/059
Non-structural models	$BVAR-Minnesota$	0/078	0/011	0/096	0/014	0/137	0/019
	VAR	0/083	0/012	0/102	0/015	0/146	0/021
	ARMA	0/050	0/017	0/062	0/021	0/088	0/030
	MSVAR (Prosperity regime)	0/033	0/029	0/041	0/036	0/058	0/051
	MSVAR(Recession regime)	0/014	0/003	0/047	0/024	0/025	0/005
	MSVAR(normal regime)	0/051	0/009	0/063	0/011	0/090	0/016
structural models	OLS	0/157	0/106	0/193	0/130	0/277	0/187
	GLS	0/146	0/090	0/180	0/111	0/257	0/159
Wavelet models	discrete	0/047	0/008	0/058	0/010	0/083	0/014
	Continuous	0/033	0/006	0/041	0/007	0/058	0/011
Metaheuristic approaches	Ant Colony Optimization	0/073	0/010	0/090	0/012	0/129	0/018
	Particle Swarm Optimization.	0/087	0/009	0/107	0/011	0/153	0/016
	Artificial Bee Colony Algorithm.	0/074	0/002	0/091	0/002	0/130	0/004
	Imperialist Competitive Algorithm.	0/100	0/321	0/123	0/395	0/176	0/565
Neural network approaches	Perceptron	0/078	0/011	0/096	0/014	0/137	0/019
	Recurrent Neural Network.	0/083	0/012	0/102	0/015	0/146	0/021
	Feed Forward	0/070	0/016	0/086	0/020	0/123	0/028

		1-day		16-day		32-day	
forecast interval model type1-day		MAFE	MSFE	MAFE	MSFE	MAFE	MSFE
	Convolutional Neural Network.	0/063	0/028	0/077	0/034	0/111	0/049
	Deep Learning and Neural Network.	0/071	0/009	0/087	0/011	0/125	0/016
Random differential	Geometric Brownian Motion.	0/062	0/007	0/026	0/019	0/109	0/012
	Heston	0/057	0/006	0/031	0/027	0/100	0/011
Financial quantum	Quantum Harmonic Oscillator.	0/076	0/011	0/024	0/019	0/134	0/019

Table 1 demonstrates that the accuracy of stock return prediction models varies across different time periods. This highlights the need for time-frame-specific forecasting.

CONCLUSION

The findings reveal that Bayesian model averaging was most accurate for short-term predictions, Quantum Harmonic Oscillator models excelled in the medium term, and wavelet models were superior for long-term stock return forecasting. These results underscore the varying accuracy of the reviewed models across different time horizons, reinforcing the necessity of time-frame-specific predictions.

Based on these results, the use of nonlinear models for stock return predictions is recommended. Investors should select models offering the highest accuracy for their specific investment horizon, aligning with their portfolio holding or buying period. These findings are consistent with prior research by Armen et al. (2022), Sarraf et al. (2019), Azevedo et al. (2022), Leo et al. (2022), and Alexiou et al. (2022).

Keywords: Stock Returns, Financial Quantum, Bayesian Averaging, Wavelet.
JEL Classification: G1, G12.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

JOURNAL INFORMATION

As a scientific-research quarterly, **Journal of Financial Management Strategy** is aimed to promote financial literacy in the country, identify financial management issues of Iranian organizations and offer suggestions.

- Journal of Financial Management Strategy publishes high quality basic, scientific research and development in the fields of financial management.
- Acceptance of submitted papers is subject to the approval of referees and editorial board to make the final decision to accept or reject the manuscript for publication.
- The journal is owned by Department of Social Sciences and Economics, Alzahra University and enjoys positions such as managing director, chief editor, internal manager and executive manager.

1. The articles only have to be submitted electronically through the following website: http://jfm.alzahra.ac.ir
2. All of the Professors and researchers are required to sign up and format their manuscripts according to instruction for authors.
3. It is not required to visit in person or by phone; and all communications with authors and reviewers will be respected through the system.
4. Based on the letter No. ۳/۱۸/۱۰۲۴۰۱ dated۱۸/۰۵/۱۳۹۵ from Ministry of Sciences, Research and Technology, Journal of Financial Management Strategy has been published as a scientific-research quarterly since Spring 1395.

JOURNAL DECISION-MAKING PROCESS

After a paper is submitted to the journal; the originality of the manuscript will be examined by the internal department and decides whether or not to send it for journal's referees. Finally, after receiving reports by two or three referees, the journal's editorial board makes the final decision to accept or reject the manuscript for publication base on the given score. The accepted papers will be in the waiting list to be published in the upcoming issues.

JOURNAL MISSION

The mission of Quarterly Journal of Financial Management Strategy journal is the research in the field of capital markets, securities, and promotion of research-based education with an emphasis on financial management strategies.

JOURNAL AIMS

1. To produce, distribute and present findings and results of scientific research in the field of financial management based on the identification of strategies, approaches, models, methods, experience and innovation theoretically, practically and strategically throughout the country.

2. To promote international research in the field of capital market and raise motivation and the interaction between researchers in the country.
3. To publish the results of scientific research of scientific and research centers and faculty members in accordance with strengthening the efficiency of capital markets, analysis of financial management issues and the publication of papers of university lecturers and postgraduate students of Al-Zahra University and other academic centers in the field of finance and securities especially the introduction of strategies and techniques for financial management of the companies.

JOURNAL SCOPE

1. Innovative financing strategies
2. New financial instruments and Islamic securities
3. Financial institutions in primary and secondary market
4. Analysis of the country's capital market and analysis of finance of the companies
5. Financial rights and regulations
6. The introduction of new techniques in financial management strategies
7. Financial planning and budgeting of the companies
8. Policies and strategies of profit sharing
9. Financial reporting and its new strategies
10. Policy making and financial decisions and strategies for capital structure
11. Bankruptcy and dissolution of companies
12. Strategies of Takeover and merging companies

INSTRUCTIONS FOR AUTHORS

1. MANUSCRIPT FORMAT

Manuscripts are accepted in WORD 2007, size A4 (margin should be set at Top= 4, Bottom=5/6, left= 4 and right =5 cm), font Times New Roman Persian text B12 and English fonts 11 with spacing 1 cm between the lines, only to be sent through the website:

http://Journal.alzahra.ac.ir/Jfm

2. MANUSCRIPT STRUCTURE

The articles should include the following sections:

A. Cover page

Include full article title, author or authors (name of corresponding author with an asterisk to be determined), academic rank and the name of the institution or university or place of employment, full address of corresponding author as: mailing address, telephone number, fax number and e-mail. In addition, do not use the title and only academic rank and workplace should be included.

B. First page

The exact title of the article and abstract include the purpose of the study, methodology, discussion and conclusions (maximum of 200 words) and keywords (maximum of 5 words). Abstract must have JEL classification. Topic- based classification of Keywords is a code as number and English letters, which is known as the International Code of Keywords. It is available on the website http://www.aeaweb.org (You can also search Google).

C. *Second page*

The second page includes highlighted headlines as below.

1. **Introduction** (includes general points of topic, significance of study and necessity of the research, research purposes, and the difference between this study with literature review, increasing knowledge of paper and introducing the paper structure).
2. **Theoretical Background and Literature Review**:

   Including theories and theories related to the research hypotheses, Iranian and foreign Literature review related to the research hypotheses and research topic.
3. **Research Questions and Research Hypotheses:**

   Including one or more hypotheses or research questions numerically.
4. **Research Methodology**

   Including participants, calculating sample size, study variables, the models and statistical procedures, databases, standardized software, time of study, data collection procedures.

5. **Data Analysis**

   Including descriptive data tables, validity and reliability of the questionnaire, homogeneity test, diagnostic testing, regression, parametric and non-parametric test, tables of related software to each of the hypotheses, accepting or rejecting the hypothesis, analysis and interpretation of the results for each of the hypotheses, test statistics and analysis of variable coefficients.

6. **Results and Discussion**

   Including the results of any of the hypotheses, the correlation of research results with literature review, the introduction of practical suggestions and strategies and related results.

3. IN-TEXT CITATION

Persian references in the text should be placed in parentheses including (last name, year, and page number). English references should be inserted in the text in Persian and its English equivalent should be written in footnote. Details about the terms and English equivalents should also be included in footnote. English terms should not be provided in the test, except in the case of formulas and equations.

4. REFERENCES

Persian references and then English references should be provided alphabetically as follows:

A Book: Last name, first name. (Publisher). Book with italics, translator, place of publication, publisher name.

B Article: last name, first name. (Publication year). "Title of the Article within quotation marks.«The name of the journal italics, issue number, volume number, place of publication, page number.

5. CHARTS AND TABLES TITLES

Title of the tables should be written at the top and title of the charts should appear below. Number from 1 (number) so used.

6. OTHER TERMS AND CONDITIONS

- The submitted paper should not be published elsewhere in Persian language Iranian and non-Iranian journals and has not been submitted elsewhere at the same time.

- Journal articles that do not follow the form and structure in the instructions for author section will not be considered for further process.
- Journal is eligible to edit the papers without changing its content and submitted papers will not be returned.
- The corresponding author or authors are responsible for the accuracy of the submitted paper.
- Word files should be named in English. It must include the first author's last name and date of submission.
- Submitted papers will be published after the approval of the referees and editorial board.

References in Text

In English text, references such as a name, year or page, should be noted in footnotes.

Others

- Essays sent to the Publication should not be sent simultaneously to other publications.
- The Publication will not accept and publish essays not meeting the above mentioned requirements.
- The Publication may edit sent essays without changing the content and it will not send them back.
- The responsibility of essays' content is on the author.
- The electronic file of essays should be named in English with family name of the author and sending date.
- The sent essays will be published after specialized adjudication and being approved by the editorial Board.

Guide to Essay Writing

All the following conditions should be met by professors and researchers in their essay writing in order to be accepted by the Journal to publish.

Essay Form

Essays should be sent exclusively to the web address http: //jfm.alzahra.ac.ir in the software word, A4 papers (top margin 4 cm, bottom margin 6. 5 cm, left margin 4 cm and right margin 5 cm) by Font 11 Times New Roman and line spacing 1 cm.

Essay Structure

- The cover should contain the title; author (s) name (the author responsible for corresponding should be marked with an asterisk), scientific grade, and the name of institution or university where (s) he works in. Full office address, call number, fax and email of the author responsible for corresponding should be noted.
- The first page contains the essay's title, abstract, subject, research method, discussion and conclusion (in 200 words) and key words (up to 5 words). The abstract should have JEL taxonomy, which is available in the website www.aeaweb.org/jounal/jet_class_system.html.

The second page totally contains a question raising and the research goal and its importance; the research background and theoretical framework; questions and hypotheses; the research method including data gathering method, data analysis techniques, variables definition, statistical population, sampling method and sample volume; research findings including noting and comparing findings with the previous researches' findings and conforming them to the hypotheses; conclusion including a summary of the paper, total conclusion, suggestions based on the results and, if necessary, for future researches; resources.

Editorial Board:

Editorial Board	University	Scientific Degree	Course
Ebrahim Abbasi	Alzahra	Associate Professor	Finance
Ali Asghar AnvariRostami	Tarbiat Modares	Professor	Finance
Mohamad Esmail Fadaeenejad	Shahid Beheshti	Associate Professor	Finance
Hasan Ghalibaf-Asl	Alzahra	Associate Professor	Finance
Reza Raei	Tehran	Professor	Finance
Abolfazl Shahabadi	Alzahra	Professor	Economics
Reza Tehrani	Tehran	Professor	Finance

Journal of Financial Management Strategy

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics

Vol. 13, No.48, Spring 2025

Chief Editor: Abolfazl Shahabadi

Managing Director: Mohammadreza Rostami

Executive Manager: Azam Amirykhah

Editor of Persian: Roghaye Pouran

Editor of English: Vahid Omidi

Layout: Marziyeh Hasanzade Aliabadi

Publish Period: Quarterly

ISSN: 2345-3214

Address: Tehran- Sheikh Bahaei Square-DehVanak Street- Alzahra University- Postal Code: 1993893973

Email: jfm@alzahra.ac.ir

Web: http://jfm.alzahra.ac.ir

Tel: 021-88212578

In The Name of God

Journal of Financial Management Strategy

Alzahra University

Vol. 13, No. 48

Spring 2025