بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا

سال دوازدهم– شماره (۴۴)– بهار ۱۴۰۳

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 نسخهٔ ۲۰۰۷ 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
مدل‌های عاملی و کم بازدهی بلندمدت عرضه‌های اولیه	ایرج اصغری جواد شکرخواه محمد جواد سلیمی محمد مرفوع	۱-۲۲
ارتباط ارزشی ارزش منصفانه سبد سرمایه‌گذاری‌های سریع‌المعامله در شرکت‌های سرمایه‌گذاری	علی رحمانی فاطمه حامدی اسماعیل فرزانه‌کارگر	۲۳-۴۶
تاثیر متقابل نوآوری با جهانی‌شدن و کیفیت نهادی بر ثروت مالی	ابوالفضل شاه‌آبادی زهرا حیدری علی توسلی‌نیا	۴۷-۶۸
بررسی ارتباط بین گروه بانکها، خودرو، سیمان، فلزات اساسی و فرآورده‌های نفتی در بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک شرایط با بازدهی مثبت و منفی با استفاده از الگوی Asymmetric TVP-VAR	وحید امیدی سهیل رودری امیر جمشیدی	۶۹-۸۶
ارائه شاخصی جهت سنجش گرایش احساسی سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران	محمد توحیدی علی امیرشاهی احسان آقاسی	۸۷-۱۱۲
بررسی اثر سرایتی ریسک سیستمی میان صنایع اصلی در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد شبکه رخداد دنباله‌ای محور	الهام فرزانگان	۱۱۳-۱۳۸
بررسی انگیزه‌های تغییر ریسک مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در بازارهای صعودی و نزولی و تأثیر آن بر بازدهی	رضا تهرانی جمشید بیگدلو میلاد عرفانی	۱۳۹-۱۶۰
مقایسه عملکرد سیستم های معاملات الگوریتمی مبتنی بر یادگیری ماشین در بازار رمز ارزها	عماد کوشا محسن صیقلی ابراهیم عباسی	۱۶۱-۱۹۰
اثر عدم قطعیت سیاستی و اقتصادی بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران (رویکرد پارامتر – متغیر زمان)	داود حسنی میرفیض فلاح شمس غلامرضا زمردیان	۱۹۱-۲۱۰
ارایه مدل پیش‌بینی تجزیه سیگنال‌های بازار سرمایه با استفاده از رویکرد ((CEEMD- DL(LSTM)	سکینه صیادی نژاد علی اسماعیل زاده مقری محمدرضا رستمی احمد یعقوب نژاد	۲۱۱-۲۲۶

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال دوازدهم، شماره چهل و چهارم، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۲۲-۱

مقاله پژوهشی

مدل‌های عاملی و کم بازدهی بلندمدت عرضه‌های اولیه[۱]

ایرج اصغری[۲]، جواد شکرخواه[۳]، محمد جواد سلیمی[۴]، محمد مرفوع[۵]

تاریخ دریافت:۱۴۰۲/۰۱/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۲۲

چکیده

پژوهش حاضر با استفاده از مدل‌های عاملی و تحلیل‌های سری زمانی به بررسی یکی از ناهنجاری‌های مرتبط با عرضه‌های اولیه به نام پدیده "کم بازدهی بلند مدت عرضه‌های اولیه"، در بازارهای مالی ایران پرداخته است. پدیده مذکور به طور وسیع و در سه سطح ۱-کل بازارهای مالی ، ۲- بازارهای بورس و فرابورس تهران و ۳- صنایع مختلف مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است. برای این منظور داده های ۵۷ ماه بعد از تغییر مقررات عرضه عمومی سهام در بهمن ماه ۱۳۹۵ انتخاب و با ۳ مدل عاملی متفاوت، شامل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، مدل هو و همکاران (۲۰۱۵) برای سه دوره ۱۲و۲۴ و ۳۶ ماهه مورد بررسی و تحلیل قرار گرفتند. نتایج نشان داد عرض از مبدا مدل‌های مورد بررسی در هیچ یک از دوره‌ها و برای هیچ یک از مدل‌ها و در هیچ یک از بازارها و صنایع معنی‌دار نبوده و از این رو می‌توان مدعی شد در دوره های مورد بررسی، شواهد کافی جهت حمایت از پدیده کم یا ًپربازدهی عرضه‌های اولیه در ایران وجود ندارد.

واژگان کلیدی: بازدهی بلند مدت، مدل‌های عاملی، عرضه‌های اولیه، پدیده کم بازدهی.

طبقه‌بندی موضوعی: D53

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.43320.2806

۲. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده کسب و کار، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران. (نویسنده مسئول). Email:Asghari@pgu.ac.ir

۳. دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. Email: Shekarkhah@atu.ac.ir

۴. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. Email: J_Salimi@atu.ac.ir

۵ استادیار، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. Email: Marfu@atu.ac.ir

مقدمه

کارائی فرایند تخصیص منابع در بازار سرمایه، منجر به ارزش افزوده شده و رفاه جامعه را افزایش می‌دهد (ثقفی ۱۳۹۲). از آنجا که ناهنجاری‌های بازار، کارائی تخصیص را با چالش مواجه می‌سازند، اثبات وجود و تحلیل ویژگی‌های آنها همواره یکی از اهداف پژوهشگران و به تبع آن قانون‌گذاران بوده است. قانون گذاران با تدوین قوانینی متناسب با ویژگی‌های ناهنجاری‌ها، سعی در حداقل سازی اثرات نامطلوب آن‌ها کرده و بر کارائی تخصیص می‌افزایند.

برخی پژوهشگران در ادبیات پژوهشی عرضه‌های اولیه احتمال وجود نوعی ناهنجاری موسوم به "کم-بازدهی عرضه‌های اولیه در بلندمدت" را مطرح می‌کنند. به این معنا که احتمالاً در بلندمدت بازدهیِ عرضه‌های اولیه پایین‌تر از متوسط بازار یا صنعت مربوطه خواهد بود.(ریتر[1] ۱۹۹۱، چمانور و همکاران[2] ۲۰۰۷، چی و همکاران[3] ۲۰۱۰، بولو و همکاران ۱۳۹۲و ...).

کم‌بازدهیِ بلندمدتِ عرضه‌های اولیه، در ایران مورد کنکاش چندانی قرار نگرفته و زوایای پنهان آن به خوبی درک نشده است و در اندک مطالعات انجام شده نیز شاهد نتایجِ غیرهمسوئی هستیم. به عنوان مثال در حالی که ذاکری و جهانخانی(۱۳۷۵) و به نوعی خداپرستی و همکاران(۱۳۹۲) در پژوهش‌های خود از وجود "کم بازدهیِ عرضه‌های اولیه در بلندمدت" در بورس تهران حمایت کرده‌اند، برخی پژوهش‌گران نیز (مانند محمدی (۱۳۸۷) یا بولو و همکاران(۱۳۹۲)) کم بازدهی عرضه‌های اولیه در ایران را زیر سوال برده‌اند. عباسی و بالارودی (۱۳۸۸) نیز به استناد نتایج خود مدعی بازدهی بیشتر عرضه‌های اولیه نسبت به شاخص بازار شده‌اند.

در این زمینه ریتر[4](۲۰۱۱) بحث می‌کند همواره احتمال تفاوت در بازدهی بلندمدت دسته‌ای از شرکت‌ها نسبت به بقیه آنها (یا بازار) وجود دارد و لازم است در پژوهش‌های عرضه اولیه به این موضوع توجه شود. در این زمینه با توجه به بافت کشور ایران دو موضوع قابل طرح است موضوع اول احتمال تفاوت با اهمیت در شرکت‌های دو بازار بورس و فرابورس و موضوع دوم اثر صنعت بر بازدهی عرضه ها است. این احتمال وجود دارد نتایج به دست آمده از یک بازار تنها به دلیل نوع بازار یا به دلیل ویژگی شرکت‌های آن قابل تسری به بازار دیگر نباشد و ادبیات تجربی موضوع نیز در خصوص اثر صنعت بر عملکرد عرضه‌های اولیه ناقص و بعضاً غیرهمسو است. به عنوان مثال در حالی که محمدی(۱۳۸۷)، حسن نژاد و همکاران(۱۳۹۷)، باقرزاده و همکاران(۱۳۹۰) و ... شواهدی در تایید اثر صنعت بر روی بازده عرضه‌های اولیه ارائه کرده‌اند، پژوهشگرانی مانند مدرس و عسکری (۱۳۸۸)، نادری و اسپوکه (۱۳۹۵) نیز از عدم تاثیر معنی‌دار صنعت بر بازدهی عرضه‌های اولیه حمایت کرده‌اند.

---

1. Ritter
2. Chemmanur & Yan
3. Chi et al.
4. Ritter

از سوی دیگر، پژوهش‌های مرتبط با بازدهی بلندمدت عرضه‌های اولیه عموما به دو صورت پسا رخدادی[1] و رویکردهای عاملی[2] انجام می‌شوند و در اندک پژوهش‌های داخلی انجام شده، قریب به اتفاق پژوهش‌ها مانند ذاکری و جهانخانی (۱۳۷۵)، خداپرستی و همکاران (۱۳۹۲) بولو و همکاران (۱۳۹۲) دارای رویکردهای پسارخدادی بوده و مدل‌های عاملی چندان مورد توجه قرار نگرفته‌اند.

کمبود شواهد تجربی در زمینه بازدهی عرضه‌های اولیه و به خصوص پدیده "کم بازدهی عرضه‌ها در بلندمدت" و همچنین مسائلی مانند اثر بازار و صنعت بر پدیده مذکور باعث شد این پژوهش، بر این موضوعات متمرکز گردد و تلاش کند شواهد تجربی مناسبی در این موارد ارائه کند. به بیان بهتر در این پژوهش بازدهی و پدیده "کم بازدهی عرضه‌های اولیه" در بلندمدت با استفاده از رویکرد عاملی و با توجه به مسائلی چون اثر بازار و صنعت بر آن مورد کنکاش قرار گرفته است. این موضوعات دانش افزایی پژوهش حاضر تلقی می‌شوند.

ساختار پژوهش حاضر، به این صورت است که ابتدا مبانی نظری و پیشینه موضوع بررسی و سئوالات پژوهش استخراج شده است. سپس، روش پژوهش تشریح و در انتها نیز، نتایج مورد بحث و بررسی قرار گرفته است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

پژوهش‌های متعددی بر پدیده "کم بازدهی بلندمدت عرضه‌های اولیه" تمرکز کرده و آن را یکی از سه ناهنجاری مطرح شده در بازدهی عرضه‌های اولیه دانسته‌اند(ریتر، ۲۰۱۱). کم بازدهی عرضه‌های اولیه به این معناست که این شرکت‌ها برای یک دوره نسبتاً بلندمدت که از انتهای دوره کوتاه دت شروع می‌شود و تا زمانی که این شرکت‌ها در بورس جا بی‌افتند و با آنها همانند شرکت‌های معمولی رفتار شود ادامه می‌یابد (عموماً سه سال) در مقایسه با شاخص‌های معیار (که می‌تواند شاخص کل بورس، شاخص صنعت و یا شاخص شرکت‌های مشابه باشد) بازدهی کمتری دارند. مطالعات اولیه بازدهی بلندمدت عرضه‌های اولیه به کشور آمریکا بر می‌گردد و ابتدا پژوهش‌گرانی مانند ریتر (۱۹۹۱) و لوگران و ریتر۳ (۲۰۰۴)، کم بازدهی با اهمیتی را برای عرضه‌های اولیه مستند و تا حد زیادی فرضیات بازار کارا که در دهه ۷۰ توسط فاما و فرنچ ارائه شده بود را با چالش روبرو کردند. با این وجود برخی پژوهش‌های بعدی شامل؛ براو و گامپر[4](۱۹۹۷)، گامپر و لرنر[5](۲۰۰۳)، اکبو و نورلی[6](۲۰۰۵) مدعی شدند کم بازدهی مستند شده در ایالات متحده، به دلیل مسائل روش شناسی بوده است. این محققین مدعی شدند عرضه‌های اولیه دارای ویژگی‌های خاصی مانند اندازه کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار پایین و بازده مشخص قبل از عرضه هستند که می‌تواند به ارزیابی‌های بلند مدت ارتباط داشته باشد و نادیده گرفتن آنها احتمالاً نتایج محققان اولیه را

1. Event Study
2. Factor Models Approaches
3. Loughran & Ritter
4. Brav & Gompers
5. Gompers & Lerner
6. Eckbo & Norli

مخدوش ساخته است و این مباحث تا به امروز ادامه یافته است. جدول۱ برخی از پژوهش‌های بلندمدت عرضه‌های اولیه را از ابعاد دوره، کشور و نتیجه مقایسه کرده است.

جدول ۱. مقایسه پژوهش‌های بلندمدت عرضه‌های اولیه

نویسنده	سال	دوره	کشور	نتیجه
ریتر	۱۹۹۱	۱۹۸۴-۱۹۷۵	ایالات متحده	- ۲۹/۱۳
براو و گامپر	۱۹۹۷	۱۹۹۲-۱۹۷۲	ایالات متحده	۴۴/۶ پرریسک و ۲۲/۵ سایر
لوگران و ریتر	۲۰۰۴	۲۰۰۳-۱۹۸۰	آمریکا	۷- در دوره زمانی اول و ۱۵- در دوره زمانی دوم و ۱۲- در دوره زمانی سوم
دوکاس و گونک ۱	۲۰۰۵	۱۹۹۴-۱۹۸۹	ایالات متحده	-۱۸/۳
بسلر و کورث ۲	۲۰۰۷	۲۰۰۱-۱۹۹۸	آلمان	۶/۵ پرریسک و ۳/۰ سایر
بسلر و ثایز ۳	۲۰۰۷	۱۹۹۵-۱۹۷۷	آلمان	-۱۲/۷
لویس ۴	۲۰۱۱	۲۰۰۵-۱۹۹۲	انگلستان	۲۲/۴۸ نوع ۱ و ۱۴/۲۳ نوع ۲ و۳/۴۲- نوع۳
بِرَو و همکاران ۵	۲۰۱۲	۲۰۰۳-۱۹۸۵	ایالات متحده	۱۵/۶- تحصیل شده و ۵/۹ غیر تحصیل شده
گاندولفی و همکاران	۲۰۱۸	۲۰۱۱-۱۹۹۷	فرانسه-آلمان-ایتالیا	۰/۵- و ۰/۵- و ۰/۶-
کسته	۲۰۲۰	۲۰۱۹-۱۹۹۹	فرانسه	۲۵/۵۹- و ۴/۷-
مولر	۲۰۲۱	۲۰۱۹-۲۰۰۳	کشورهای عضو یورو	۴/۴-

منبع:مولر(۲۰۲۱)

پررا (۲۰۱۸)[۶] نتایج پژوهش‌های عرضه اولیه به چندین دسته تقسیم کرد. وی مدعی شد برخی محققین نتوانستند کم بازدهی را اثبات کنند یا سطح معنی‌داری مرزی را گزارش کرده اند مانند (گامپر و لرنر۲۰۰۳ و جنکینز و جانگویست[۷] ۲۰۰۱). برخی مدعی پربازدهی یا حداقل عدم وجود کم بازدهی شدند (مانند برد و ینگ[۸] ۲۰۱۰، پتر[۹] ۲۰۰۷، ثمادکیس و همکاران[۱۰] ۲۰۱۲ و ...) برخی نیز مدعی شدند کم بازدهی با تغییر در روش‌های اندازه‌گیری یا روش تحلیل از بین می‌رود (مانند؛ ابوکاری و ویجای[۱۱] ۲۰۱۱، مشیریان و همکاران[۱۲] ۲۰۱۰ ، زالوکی و همکاران[۱۳] ۲۰۰۷ و ...) و البته برخی نیز مدعی کم بازدهی معنی‌دار

1. Doukas & Gonenc
2. Bessler & Kurth
3. Bessler & Thies
4. Levis
5. Brau et al.

۶ از آنجا که اسامی پژوهش‌های این پاراگراف از پژوهش پررا (۲۰۱۸) نقل شده است، در منابع به طور جداگانه منبع دهی نشده‌اند.

7. Jenkinson & Ljungqvist
8. Brad & Yeng
9. peter
10. Thomadakis et al.
11. Abukari & Vijay
12. Moshirian & Wu
13. zaluki

عرضه‌های اولیه شده اند. اخیراً میهو و رن (۲۰۲۲) با نمونه ای وسیع در آمریکا (۱۹۸۰- ۲۰۱۲) اعلام کردند شواهد کافی برای حمایت از کم بازدهی عرضه‌های اولیه وجود ندارد.

در غیاب شواهد قطعی، پژوهشگران در بیان چرائی وجود پدید کم بازدهی تئوری های مختلفی مانند تئوری امپراساریو، تئوری همسوئی انتظارات، تئوری فرصت‌ها و تئوری مدیریت سود را مطرح می‌کنند و غالب افرادی هم که کم بازدهی را رد کرده اند به موضوعات روش شناسی اشاره کرده اند.

همان‌گونه که در بیان مسئله نیز اشاره شد در ایران پژوهش‌های مرتبط با بازدهی بلندمدت عرضه‌های اولیه محدود و عموماً متمرکز بر روش‌های پسارخدادی بوده و بر جزئیاتی مانند اثر بازار و صنعت نیز تمرکز کافی صورت نگرفته است و نیاز به شواهد پژوهشی بیشتر با روش‌های مختلف (خصوصا رویکرد عاملی) در این زمینه احساس می‌شود. از این رو سئوالات اصلی این پژوهش به این صورت تعیین می‌گردد: آیا پدیده کم بازدهی عرضه‌های اولیه با رویکرد مدل‌های عاملی در ایران تایید می‌شود؟ آیا تفاوتی بین مدل‌های مختلف در تعیین میزان کم بازدهی وجود دارد؟ آیا نوع بازار در نتایج به‌دست آمده تاثیری دارد؟ و آیا صنایع مختلف در این زمینه مشابه هستند؟

روش شناسی پژوهش

مشخص کردن وضعیت تئوری کم بازدهی بلندمدتِ عرضه‌های اولیه در بازارهای مالی ایران و تعیین اثر دوره ها، نوع بازار (بورس یا فرابورس) و صنایع مختلف بر این پدیده، اهداف اصلی پژوهش حاضر را تشکیل می‌دهد. این پژوهش از لحاظ سیستم استدلال استقرایی، از نظر هدف کاربردی و در زمره پژوهش-های توصیفی- همبستگی قرار دارد. بخشی از داده‌ها از نرم افزار ره‌آورد نوین۳ و سامانه جامع اطلاعات شرکت‌های بورسی(کدال) اخذ شده است. با این حال برخی از اطلاعات عرضه‌های اولیه که در نرم افزار مذکور وجود ندارد با مراجعه به وبسایت‌های سازمان‌های بورس و فرابورس به دست آمده است. داده‌ها با نرم‌افزارهای حرفه‌ای شامل MS Excel 2021 و Stata 14 تحلیل شده‌اند.

برای انجام پژوهش هم‌راستا با پژوهش‌های بین‌المللی مانند ریتر (۲۰۱۱)، روچدوری (۲۰۰۷)، اکبو و نورلی (۲۰۰۵) و ... از رویکرد تشکیل سری زمانیِ پرتفوی‌های ماهیانه عرضه‌های اولیه سهام استفاده شده است. این رویکرد در بخش "پرتفوی‌بندی و محاسبه متغیرها" به تفصیل تشریح شده است.

پس از انجام تحلیل‌ها در سطح کل بازارهای مالی ایران، در گام دوم، داده‌ها به دو دسته بورس و فرابورس شکسته و دوباره پرتفوی‌بندی ها انجام شده است و با اجرای مدل‌ها با داده های خاص هر بازار، تئوری کم بازدهی در سطح بازارها تحلیل شده است.

و در نهایت در گام سوم، بررسی شرکت‌های عرضه شده نشان داد امکان تشکیل پرتفوی‌های مناسب برای ۴ صنعت (داروئی، شیمیائی، زراعت و فلزات اساسی) وجود دارد. از این رو پرتفوی‌بندی‌ها در سطح این صنایع انجام و مجداً مدل‌ها برازش و تحلیل ها انجام شده است.

همانطور که در بخش بیان مسئله نیز به صورت مختصر اشاره شد انتخاب دوره زمانی یکی از چالشهای اصلی پژوهش‌های بلندمدت تلقی می‌شود. در ادبیات پژوهشی بولو و همکاران (۱۳۹۲) و خداپرستی و همکاران (۱۳۹۲)

دوره یک‌ساله، ثمادکیس و همکاران۲۰۱۲) دو سال، صادقی شریف و همکاران(۱۳۹۱) و چن و همکاران [1](۲۰۱۰) ۳ سال، ژانگ و همکاران(۲۰۱۹) ۲۴۰ روز، و برخی محققان نیز مانند کولی و سرت [2](۲۰۰۴)، شاندران [3] (۲۰۱۲) دوره ۵ ساله را به عنوان دوره بلند مدت تعریف و پژوهش‌های خود را انجام داده‌اند. شگال و سینگ [4] (۲۰۰۷) یک دوره ۱۰ ساله را مورد بررسی قرار داده و اعلام کردند مسائل مرتبط با بازدهی بلند مدت عرضه‌های اولیه بعد از سه سال از بین می‌رود. با توجه به عدم توافق در مورد دوره بلندمدت (ریتر۲۰۱۱) در این پژوهش برای تعیین اثر دوره زمانی بر تحلیل ها سه دوره ۱۲-۲۴-۳۶ ماهه (۱-۲و ۳ ساله) به عنوان کاندیدای دوره بلند مدت شدند و در همه موارد و برای مقایسه بهتر، نتایج در سطح سه دوره ارائه شده تا بینش بهتری به خواننده منتقل گردد.

مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

برای انجام پژوهش از ۳ مدل عاملی مرسوم در ادبیات پژوهشی شامل فاما و فرنچ [5] (۱۹۹۳)، فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و هو و همکاران [6] (۲۰۱۵) استفاده شده است. این مدل‌ها و اطلاعات مربوط به استفاده از آنها در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول۲. مدل‌های عاملی مورد استفاده در پژوهش‌های عرضه اولیه

نام مدل	متغیر وابسته	متغیرهای مستقل	پژوهش‌های استفاده کننده از این مدل‌ها در زمینه عرضه‌های اولیه
مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ(۱۹۹۳)	بازده غیر عادی (بازده منهای بازده دارائی بدون ریسک) ماهیانه پرتفوی متشکل از عرضه‌های اولیه واجد الشرایط	صرف ریسک بازار (MKP [7]) عامل اندازه(SMB [8]) و عامل ارزش(HML [9])	آگاتی و همکاران [10] (۲۰۱۴)، اکبو و نورلی (۲۰۰۵)، شاندران(۲۰۰۵)، روچدوری (۲۰۰۷)
مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)		اضافه کردن دو عامل سود آوری(RMW [11]) و سرمایه گذاری (CMA [12]) به مدل سه عاملی (۱۹۹۳)	ادیری ویکراما و عزیز [13](۲۰۱۶)، کولی و ژائو [14] (۲۰۲۰)، ژائو و صادقی [15] (۲۰۲۱)
مدل هو و همکاران(۲۰۱۵)		حذف عامل ارزش(HML) از مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ	موردی یافت نشد.

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Chen et al.
2. Kooli & surt
3. Chandran
4. Sehgal & Singh
5. Fama & Ferench
6. Hou et al.
7. Market Risk Premium
8. Small minus Big Factor Companies SMB)
9. High Minus Low Factor Companies (HML)
10. Agathee
11. Robust Minus Weak Factor Companies (RMW)
12. Conservative Minus Aggressive Companies Factor (CMA)
13. Ediriwickrama & Azeez
14. Kooli & Zhao
15. Zhou & Sadeghi

پرتفوی‌بندی و محاسبه متغیرها

الگوی اصلی تحلیل‌ها، به این صورت است که برای هر ماه از دوره مورد رسیدگی، پرتفوی‌هایی از عرضه‌های اولیه تشکیل شده و بازده آن پرتفوی‌ها، در مقابل متغیرهای مستقل مدل‌های عاملی (شامل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، فاما و فرنچ(۲۰۱۵)، هو و همکاران(۲۰۱۵)) برازش می‌شوند. با این رویکرد می‌توان عرض از مبدا مدل‌ها را در صورت معنی‌داری به مثابه کم یا پربازدهی عرضه‌های اولیه تلقی کرد. به این معنا که اگر بخشی از بازده عرضه‌های اولیه را نتوان با استفاده از ویژگی های شناخته شده بازار (مانند بازده بازار، اندازه، سود و ...) تبیین کرد آن بخش در صورت منفی بودن نوعی کم بازدهی غیرمعمول و در صورت مثبت بودن نوعی پربازدهی غیرمعمول نسبت به بازار تلقی می‌شود (روچدوری ۲۰۰۷، ریتر ۲۰۱۱ و ...).

از این رو پژوهش حاضر مستلزم دو نوع پرتفوی‌بندی است. یکی پرتفوی‌بندی و محاسبه متغیرهای وابسته و دیگری پرتفوی‌بندی و محاسبه متغیرهای مستقل.

متغیر وابسته با توجه به تعریف دوره زمانی مشخص می‌شوند. به عنوان مثال اگر فرض شود دوره زمانی بلند مدت ۲۴ ماه است متغیر وابسته صرف ریسک(بازده – بازده بدون ریسک) پرتفویی است که از عرضه‌های اولیه‌ای که طی ۲۴ ماه گذشته، عرضه شده‌اند، تشکیل شده است. این پرتفوی ماهیت پویا دارد. (ریتر۱۹۹۱ و اکبو و نورلی ۲۰۰۵، روچدوری۲۰۰۸ و ریتر۲۰۱۱) و هر ماه شرکت‌هائی که عمر آنها به بیش از ۲۴ ماه می‌رسد از آن حذف می‌شوند و شرکت‌های واجدالشرایطِ جدید، به آن اضافه می‌گردند. در هر ماه بازده این پرتفوی محاسبه می‌شود که شامل میانگین بازده بدون ریسک تمام سهام موجود در پرتفوی است. این بازده به عنوان متغیر وابسته در سری های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

دسته دوم پرتفوی‌بندی ها برای محاسبه متغیرهای مستقل است. این پرتفوی‌بندی‌ها بر اساس رویکرد استاندارد مدل‌های عاملی و فرمول‌های موجود در این زمینه محاسبه می‌شود (مانند SMB برای اندازه، HML برای ارزش و ...) مدل‌های عاملی برای انجام پرتفوی‌بندی ها از متغیرهای معرف استفاده می‌کنند متغیرهای معرف مدل‌های عاملی مورد استفاده در جدول ۳ ارائه شده اند. به عنوان مثال نماینده ارزش یا HML "متغیر ارزش دفتری به بازار سهام" است برای محاسبه آن لازم است ابتدا شرکت‌ها بر اساس این متغیر به سه پرتفوی کوچک، متوسط و بزرگ تقسیم شوند و متوسط بازده ماهیانه شرکت‌های دارای ارزش پایین از بالا کسر و نتیجه به عنوان متغیر مستقل وارد سری زمانی شود. جهت رعایت اختصار از ارائه فرمول سایر عوامل اجتناب شده است. ولی رویکرد محاسبه همه عوامل کم و بیش یکسان است. همچنین برای محاسبه متغیرهای مستقل از اصلاح اکبو و نورلی (۲۰۰۵) نیز استفاده شده است. بنا بر پیشنهاد این محققین بهتر است در محاسبات متغیرهای مستقل، عرضه‌های اولیه حضور نداشته باشند تا نتایج به دست آمده معتبرتر بوده و حضور عرضه‌های اولیه در دو طرف معادله، نتایج را مخدوش نسازد.

جدول ۳. متغیرهای معرف عوامل مورد استفاده در مدل‌های عاملی

نام عامل مورد استفاده	متغیر معرف	توضیحات
اندازه (SMB)	اندازه شرکت	لگاریتم ارزش بازار شرکت
ارزش (HML)	نسبت ارزش دفتری به بازار	-
عامل سود آوری (RMW)	سود	سود عملیاتی منهای هزینه بهره تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (فاما و فرنچ ۲۰۱۵) و سود قبل از اقلام غیر مترقبه تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام هو و همکاران(۲۰۱۵) در این پژوهش به علت نزدیکی اعداد و اینکه هدف مقایسه مدل‌ها نبوده است از یک فرمول برای پرتفوی‌بندی ها استفاده شده است
عامل سرمایه گذاری(CMA)	رشد دارائی ها	تغییر دارائی ها در یک دوره مالی تقسیم بر دارائی دوره قبل.
صرف ریسک بازار (MKP)	بازده بازار منهای بازده دارائی بدون ریسک	

منبع: یافته‌های پژوهش

جامعه و نمونه

پژوهش حاضر بر روی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار و فرابورس تهران انجام شده است. بررسی‌ها به صورت ماهیانه و دوره مورد بررسی بهمن ماه ۱۳۹۵ تا آذر ماه ۱۴۰۰ (۵۷ ماه) را در بر می‌گیرد. از آنجائی که مقررات عرضه اولیه در سال ۱۳۹۵ دچار تغییرات مهمی (از حراج به ثبت سفارش) شده و این تغییرات می‌تواند ثبات پارامترهای پژوهش را به علت شکست ساختاری احتمالی مخدوش سازد، دوره شروع تحلیل‌ها بعد از این تغییر درنظر گرفته شده است. همچنین، روش عرضه در سال ۱۴۰۰ نیز دستخوش تغییر شده و رویکردی با عنوان رویکرد ترکیبی توسط هیات نهادهای مربوطه اعمال شده است و از این رو پایان دوره مورد بررسی نیز آذر ماه ۱۴۰۰ در نظر گرفته شده است. پژوهش بر روی ۲۳۵ عرضه اولیه انجام شده است.

در این پژوهش از نمونه‌گیری استفاده نشده و پژوهش بر روی تمامی شرکت‌های جامعه آماری انجام شده است. به هر حال شرکت‌هایی که دارای شرایط زیر بودند از مجموعه شرکت‌های مورد بررسی حذف شدند.

- شرکت‌هایی که برای مدت ۶ ماه متوالی معامله نداشتند، به دلیل عدم وجود داده کافی و قابل اتکا برای انجام تحلیل‌ها حذف شدند.
- شرکت‌هائی که از طریق پذیره‌نویسی و گشایش نماد عرضه شده بودند از لیست شرکت‌های مورد بررسی حذف شدند. دلیل این است که این شرکت‌ها از لحاظ محتوایی با شرکتهای فعال عرضه شده در بورس متفاوت هستند و فرایند قیمت‌گذاری و دوره انتظار برای ارائه آنها در بورس بر روی قیمت‌های بعدی آن‌ها موثر است.
- شرکت‌هایی که در دوره مورد بررسی از فرابورس اخراج شده یا از بورس به فرابورس و یا از

فرابورس به بورس تغییر بازار داده بودند از لیست شرکت‌های مورد بررسی حذف شدند. عدم‌حذف این شرکت‌ها احتمالاً باعث مخدوش شدن نتایج می‌گردید.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها:

بررسی پایائی متغیرها

یک شرط مهم در اعتبارِ تحلیل‌هایِ سری زمانی، پایائی متغیرها است. بنی‌مهد و همکاران (۱۳۹۷) و همچنین افلاطونی (۱۳۹۶) بحث می‌کنند که پایائی بیشتر در دوره های زمانی بالای ۱۵ سال مورد توجه قرار می‌گیرد. با توجه به اینکه در پژوهش حاضر دوره مورد بررسی حدود ۷ سال (۵۷ ماه) است احتمالا نیازی به آزمون پایائی نیست، ولی از آنجائی که متغیرهای این پژوهش به صورت ماهیانه هستند جهت حصول اطمینان از پایائی متغیرها، آزمون دیکی فولر (ADF) انجام شد. نتایج آزمون، پایائی همه متغیرها را تایید کرد.

آمار توصیفی متغیرها

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۴ ارائه شده است جهت حصل نتایج معتبرتر داده های پرت در سطح ۱ درصد حدود بالا و پایین حذف شده اند. متوسط بازده بازار در دوره مورد بررسی و برای پرتفوی‌های عرضه اولیه حدود ۵ درصد است که نشان دهنده نزدیکی این بازده ها به یکدیگر است. با توجه به نزدیکی میزان بازده بازار و بازده پرتفوی‌های عرضه شده احتمال اثبات پدیده کم بازدهی و حتی پربازدهی عرضه‌های اولیه دوره های مورد بررسی کم براورد می‌شود.

جدول۴. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام عامل	نماد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
عامل اندازه	(SMB)	۰/۹۴	۵/۱	-۱۲/۳۸	۱۲/۴۸
عامل ارزش	(HML)	۰/۱۹	۳/۶۸	-۷/۸۴	۸/۸۶
عامل سودآوری	(RMW)	-۰/۳۶	۶/۸۸	-۱۶/۲۷	۱۵/۰۴
عامل سرمایه‌گذاری	(CMA)	۰/۸۳	۳/۲۹	-۷/۶۳	۸/۸۹
صرف ریسک بازار	(MKP)	۴/۸۲	۱۱/۲۳	-۱۲/۲۰	۴۲
صرف ریسک بازار (بورس)	(MKP) (B)	۰/۰۲۹۹	۰/۰۹	(۰/۲۱)	۰/۵۰
صرف ریسک بازار (فرابورس)	(MKP) (F)	۰/۰۳۳	۰/۱۰	(۰/۲۰)	۰/۶۳
صرف ریسک پرتفوی عرضه‌های اولیه ۱۲ ماهه	R12	۵/۶۴	۱۱/۱۲	-۱۱/۱۹	۳۵/۸۸
صرف ریسک پرتفوی عرضه‌های اولیه ۲۴ ماهه	R24	۴/۹۴	۱۰/۷۳	-۱۱/۵۷	۲۸/۶۱
صرف ریسک پرتفوی عرضه‌های اولیه ۳۶ ماهه	R36	۵/۱۳	۱۰/۹۲	-۱۱/۳۴	۳۱/۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برازش مدل‌ها و بررسی پدیده کم بازدهی در سطح کل بازارها

جدول ۵ نتیجه برازش مدل‌ها را در سطح کل بازارهای مالی (بورس و فرابورس) و برای دوره های ۱۲ و ۲۴ و ۳۶ ماهه نشان می‌دهد. اطلاعات ارائه شده در جدول ۴ نشان می‌دهد تمامی مدل‌ها از توان تبیین مناسبی برخوردارند و توان تبیین آنها بهم نزدیک است. ولی دوره ۱۲ ماهه بالاترین توان تبیین تعدیل شده را با متوسط حدود ۸۰٪ داشته است و حداقل توان تبیین تعدیل شده نیز با حدود ۷۰٪ برای دوره ۳۶ ماهه بوده است. این با توجه به نحوه پرتفوی‌بندی‌ها منطقی است. در خصوص اعتبارسنجی مدل‌ها باید گفت مدل‌ها از اعتبار کافی برخوردارند. دو نکته مهم از برازش مدل‌ها آشکار شده است اول اینکه با افزایش طول دوره از قدرت تبیین مدل‌ها کاسته شده است. یعنی توان تبیین مدل ۱۲ ماهه در همه مدل‌ها بالاتر از سایرین است. سطح کاهش در مدل فاما و فرنچ (۲۰۰۳) نسبتا زیاد و در مورد دو مدل فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و هو و همکاران(۲۰۱۵) ناچیز است.(حدود ۵٪) و مدل هو و همکاران (۲۰۱۵) و فاما و فرنچ (۲۰۱۵) نسبت به مدل فاما و فرنچ (۲۰۰۳) توان تبیین بیشتری را در همه دوره های زمانی ارائه کرده‌اند و مدل هو و همکاران(۲۰۱۵) و مدل فاما و فرنچ (۲۰۱۵) تقریباً نتایج یکسانی داشته‌اند. نکته مهم این است که عرض از مبدا مدل‌ها درهیچ یک از مدل‌ها و برای هیچ یک از دوره‌ها معنی‌دار نیست که این به معنای عدم تایید پدیده کم بازدهی بلند مدت عرضه‌های اولیه است.

جدول ۵. نتایج برازش و اعتبارسنجی مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳ و ۲۰۱۵)

مدل	دوره بلندمدت	نتیجه برازش مدل	F	$AdjR^2$	white	DW	VIF
مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)	دوره ۱۲ ماهه	__trR12 =0.29 + 0.95*_trMKP + 0.78*_trSMB - 0.13*_trHML برازش حداقل مربعات	۰۰۰	٪۷۹	۰/۴۲	۲/۱۷	۱/۳۴
	دوره ۲۴ ماهه	_trR24 =0.27+ 0.89*_trMKP + 0.55*_trSMB - 0.54*_trHML برازش رگرسیون حداقل مربعات	۰۰۰	٪۷۲	۰/۷۴	۲/۰۹	۱/۳۴
	دوره ۳۶ ماهه	__trR36 = 0.55+ 0.87*_trMKP + 0.50*_trSMB - 0.68*_trHML برازش رگرسیون حداقل مربعات	۰۰۰	٪۶۹	۰/۷۳	۲/۱۰	۱/۳۴
مدل فاما و فرنچ (۲۰۱۵)	دوره ۱۲ ماهه	__trR12 =0.27+ 0.99*_trMKP + 0.28*_trSMB + 0.14*_tHML - 0.66*_trRMW + 0.27*_trCMA برازش حداقل مربعات	۰۰۰	۸۵٪	۰/۵۳	۲/۰۸	۲/۳۳
	دوره ۲۴ ماهه	trR24 = 0.30+0.95*_trMKP - 0.02*_trSMB - 0.09*_trHML - 0.80*_trRMW + 0.07*_trCMA برازش رگرسیون حداقل مربعات	۰۰۰	۸۱٪	۰/۷۴	۲/۰۴	۲/۳۳
	دوره ۳۶ ماهه	_trR36 =0.49+ 0.94*_trMKP - 0.12*_trSMB- 0.22*_trHML - 0.86*_trRMW + 0.19*_trCMA برازش رگرسیون حداقل مربعات	۰۰۰	۸۰٪	۰/۷۰	۲/۱۰	۲/۳۳
مدل هوو همکاران (۲۰۱۵)	دوره ۱۲ ماهه	_trR12 = 0.27+0.99*_trMKP+ 0.28*_trSMB - 0.59*_trRMW + 0.27*_trCMA برازش حداقل مربعات	۰۰۰	٪۸۵	۰/۳۵	۲/۱۶	۱/۸۹
	دوره ۲۴ ماهه	trR24 =0.31+ 0.95*_trMKP- 0.03*_trSMB - 0.85*_trRMW + 0.06*_trCMA+ 0.31	۰۰۰	٪۸۴	۰/۷۰	۲/۰۴	۱/۸۹

مدل	دوره بلندمدت	نتیجه برازش مدل	F	$AdjR^2$	white	DW	VIF
		برازش رگرسیون حداقل مربعات					
	دوره ۳۶ ماهه	_trR36 = 0.51+0.96*_trMKP - 0.14*_trSMB - 1.00*_trRMW + 0.18*_trCMA برازش رگرسیون حداقل مربعات	۰۰۰	٪۸۳	۰/۶۸	۲/۰۶	۱/۸۹
	در تمام جداول MKP صرف ریسک بازار، RMW عامل سود آوری ، HML عامل ارزش ،SMB عامل اندازه و CMA عامل سرمایه گذاری است. R نماد بازده پرتفوی و tr نیز نشانه حذف داده های پرت در سطح ۱ درصد حدود بالا و پایین است. متغیرهای برجسته شده در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار هستند.						

منبع: یافته‌های پژوهش

در مدل فاما و فرنچ(۲۰۰۳) متغیر صرف ریسک بازار و اندازه و در سایر مدل‌ها صرف ریسک بازار و سودآوری متغیرهای معنی‌داری هستند که بازده پرتفوی‌های عرضه اولیه را تبیین می‌کنند سایر متغیرها معنی‌دار نیستند. معنی‌داری متغیر بازده بازار و مثبت بودن جهت آن به این معناست که در دوره مورد بررسی بازده عرضه‌های اولیه بسیار از وضعیت کلی بازار نشات گرفته است و ویژگی‌های دیگر مانند عامل سرمایه‌گذاری چندان بر روی عملکرد آنها موثر نبوده است.

بررسی پدیده کم بازدهی عرضه‌های اولیه به تفکیک بورس فرابورس

در جدول ۶ نتایج به دو بازار بورس و فرابورس تسری یافته است. برای این منظور پرتفوی‌بندی ها و محاسبات در سطح هر بازار تکرار شده است. در این جدول به علت مشابهت و با هدف اختصار تنها عرض از مبدا مدل‌ها ارائه و از ارائه جزئیات برازش مدل‌ها خود داری شده است.

جدول ۶. بررسی پدیده کم بازدهی به تفکیک بور و فرابورس

	۱۲ ماهه		۲۴ ماهه		۳۶ ماهه	
پرتفوی	بورس	فرابورس	بورس	فرابورس	بورس	فرابورس
مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)	-۰/۸۷ (۰/۱۹)	۰/۱۳ (۰/۸۷)	-۰/۱۸ (۰/۶۹)	۰/۳۷ (۰/۶۳)	-۰/۰۶ (۰/۹۳)	۰/۴۰ (۰/۵۸)
مدل فاما و فرنچ (۲۰۱۵)	-۱/۴۲ (۰/۰۷)	۱/۱۵ (۰/۲۰)	۰/۱۳ (۰/۸۰)	۱/۵۶ (۰/۰۶)	۰/۳۶ (۰/۶۱)	۱/۳۷ (۰/۰۹)
مدل هو و همکاران (۲۰۱۵)	-۱/۴۴ (۰/۰۶)	۱/۳۳ (۰/۱۳)	۰/۱۷ (۰/۷۵)	۱/۶۷ (۰/۰۵)	۰/۴۶ (۰/۵۲)	۱/۵۷ (۰/۰۵)
در هر سلول عدد بالا مقدار ثابت مدل (C) و عدد پایین (P val) سطح معنی‌داری آن است.						

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدل ۶ نشان می‌دهد عموماً عرض از مبنای مدل‌ها معنی‌دار نبوده و نتایج همراستا با نتایج ارائه شده در مورد کلیت بازارها است و از بعد پدیده کم بازدهی تفاوتی بین بازارها وجود ندارد. باید توجه

کرد در برخی موارد سطح معنی‌داری به عدد مبنا (۵ درصد) نزدیک شده است ولی نتوانسته است از آن عبور کند به همین دلیل نمی‌توان مدعی کم بازدهی یا پربازدهی عرضه ها در بلند مدت شد.

بررسی پدیده کم بازدهی عرضه‌های اولیه در سطح صنایع مختلف بورسی

در این بخش ابتدا تلاش شد صنایعی که داده کافی برای تحلیل دارند مشخص شود. پس از بررسی ها ۴ صنعت داروئی، فلزات اساسی، زراعت و شیمیائی انتخاب شدند در جدول ۷ اطلاعات مربوط به تعداد شرکت‌های عرضه شده در دوره مورد بررسی به تفکیک صنعت ارائه شده است.

جدول ۷. اطلاعات عمومی عرضه‌های اولیه به تفکیک صنایع

نام صنعت	تعداد عرضه	درصد عرضه
شیمیایی	۲۴	٪۱۰
دارویی	۱۶	٪۷
فلزات اساسی	۱۶	٪۷
زراعت و خدمات وابسته	۱۵	٪۶
بیمه و بازنشستگی	۱۲	٪۵
عرضه برق،گاز،بخار و آب گرم	۱۱	٪۵
رایانه	۱۱	٪۵
سرمایه گذاری	۱۱	٪۵
انبوه سازی املاک و مستغلات	۱۰	٪۴
غذایی بجز قند وشکر	۱۰	٪۴
حمل و نقل انبارداری و ارتباطات	۹	٪۴
فرآورده های نفتی	۸	٪۳
سیمان آهک گچ	۶	٪۳
بانکها و موسسات اعتباری	۶	٪۳
سایر صنایع	۵ و کمتر	٪۲۹
جمع	۲۳۵	٪۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

اطلاعات مربوط به برازش مدل‌ها در جدول۸ ارائه شده است. در این جدول متغیرهای معنی‌دار به صورت پررنگ ارائه شده‌اند. همچنین حداقل و حداکثر ضریب تعیین تعدیل شده هر مدل نیز ارائه شده است. نتایج در دوره‌های مختلف و برای صنایع مختلف از بُعد متغیر، ناهماهنگ و از بعد توان تبیین و پدیده کم بازدهی نسبتاً هماهنگ است. متغیرهای معنی‌دار مدل‌ها نسبت به صنعت و دوره معنی‌داری متفاوتی دارند. در مجموع متغیرهای صرف ریسک بازار، اندازه، سودآوری و در برخی مدل‌ها سرمایه گذاری متغیرهای معنی‌دار مدل‌های مختلف را تشکیل می‌دهند. همچنین عامل

فرصت رشد در مورد صنعت دارو معنی‌دار بوده است و در سایر صنایع (با یک استثناء) فاقد معنی‌داری آماری بوده است. در برخی موارد تنها متغیر صرف ریسک بازار، به میزان مناسبی بازده پرتفوی‌های مربوطه را توضیح داده است که به این معناست که عرضه‌های اولیه در برخی موارد تنها از بازار تاثیر پذیرفته‌اند و به سایر متغیرها واکنشی نشان نمی‌دهند. در بخش بعد و جداول ۹ تا ۱۲ اطلاعات مربوط به پدیده کم بازدهی عرضه‌های اولیه به تفکیک ارائه شده است.

جدول ۸. نتیجه برازش مدل‌ها در سطح صنایع ۴ گانه

	مدل		مدل
فاما و فرنچ (۱۹۹۳) حد ضریب تعین تعدیلی ۳۱٪ تا ۵۰٪	داروئی	دوره ۱۲ ماهه	R = 0.87*MKP + 0.35*SMB - 0.45*HML + 0.25
		دوره ۲۴ ماهه	R = 0.78*MKP + 0.48*SMB - 0.61*HML - 0.51
		دوره ۳۶ ماهه	R = 0.84*MKP + 0.40*SMB - 0.83*HML - 0.42
	شیمیائی	دوره ۱۲ ماهه	R = 0.79*MKP + 0.46*SMB + 0.33*HML + 2.29
		دوره ۲۴ ماهه	R = 0.88*MKP + 0.48*SMB + 0.07*HML + 1.29
		دوره ۳۶ ماهه	R = 0.84*MKP + 0.30*SMB - 0.05*HML + 1.39
	زراعت	دوره ۱۲ ماهه	R = 0.97*MKP + 0.81*SMB - 0.76*HML - 1.12
		دوره ۲۴ ماهه	R = 0.99*MKP + 0.88*SMB - 0.74*HML + 0.03
		دوره ۳۶ ماهه	R = 0.94*MKP + 0.91*SMB - 0.61*HML + 0.23
	فلزات اساسی	دوره ۱۲ ماهه	R = 0.99*MKP + 0.46*SMB + 0.26*HML + 0.81
		دوره ۲۴ ماهه	R = 1.03*MKP + 0.55*SMB + 0.48*HML - 0.01
		دوره ۳۶ ماهه	R = 1.01*MKP + 0.56*SMB + 0.45*HML + 0.38
فاما و فرنچ (۲۰۱۵) حدود ضریب تعیین تعدیلی ۳۴٪ تا ۵۰٪	داروئی	دوره ۱۲ ماهه	R = 0.94*MKP + 0.93*SMB - 0.89*HML + 0.90*RMW - 0.38*CMA + 0.07
		دوره ۲۴ ماهه	R = 0.78*MKP + 0.59*SMB - 0.62*HML + 0.19*RMW - 0.60*CMA + 0.08
		دوره ۳۶ ماهه	R = 0.84*MKP + 0.58*SMB - 0.87*HML + 0.28*RMW - 0.45*CMA - 0.11
	شیمیائی	دوره ۱۲ ماهه	R = 0.94*MKP + 0.93*SMB - 0.89*HML + 0.90*RMW - 0.38*CMA + 0.07
		دوره ۲۴ ماهه	R = 0.87*MKP + 0.41*SMB + 0.09*HML - 0.09*RMW + 0.08*CMA + 1.27
		دوره ۳۶ ماهه	R = 0.84*MKP + 0.23*SMB - 0.03*HML - 0.10*RMW + 0.15*CMA + 1.28
	زراعت	دوره ۱۲ ماهه	R = 0.97*MKP + 0.78*SMB - 0.74*HML - 0.04*RMW - 0.03*CMA - 1.05
		دوره ۲۴ ماهه	R = 0.97*MKP + 0.77*SMB - 0.66*HML - 0.12*RMW - 0.19*CMA + 0.37
		دوره ۳۶ ماهه	R = 0.93*MKP + 0.84*SMB - 0.56*HML - 0.08*RMW - 0.08*CMA + 0.41
	فلزات اساسی	دوره ۱۲ ماهه	R = 1.02*MKP + 1.01*SMB - 0.08*HML + 0.88*RMW - 0.64*CMA + 1.11
		دوره ۲۴ ماهه	R = 1.05*MKP + 0.94*SMB + 0.37*HML + 0.59*RMW - 0.71*CMA + 0.39
		دوره ۳۶ ماهه	R = 1.02*MKP + 0.99*SMB + 0.33*HML + 0.62*RMW - 0.73*CMA + 0.75
	داروئی	دوره ۱۲ ماهه	R = 0.92*MKP + 0.99*SMB + 0.56*RMW - 0.37*CMA + 0.23

	مدل		مدل
هو و همکاران (۲۰۱۵) حدود ضریب تعیین تعدیلی ۳۵٪ تا ۵۰ ٪		دوره ۲۴ ماهه	R = 0.76*MKP + 0.66*SMB + 0.04*RMW - 0.62*CMA + 0.18
		دوره ۳۶ ماهه	R = 0.82*MKP + 0.69*SMB + 0.08*RMW - 0.48*CMA + 0.04
	شیمیائی	دوره ۱۲ ماهه	R = 0.81*MKP + 0.44*SMB + 0.09*RMW + 0.05*CMA + 2.20
		دوره ۲۴ ماهه	R = 0.88*MKP + 0.40*SMB - 0.07*RMW + 0.08*CMA + 1.26
		دوره ۳۶ ماهه	R = 0.84*MKP + 0.23*SMB - 0.11*RMW + 0.15*CMA + 1.29
	زراعت	دوره ۱۲ ماهه	R = 0.94*MKP + 0.87*SMB - 0.20*RMW - 0.05*CMA - 0.98
		دوره ۲۴ ماهه	R = 0.95*MKP + 0.86*SMB - 0.28*RMW - 0.19*CMA + 0.33
		دوره ۳۶ ماهه	R = 0.91*MKP + 0.92*SMB - 0.22*RMW - 0.08*CMA + 0.38
	فلزات اساسی	دوره ۱۲ ماهه	R = 1.02*MKP + 1.01*SMB + 0.85*RMW - 0.64*CMA + 1.13
		دوره ۲۴ ماهه	R = 1.06*MKP + 0.89*SMB + 0.67*RMW - 0.70*CMA + 0.33
		دوره ۳۶ ماهه	R = 1.03*MKP + 0.94*SMB + 0.70*RMW - 0.72*CMA + 0.69

منبع:یافته‌های پژوهش

جدول ۹. بررسی پدیده کم بازدهی در صنعت داروئی

مدل	۱۲ ماهه	۲۴ ماهه	۳۶ ماهه
مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)	۰/۲۵ (۰/۸۳)	-۰/۵۱ (۰/۶۰)	-۰/۴۲ (۰/۶۳)
مدل فاما و فرنچ (۲۰۱۵)	۰/۰۷ (۰/۹۳)	۰/۰۸ (۰/۹۳)	-۰/۱۱ (۰/۹۰)
مدل هو و همکاران (۲۰۱۵)	۰/۲۳ (۰/۸۵)	۰/۱۸ (۰/۸۶)	۰/۰۴ (۰/۹۵)
در هر سلول عدد بالا مقدار ثابت مدل (C) و عدد پایین سطح معنی‌داری(P val) آن است.			

منبع: یافته‌های پژوهش

در خصوص صنعت دارو باید گفت پدیده کم بازدهی عرضه‌های اولیه در تمامی مدل‌ها و دوره‌ها رد شده است. سطوح معنی‌داری متغیر، غیر مرزی و در سطح بالائی قرار دارد (بیشینه ۹۳٪).

جدول ۱۰. بررسی پدیده کم بازدهی در صنعت شیمیائی

مدل	۱۲ ماهه	۲۴ ماهه	۶ ماهه
مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)	۲/۲۸ (۰/۰۶)	۱/۲۸ (۰/۱۸)	۱/۳۸ (۰/۱۰)
مدل فاما و فرنچ (۲۰۱۵)	۱/۰۶ (۰/۹۶)	۱/۲۶ (۰/۲۲)	۱/۲۸ (۰/۱۵)
مدل هو و همکاران (۲۰۱۵)	۲/۱۹ (۰/۱۰)	۱/۲۵ (۰/۲۲)	۱/۲۹ (۰/۱۵)
در هر سلول عدد بالا مقدار ثابت مدل (C) و عدد پایین سطح معنی‌داری (P val) آن است.			

منبع: یافته‌های پژوهش

در مجموع در صنعت شیمیائی نیز تفاوت معنی‌داری بین بازده بازار و بازده پرتفوی‌های تشکیل شده از عرضه‌های اولیه مشاهد نمی‌شود. اما باید توجه داشت که سطح معنی‌داری آماره در این صنعت پایین تر از صنعت داروئی (و دیگر صنعت ها) و در برخی موارد مرزی است. ولی با توجه به سطح معنی‌داری مدنظر (۹۵٪)، معنی‌داری مقدار ثابت مدل تایید نمی‌شود. نکته مهم بعدی این است که جهت ضرائب به طور کلی، مثبت است. یعنی مدل‌ها میل به نشان دادن پربازدهی نسبت به بازار داشته اند (و نه کم بازدهی) که البته همان‌گونه که پیشتر گفته شد معنی‌دار نبوده است.

جدول ۱۱. بررسی پدیده کم بازدهی در صنعت زراعت

مدل	۱۲ ماهه	۲۴ ماهه	۳۶ ماهه
مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)	-۱/۱۱ (۰/۵۵)	۰/۳۳ (۰/۸۴)	۰/۲۳ (۰/۸۷)
مدل فاما و فرنچ (۲۰۱۵)	-۱/۰۴ (۰/۵۹)	۰/۳۷ (۰/۸۲)	۰/۴۰ (۰/۸۰)
مدل هو و همکاران (۲۰۱۵)	-۰/۹۸ (۰/۶۲)	۰/۰۲ (۰/۹۸)	۰/۳۷ (۰/۸۱)
در هر سلول عدد بالا مقدار ثابت مدل (C) و عدد پایین سطح معنی‌داری(P val) آن است.			

منبع: یافته‌های پژوهش

در مورد صنعت زارعت و فلزات اساسی (جداول ۱۱ و ۱۲) نتایج با صنعت دارو همسو است و معنی‌داری پدیده به طور واضح رد شده است. میزان آماره در بسیاری از موارد بسیار بالا است. جهت ها نیز در دوره‌های مختلف همسو نیست.

در نهایت، آنچه باید مدعی شد این است که نتایج به دست آمده از صنایع مختلف با کلیت بازارها همسو و به گونه ای است که نمی‌توان مدعی وجود پدیده کم‌بازدهی عرضه‌های اولیه در ایران شد.

جدول ۱۲. بررسی پدیده کم بازدهی در صنعت فلزات اساسی

مدل	۱۲ ماهه	۲۴ ماهه	۳۶ ماهه
مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)	۰/۸۱ (۰/۶۳)	۰/۰۰ (۰/۹۹)	۰/۳۸ (۰/۷۵)
مدل فاما و فرنچ (۲۰۱۵)	-۱/۱۰ (۰/۵۲)	۰/۳۸ (۰/۷۶)	۰/۷۴ (۰/۵۳)
مدل هو و همکاران (۲۰۱۵)	۱/۱۳ (۰/۵۱)	۰/۳۳ (۰/۸۰)	۰/۶۹ (۰/۵۶)
در هر سلول عدد بالا مقدار ثابت مدل (C) و عدد پایین سطح معنی‌داری (P val) آن است.			

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه گیری

دوره بلندمدت عرضه‌های اولیه دوره‌ای حساس برای شرکت‌های نوورود به بازار بوده و نیازمند توجه خاص نهادهای قانون‌گذار است. همچنین از آنجائی که این دوره می‌تواند تایید یا تکذیب کننده تفاوت در دسته خاصی از سهام فعال در بازار باشد (عرضه‌های اولیه) نتایج حاصل از اجرای آن می‌تواند به عنوان یک پارامتر فعال در مدل‌های تصمیم‌گیری مطرح شود. با این اوصاف هدف این پژوهش بررسی پدیده کم بازدهی عرضه‌های اولیه در بلندمدت با رویکرد مدل‌های عاملی در سه سطح کل و بازار (بورس و فرابورس) و صنایع مختلف بود. برای این منظور ۳ مدل عاملی مرسوم در پژوهش‌های بازده و عرضه‌های اولیه شامل فاما و فرنچ (۱۹۹۳ و ۲۰۱۵) هو و همکاران (۲۰۱۵) انتخاب شدند و برای دوره ۵۷ ماهه مورد تحلیل و بررسی قرار گرفتند. تحلیل ها در سه سطح ۱۲ و ۲۴ و ۳۶ ماهه انجام شد. اعتبارسنجی مدل‌ها نشان داد تمامی مدل‌های مورد بررسی از توان تبیین مناسبی برخوردارند و حداقل توان تبیین تعدیل شده ۶۹ و حداکثر آن ۸۵ درصد است و با طولانی‌تر شدن تعریف دوره بلندمدت، توان تبیین کاهش می‌یابد. عرضه‌های اولیه تقریبا همسو با بازار حرکت کرده و مهمترین متغیر در پیش‌بینی بازده آنها صرف ریسک بازار و سودآوری است و سایر متغیر اثر اندکی بر تبیین بازده بلندمدت عرضه‌های اولیه دارند.

نتایج به دست آمده این نکته را آشکار کرد که در هیچ یک از دوره های انتخابی به عنوان دوره بلندمدت نمی‌توان تفاوت معنی‌داری بین عرضه‌های اولیه و سایر سهام موجود در بازار قائل شد. این موضوع اصلی‌ترین یافته این پژوهش است و بر این مطلب تاکید دارد که بازده پرتفوی تشکیل شده از عرضه‌های اولیه عموماً تفاوت معنی‌داری با بازدهی بازار ندارد. برای افزایش قابلیت اتکای این نتیجه تلاش شد با تغییر برخی مبانی برازش مدل‌ها، مانند تغییر بازار برازش، تغییر صنعت برازش و در حالت نهائی تغییر مدل برازش (و استفاده از ۳ مدل) این نتیجه به چالش کشیده شود که جز در دو مورد خاص که جهت عرض از مبداء، مثبت (نشان دهنده پربازدهی) و مقدار آماره آزمون اندکی به سطح معنی‌داری نزدیک شده بود مورد خاصی مشاهده نشد و از این رو باید اعلام کرد که شواهد پژوهش حاضر در هیچ از حالاتِ آزمون شده، از وجود پدیده کم بازدهی و شکل معکوس آن (پربازدهی) حمایت نمی‌کند. البته توجه به این نکته ضروری است که این نتیجه با مفروضاتی پا برجا است به عنوان مثال پرتفوی باید شامل تمام عرضه‌های اولیه واجد الشرایط در بازار باشد و نتیجه اعلامی لزوماً در مورد پرتفوی تشکیل شده با تعدادی از عرضه‌های اولیه برقرار نیست و موضوع جالب بعدی بحث شتاب در حرکت عرضه‌های اولیه نسبت به بازار است که به تفاوت بازدهی عرضه‌ها در زمان‌های رشد و ریزش اشاره دارد. این احتمال وجود دارد عرضه‌های اولیه در زمان رشد، رشدی بالاتر از بازار و در زمان ریزش هم ریزشی بالاتر از بازار داشته باشند و در نهایت، نتیجه کلی مساوی با بازار باشد.

به استناد این نتایج پیشنهاد می‌شود افراد در زمان تحلیل‌های خود، بین عرضه‌های اولیه و سایر سهام قدیمی‌تر، تفاوتی قائل نشده و به بیان بهتر مدل‌های تصمیم گیری خود را اصلاح یا محدود به شرکت‌های قدیمی تر نکرده و عرضه‌های اولیه را نیز در مورد توجه دهند. پیشنهاد بعدی به قانون گذاران است. هر چند با یک پژوهش نمی‌توان به طور قطع اظهار نظر کرد ولی قانون گذاران باید در زمان قانون گذاری در مسائلی مانند (حمایت از عرضه‌های اولیه، تعیین دامنه نوسان، بازار گردان و ...) به نتایج این پژوهش توجه داشته باشند.

در تبیین چرائیِ عدم تایید پدیده کم بازدهی، برخی بر مسائل روش شناسی و برخی بر زمان عرضه اشاره دارند. در بُعد روش شناسی موضوع ناکارئی روش‌ها مطرح است. مخالفانی مانند اکبو و نورلی (۲۰۰۵) و ... معتقد هستند پژوهش‌هائی که کم‌بازدهی را مستند کرده اند عموما به مقایسه مستقیم بازده ها اقدام کرده و تفاوت های بنیادی بین شرکت‌ها را در نظر نگرفته‌اند. در این زمینه بائی[1] (۲۰۱۸) بحث می‌کند دلیل اصلی نتایج غیرهمسو این است که یک مجموعه خاص از روش های تایید شده در این زمینه وجود ندارد و علیرغم پیشرفت های بسیار در شیوه هایِ انجامِ پژوهش‌هایِ بلند مدت، هنوز مشخص نیست کدام روش نسبت به بقیه بهتر می‌تواند موضوع را تبیین کند. در بحث زمان عرضه پژوهش اسکلاچ[2] (۲۰۰۳) مطالعه ای شاخص است. وی مدعی است عرضه‌ها بیشتر در زمان رونق بازار صورت می‌گیرند که این باعث می‌شود قیمت ها بالا برود و بعد با خروج بازار از رونق بازده ها افت می‌کند و عملا عرضه‌های اولیه کم‌بازدهی ندارند بلکه زمان عرضه آنها باعث این نوع بازده توسط آنها می‌شود. در پژوهش‌های داخلی نیز دوالو و مسلمی(۱۳۹۶) شواهدی در تایید این نظریه ارائه کردند. از این رو پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های عرضه اولیه با روش های مختلف انجام و مفروضات گوناگون انجام و تفاوت در نتایج (از طریق فراتحلیل ها) پیجوئی شود.

اصولا پژوهش‌های بلندمدت عرضه‌های اولیه در ایران محدود بوده و به علت روش های متفاوت مورد استفاده نمی‌توان مقایسه‌های دقیقی انجام داد. این پژوهش‌ها بیشتر بر مباحث ارزش‌گذاری اولیه و پدیده ارزان فروشی عرضه‌های اولیه تاکید کرده‌اند و موضوع بازده بلندمدت عرضه‌ها، کمتر هدف اصلی پژوهش‌ها بوده است. ولی به نظر می‌رسد نتایج پژوهش حاضر با پژوهش داخلی انجام شده نسبتاً هماهنگ است، هر چند موارد متناقضی نیز گزارش شده است. به عنوان مثال عبده و دموری (۱۳۸۲) و خداپرستی و همکاران(۱۳۹۲) به نوعی پدیده کم بازدهی بلندمدت عرضه‌های اولیه را تایید کرده‌اند ولی پژوهش‌های مهمی چون محمدی (۱۳۸۷) یا بولو و همکاران(۱۳۹۲) و همچنین، عباسی و بالارودی (۱۳۸۸) پدیده کم بازدهی را رد کرده و حتی برخی مدعی پربازدهی عملکرد بلندمدت عرضه‌های اولیه شده‌اند. این

1. Bai
2. Schultz

پژوهش‌ها که با نتایج پژوهش حاضر همخوانی مناسبی دارند. به هر حال کم یا پربازدهی عرضه‌های اولیه در بلندمدت نوعی ناهنجاری عرضه‌های اولیه تلقی می‌شود که در تضاد با تئوری بازار کارا قرار دارد. عدم‌وجود کم یا پربازدهی می‌تواند به نوعی یک مزیت لحاظ شود. بررسی‌های مقطعی در این زمینه می‌تواند مفید باشد. به هر حال کمبود داده در پژوهش‌های عرضه اولیه یکی از محدودیت های این پژوهش‌ها است و این موضوع در تحلیل‌های سطح صنعت پررنگ‌تر و مستلزم احتیاط در نتایج گزارش شده در سطح صنعت 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

Abbasi, E; & Rajabpour, A. (2013). Measurment of stock liquidity criteria surrounding capital raising decisions. Journal of Investment Knowledge, 2.P 105-120. [In Persian]

Abdo Tabrizi, H; & Demouri, A. (2002). Identifying the effective factors on the long-term returns of stocks newly admitted to the Tehran Stock Exchange, *Financial Research Journal*, 5(15), 23.

Aflatooni, A. (2013). *Statical Analysis in Financial Management and Accounting Research with Eviews Software*, Tehran: Termeh Publications. [In Persian]

Aflatooni, A. (2015). *Statical Analysis in Accounting and Finance Using Stata*, Tehran: Termeh Publications. [In persian]

Ahmad-Zaluki, N. A; Campbell, K; & Goodacre, A. (2007). The long run share price performance of Malaysian initial public offerings (IPOs). *Journal of Business Finance & Accounting*, 34(1-2), 78-110.

Bagherzadeh, S; Nikbakht, M; Noravesh, I. (2011). The Initial Public Offerings Underpricing and Its Determinants in Tehran Stock Exchange, *Management Research in Iran*, 15(1), 85 .[InPersian]

Bai, Y. (2018). Three empirical studies on the performance of firms involved in M&As and IPOs (Doctoral dissertation, University of Edinburgh).

BaniMahd, B; Arabi, M; & Hasanpour, SH, (2015). *Empirical research and methodology in accounting*, Tehran: Termeh Publications. [In Persian]

Bessler, W; & Kurth, A. (2004). The performance of venture-backed IPOs in Germany: Exit strategies, lock-up periods, and bank ownership. Lock-Up Periods, and Bank Ownership (September 2004).

Bessler, W; & Thies, S. (2007). The long-run performance of initial public offerings in Germany. *Managerial Finance*, 33(6), 420-441.

Bolo, GH; Sohrabi Araqi, M; & Tataei, P. (2013). Compare the short- and long-term return of Asle 44 initial public offering with other IPOs and market return, *Asset Management and Financing*, 1(2), 87-102. [In Persian]

Brau, J. C; Couch, R. B; & Sutton, N. K. (2012). The desire to acquire and IPO long-run underperformance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47(3), 493-510.

Brav, A; & Gompers, P. A. (1997). Myth or reality? The long-run underperformance of initial public offerings: Evidence from venture and nonventure capital-backed companies. *The journal of finance*, 52(5), 1791-1821.

Chandran, S. T. (2012). Liquidity levels and the long-run performance of initial public in South Africa (Doctoral dissertation, University of Pretoria).

Chemmanur, T; & Yan, A. (2007). Product market advertising, heterogeneous beliefs and the long-run performance of initial public offerings. *Journal of Corporate Finance*, 46, 1

Chen, A; Chen, L; & Kao, L. (2010). Leverage, liquidity and IPO long-run performance: evidence from Taiwan IPO markets.

Chen, H; & Zheng, M. (2021). IPO Underperformance and the Idiosyncratic Risk Puzzle. *Journal of Banking & Finance*, 106190.

Chi, J; Wang, C; & Young, M. (2010). Long-run outperformance of Chinese initial public offerings. Chinese economy, 43(5), 62-88.

Coste, L; (2020). Long-run performance of Initial Public Offerings and its determinants: Evidence from France. Unpublished Working Paper. *EDHEC Business School*, France.

Davallou, M; & Moslemi, E. (2017). IPOs Hot & Cold Markets, *Journal of Securities Exchange*, 10(39), 23-47. [In Persian]

Doukas, J. A; & Gonenc, H. (2005). Long-term performance of new equity issuers, venture capital and reputation of investment bankers. *Economic Notes*, 34(1), 1-34.

Eckbo, B. E; & Norli, Ø. (2005). Liquidity risk, leverage and long-run IPO returns. *Journal of Corporate Finance*, 11(1-2), 1-35.

Fama, E. F; & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of financial economics*, 116(1), 1-22.

Fama, F, French, R, (1993). common risk factors in the returns on common stocks and bonds; *the Journal of Financial Economics*, Vol 33, pp 3-56

Gompers, P. A; & Lerner, J. (2003). The really long-run performance of initial public offerings: The pre-Nasdaq evidence. *The journal of finance*, 58(4), 1355-1392.

Hassannejad, M; Osoolian, M; Khalili, M. (2017). The effect of financial and non-financial factors on short term return of IPOs; Evidence from Tehran Stock Exchange, *Journal of Securities Exchange*, 11(41), 5-25. [InPersian]

Hou, K; Xue, C; & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: An CMAestment approach. *The Review of Financial Studies*, 28(3), 650-705.

Huang, H. Y; Chiang, M. H; Lin, J. H; & Lin, Y. (2017). Fixed-price, auction, and bookbuilding IPOs: Empirical evidence in Taiwan. *Finance Research Letters*, 22, 11-19.

Jenkinson, T; Ljungqvist, A; & Ljungqvist, A. P. (2001). Going public: The theory and evidence on how companies raise equity finance. Oxford University Press on Demand.

Khodaparasti, A; Zamanian, GH; & Sanginian,A. (2014). Long-run and Short-run returns of Initial Public Offerings (IPOs) of public and private companies in Tehran

Stock Exchange, *Journal of Empirical Research in Accounting*, 3(3), 179-200. [In Persian]

Kooli, M; & Suret, J. M. (2004). The aftermarket performance of initial public offerings in Canada. *Journal of multinational financial management*, 14(1), 47-66.

Kooli, M; Zhang, A; & Zhao, Y. (2022). How IPO firms' product innovation strategy affects the likelihood of post-IPO acquisitions? *Journal of Corporate Finance*, 72, 102159.

levis, J; 2011. The performance of private equity-backed IPOs. *Financial Management* 40, 253-277.

Loughran, T; & Ritter, J. (2004). Why has IPO underpricing changed over time? *Financial management*, 5-37.

Loughran, T; & Ritter, J. R. (2000). Uniformly least powerful tests of market efficiency. *Journal of financial economic*s, 55(3), 361-389.

Mihov, V. T; & Ren, J. (2022). IPO Performance and Stochastic Dominance. Available at SSRN 4106899.

Modares, A; Askari, M. (2009). Identify Effective Factors on Long Term Abnormal Return of Initial Public Offerings (IPOs) in Tehran Stock Exchange, J*ournal of Securities Exchange*, 2(5), 77. [InPersian]

Mohammadi, S, (1387). "Evaluation of the long-term performance of IPOs", Master's thesis, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. [In Persian]

Mohtadi, A; Hejazi, R; Hossani, A; Momeni, M. (2018), Application of Principle Component Analysis in Data Reduction of Variables Affecting Stock's Returns, *the financial Accounting and Auditing Researches*, 10(37), P 25-52. [InPersian]

Muller, R. (2021). The short-and long-term performance of Initial Public Offerings: Evidence from the Euronext stock exchanges (Doctoral dissertation).

Mumtaz, M. Z; & Ahmed, A. M. (2016). Long-run pricing performance of initial public offerings (IPOs) in Pakistan. *Nust Journal of Social Science and Humanities*, *2*(2), 97-140.

Naderi, Sh; Espoukeh, J. (2016). Identify factors affecting on underpricing of Initial Public Offering (IPO) shares of listed companies Tehran Stock Exchange, *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 9(31), 97-109. [InPersian]

Perera, W. (2018). Do Australian IPOs underperform in the long-run? Methodological Implications. *Methodological Implications* (May 13, 2018).

Peter, S. (2007). Performance of initial public offerings and privatized offers: Evidence from a developing country. *Managerial Finance.*

Ritter, J. R. (1991). The long-run performance of initial public offerings. *The journal of finance*, 46(1), 3-27.

Ritter, J. R. (2011). Equilibrium in the initial public offerings market. Annu. Rev. Financ. Econ; 3(1), 347-374.

Ritter, J. R; & Welch, I. (2002). A review of IPO activity, pricing, and allocations. *The journal of Finance*, 57(4), 1795-1828.

Roychoudhury, S. (2006). Three essays on IPO, liquidity, and corporate governance. Unpublished PhD dissertation, West Virginia University, United States.

Sadeghi Sharif, S; & Alsadat, M. (2019). Investigating the impact of earnings management on the long-term returns of initial public offerings using the Fama and French three-factor model in Tehran Stock Exchange, *Financial Research Journal*, 17(91). [In Persian]

Saghafim A. (2012), *Accounting Theory*, Tehran:Terme Publications.[In Persian]

Sahoo, S; & Rajib, P. (2010). After market pricing performance of initial public offerings (IPOs): Indian IPO market 2002–2006. *Vikalpa*, *35*(4), 27-44.

Schultz, P. (2003). Pseudo market timing and the long-run underperformance of IPOs. *Journal of Finance*, 58, 483–517.

Sehgal, S. and B. Singh (2007) the Initial and Aftermarket Performance of Indian IPOs. *Journal of Applied Finance*, 13:11, 16-36.

Thomadakis S, Gounopoulos D, Nounis C (2012) Long term performance of greek IPOs. *Eur Financ Manag* 17:117–141

Zakari, M; & Jahankhani, A. (2016). "Analytical study of short-term and long-term returns of new stocks in Tehran Stock Exchange", Master's thesis in Business Management, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. [In Persian]

Zhang, X; & Su, X. (2019). The Benefit of Going Public and IPO Underpricing: Evidence from the Loan Market. *Essays on Empirical Corporate Finance*, 89.

Zhou, L. J; & Sadeghi, M. (2021). The long-run role of innovation in the IPO market: inhibition or promotion. *Accounting & Finance*, 61(2), 3735-3779.

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 دوازدهم، شماره چهل و چهارم، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۴۶-۲۳

مقاله پژوهشی

ارتباط ارزشی ارزش منصفانه سبد سرمایه‌گذاری‌های سریع‌المعامله در شرکت‌های سرمایه‌گذاری [۱]

علی رحمانی [۲]، فاطمه حامدی [۳]، اسماعیل فرزانه‌کارگر [۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۵/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۰۵

چکیده

علیرغم بازنگری در استاندارد حسابداری شماره ۱۵ ایران و نیز الزامی شدن استاندارد شماره ۴۲، اندازه‌گیری ارزش منصفانه، از ابتدای سال ۱۴۰۰، سرمایه‌گذاری‌های سریع‌المعامله در صورت‌های مالی عموماً به اقل بهای تمام‌شده و خالص ارزش فروش شناسایی می‌شوند. شرکت‌های سرمایه‌گذاری طبق الزامات افشای سازمان بورس و اوراق بهادار موظفند ارزش روز سرمایه‌گذاری‌ها را در مقاطع زمانی ماهانه در سایت کدال بارگذاری و افشا کنند. هدف این پژوهش بررسی سنجه اندازه‌گیری مناسب برای این قلم مهم از دارایی‌ها در شرکت‌های سرمایه‌گذاری است. به عبارت دیگر به مقایسه رویه فعلی افشا ارزش منصفانه در یادداشت های صورت های مالی و کدال در مقابل شناخت آن می پردازد. این پژوهش بر مبنای ارتباط ارزشی نسبی و فزاینده سنجه‌های رقیب یعنی بهای تمام‌شده و ارزش بازار با استفاده از رگرسیون خطی چندگانه متغیرهای حسابداری بر روی قیمت سهام انجام شده است. روش رگرسیون استوار نیز جهت آزمون استحکام نتایج بکار گرفته شد. دوره زمانی به‌صورت ماهانه از ۱۳۹۷/۰۱/۰۱ تا ۱۴۰۱/۰۲/۱۰ و جامعه آماری، کلیه شرکت‌های سرمایه‌گذاری است که قبل از سال ۱۳۹۷ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده‌اند. نمونه شامل ۴۷ شرکت سرمایه‌گذاری است و تعداد مشاهدات ۲۳۵۰ شرکت–ماه است. شواهد این پژوهش نشان داد که ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری بورسی، هم ارتباط ارزشی نسبی و هم ارتباط ارزشی فزاینده‌ای نسبت به بهای تمام‌شده آن دارد. یافته‌های حاصل از آزمون‌های اضافی نیز نشان داد که سرمایه‌گذاران از طریق کاهش ارتباط ارزشی ارقام مربوط به ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی، واکنش مناسبی نسبت به وقوع بحران داشته‌اند. به عبارتی در زمان وقوع بحران که ارزش سهام موجود در سبد سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دچار افت شدید می‌شود، این کاهش ارزش دارایی‌ها با شیب ملایم‌تری در قیمت سهام شرکت سرمایه‌گذار منعکس می‌شود.

واژگان کلیدی: سبد سرمایه‌گذاری، ارزش منصفانه سرمایه‌گذاری، ارتباط ارزشی، صنعت سرمایه‌گذاری، افشا در مقابل شناخت.

طبقه‌بندی موضوعی: *C52 , G11 ,G14,G31*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.44721.2856

۲. استاد، گروه حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). Email: rahmani@alzahra.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران. ایران. Email: hamedi6163@gmail.com

۴. مربی، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه هرمزگان، ایران. Email: fkargar@hormozgan.ac.ir

مقدمه

طی چند دهه گذشته، ارزش جاری دارایی شرکت‌ها، با بهای تمام‌شده تاریخی آن‌ها به دلایل مختلف ازجمله نوســـان شدید نرخ ارز و تورم، تفاوت اساسی پیدا نموده است. ازاین‌رو انتخاب خاصه و نظام اندازه‌گیری به کار گرفته‌شده در تهیه صورت‌های مالی، می‌تواند تأثیرات با اهمیتی در تصمیم‌گیری فعالان بازارهای مالی داشته باشد. با وجود اینکه در استانداردهای بین‌المللی حسابداری ، استفاده از ارزش‌های منصفانه در گزارشگری مالی بیشتر شده است و می‌توان از آن به‌عنوان رویکرد غالب یاد نمود؛ اما همچنان در اغلب سیستم‌های حسابداری و گزارشگری مالی، نوعی نظام اندازه‌گیری دوگانه به‌کاربرده می‌شود که هم‌زمان از ارزش‌های تاریخی و ارزش‌های منصفانه استفاده می‌شود (رضایی،۱۳۹۹).

طبقه سرمایه‌گذاری‌ها، یکی از انواع دارایی شرکت‌هاست که توسط استاندارد گذاران، حائز اهمیت تشخیص داده شده و از این‌رو استاندارد حسابداری مختص خود را دارد. به‌کارگیری دقیق این استاندارد، به‌وضوح در گزارشگری مالی شرکت‌های فعال در صنعت سرمایه‌گذاری، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. طبق بند ۲۹ استاندارد حسابداری شماره ۱۵ ایران، سرمایه‌گذاری‌های سریع‌المعامله در بازار اگر به‌عنوان دارایی جاری نگهداری شوند، می‌توانند در ترازنامه به ارزش بازار یا اقل بهای تمام‌شده و خالص ارزش فروش به‌عنوان یکی از دو روش مجاز، منعکس شوند. با این‌وجود، تمام سرمایه‌گذاری‌های سریع‌المعامله فارغ از نوع طبقه‌بندی و سنجه ارزشیابی مورداستفاده در متن صورت‌های مالی، لازم است که بر مبنای ارزش بازار به‌عنوان افشائیات مکمل گزارش شوند (بند ۵۸ استاندارد ۱۵). بنابراین شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ‌ها، ارزش بازار سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار قابل معامله در بورس اوراق بهادار را در یادداشت‌های توضیحی گزارش‌های مالی سالیانه و فصلی افشا کرده و همچنین طبق بند ۹ ماده ۷ فصل سوم دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت‌شده نزد سازمان، از سال ۱۳۸۷ به بعد مکلف به تهیه و افشا اطلاعات سبد سرمایه‌گذاری‌های خود در پایان هرماه، حـداکثر ۱۰ روز پس از پایان ماه شده‌اند.

بنا به آنچه بیان شد، پرسشی که مطرح می‌شود این است که سودمندی ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی برای استفاده‌کنندگان نسبت به بهای تمام‌شده تاریخی چگونه است و با وجود افشای الزامی ارزش بازار سرمایه‌گذاری‌های بورسی به‌عنوان افشائیات مکمل، آیا می‌توان در راستای گرایش استانداردهای جدید به ارزش‌های منصفانه و وجود ظرفیت‌های ارائه‌شده در این استانداردها، ارزش بازار این قلم دارایی‌ها را جایگزین بهای تمام‌شده در متن صورت‌های مالی کرد.

نحوه مناسب گزارش سرمایه‌گذاری‌های بورسی که اغلب مهم‌ترین قلم دارایی‌های شرکت‌های فعال در صنعت سرمایه‌گذاری ایران است (به‌طور میانگین نیمی از دارایی‌های این شرکت‌ها، سرمایه‌گذاری‌های بورسی است)؛ سؤال اصلی این پژوهش است. ارتباط ارزشی، مطابق طبقه‌بندی فرانسیس و شیپر[1] (۱۹۹۹)، رویکردهای متفاوتی شامل بنیادی، پیش‌بینی، اطلاعاتی و اندازه‌گیری را در برمی‌گیرد. با این‌حال از منظر اندازه‌گیری، اعداد و ارقام حسابداری باید اطلاعاتی که در قیمت سهام متبلور شده را تبیین

1. Francis, Schipper

نمایند(حامدی،۱۳۹۶). به‌عبارت‌دیگر، این پژوهش به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا اطلاعات ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی، با تغییر قیمت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری مرتبط است یا خیر. اگرچه در یک بازار کارای سرمایه، افشای اطلاعات در یادداشت‌های توضیحی یا به صورت مکمل مثل افشای اطلاعات ماهانه به همان میزان شناخت در صورت‌های مالی می‌تواند بر قیمت سهام تأثیر گذارد؛ اما پژوهش‌های پیشین از کارایی بازار سرمایه ایران حمایت نمی‌کنند (دانیالی ده حوض و منصوری، ۱۳۹۱).

ضرورت انجام پژوهش حاضر از این‌رو است که به دلیل اهمیت روزافزون کارکردها و تأثیرات شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته‌شده در بورس ایران، به خصوص از بعد توسعه فرهنگ سرمایه‌گذاری غیرمستقیم، چنین پژوهشی می‌تواند تحلیل عمیق‌تری از رابطه بین اطلاعات حسابداری و قیمت سهام در بازار سهام برای سرمایه‌گذاران ارائه دهد. به‌ویژه اینکه با ورود شرکت‌های سرمایه‌گذاری استانی به بازار بورس، صنعت سرمایه‌گذاری نه تنها به لحاظ سهم از ارزش کل بازار ارتقا یافته، بلکه جامعه سهامداری بسیار گسترده‌ای را نیز درگیر خود نموده است.

این پژوهش به بسط ادبیات موجود در مورد سودمندی حسابداری ارزش منصفانه کمک می‌کند. نخست، شواهد اضافی در مورد ارتباط ارقام حسابداری مبتنی بر ارزش منصفانه با قیمت سهام فراهم می‌کند. دوم، به بررسی همبستگی بین اطلاعات حسابداری سبد سرمایه‌گذاری‌های سریع‌المعامله و واکنش قیمت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری در بازار سهام ایران می‌پردازد. سوم، در نظریه‌های فعلی، پژوهشگران ترجیح می‌دهند بر همبستگی سود هر سهم و ارزش دفتری هر سهم با قیمت سهام تمرکز کنند. با این‌حال، این پژوهش ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های سریع‌المعامله را به‌عنوان عامل مهمی که بر قیمت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد، مورد بررسی قرار داده است و درنتیجه به بسط مطالعات موجود کمک می‌کند. چهارم، یافته‌های اضافی پیرامون تأثیر بحران مالی بر ارتباط ارزشی ارقام حسابداری موردپژوهش، بینش‌هایی را در تعیین رفتار سرمایه‌گذاران ایرانی و نحوه واکنش آن‌ها ارائه می‌دهد.

در ادامه، به مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. سپس بر اساس مبانی نظری مطرح‌شده، فرضیه‌های پژوهش ارائه می‌شوند. روش‌شناسی پژوهش، تجزیه‌وتحلیل و آزمون فرضیه‌ها نیز به ترتیب در ادامه آمده است و در نهایت این پژوهش با نتیجه‌گیری و پیشنهادها به پایان می‌رسد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

فرضیه بازار تطبیقی[1] نشان می‌دهد که تغییرات در قیمت سهام قابل پیش‌بینی است و عملکرد بازار سهام را می‌توان با تکامل رفتار سرمایه‌گذاران و سیاست‌های نهادی توضیح داد (تانگ و کوانگ[2]، ۲۰۱۹). تحول استانداردهای حسابداری یکی از این تحولات در سیاست‌های سازمانی است که می‌تواند بر اهمیتی

1. Adaptive Market Hypothesis
2. Trung, Quang

که سرمایه‌گذاران برای ارقام حسابداری قائل هستند، تأثیر بگذارد (ایمهنزوبه[1]، ۲۰۲۲). ازجمله مهم‌ترین موارد اختلاف در به‌کارگیری استانداردهای حسابداری، موضوع انتخاب خاصه است. به اعتقاد سالمونز، در فرایند گزارشگری مالی، موضوع اندازه‌گیری باید قبل از موضوعات شناخت و نظارت، حل‌وفصل شود (والک[2] و همکاران، ۲۰۱۶). طبق مفاهیم نظری گزارشگری مالی ایران، خاصه‌ای که قرار است در صورت‌های مالی گزارش شود نیز باید مبتنی بر مربوط بودن آن به تصمیمات اقتصادی استفاده‌کنندگان باشد (بند ۱۱-۲).

تازه‌ترین استاندارد حسابداری ملی که موردتوجه محققان و متخصصان قرارگرفته، استاندارد شماره ۴۲، اندازه‌گیری ارزش منصفانه، است. چارچوب اندازه‌گیری ارزش منصفانه که در این استاندارد تشریح شده است، هم در اندازه‌گیری اولیه و هم در اندازه‌گیری بعدی کاربرد دارد (بند ۷ استاندارد ۴۲). ارزش منصفانه نیز اندازه‌گیری مبتنی بر بازار است و اندازه‌گیری مختص واحد تجاری نیست (بند ۲ استاندارد ۴۲). به عبارتی برخلاف تعاریف قبلی ارزش منصفانه که بیان‌کننده ارزش ورودی (خرید) بود، تعریف جدید به‌وضوح ارزش منصفانه را در قالب ارزش خروجی (فروش) در نظر می‌گیرد؛ ارزشی که طی آن منافع اقتصادی آتی به دارایی، بدهی یا ارزش ویژه متصل شده و از نگاه عناصر بازار (و نه خود واحد تجاری) تحلیل می‌شود (کرمی و بیک بشرویه، ۱۴۰۱).

کاربرد ارزش منصفانه در گزارشگری مالی شرکت‌ها، به‌ویژه در استانداردهای بین المللی گزارشگری مالی (ابگم یا IFRS)، موضوعی است که بحث‌های زیادی را برانگیخته است (نوبس[3]،۲۰۱۵). در استاندارد اندازه‌گیری ارزش منصفانه، سه سطح از داده‌های ورودی برای تعیین ارزش منصفانه در نظر گرفته‌شده که قابل‌اتکاترین و شفاف‌ترین داده‌های ورودی در سطح ۱ قرارگرفته است. داده‌های ورودی سطح ۱، قیمت‌های اعلام‌شده (تعدیل نشده) در بازارهای فعال برای دارایی‌ها یا بدهی‌های همانند است که واحد تجاری می‌تواند در تاریخ اندازه‌گیری به آن‌ها دست یابد (بند ۷۵ استاندارد ۴۲). مثال‌هایی از بازارهایی که در آن، داده‌های ورودی مربوط به برخی دارایی‌ها و بدهی‌ها (برای مثال ابزارهای مالی) ممکن است قابل‌مشاهده باشد، بازارهای اوراق بهادار، بازارهای معامله‌گری، بازارهای کارگزاری و بازارهای بدون واسطه است (بند ۶۷ همان). مطالعات انجام‌شده نشان می‌دهد که ارتباط ارزشی ارزش منصفانه، بسته به داده‌های ورودی مورداستفاده در تعیین این ارزش‌ها، متفاوت است. لذا پس از انتشار استاندارد ۱۵۷ آمریکا و ابگم ۱۳، بسیاری از مطالعات اقدام به بررسی غنای افشای سلسله‌مراتب ارزش منصفانه نموده و ارتباط ارزشی دارایی‌های اندازه‌گیری شده بر اساس ارزش منصفانه در سطوح اول، دوم و سوم را موضوع پژوهش تجربی قرار داده‌اند. این مطالعات به‌طورکلی نشان می‌دهند که دارایی‌های ارزش منصفانه در سطح ۱ دارای ارتباط ارزشی هستند؛ اما یافته‌های آن‌ها در مورد دارایی‌های اندازه‌گیری شده برحسب ارزش منصفانه در سطوح ۲ و ۳ ناسازگاری قابل‌توجهی را نشان می‌دهند (فلیپ و همکاران،۲۰۲۱).

1. Imhanzenobe
2. Wolk, Dodd, Rozycki
3. Nobes

علاوه بر این، سکینن[1] (۲۰۱۶) بیان می‌کند که در محیط ضعیف حمایت از سرمایه‌گذار، فقط ارزش‌های مبتنی بر داده‌های سطح اول، دارای ارتباط ارزشی هستند. یافته‌های ادوان[2] (۲۰۱۶) نیز نشان می‌دهد که ارتباط ارزشی سطح سوم برای شرکت‌های مستقر در کشورهایی با محیط نهادی ضعیف و برای شرکت‌هایی با حاکمیت شرکتی ضعیف، کمتر از سطح ۱ است. گوه و همکاران (۲۰۱۵)، نشان داده‌اند که حتی ارزش منصفانه‌های سطح ۲ نیز نسبت به ارزش منصفانه سطح اول ارتباط ارزش کمتری دارند.

موضوع داده‌های ورودی سطح اول در اندازه‌گیری ارزش منصفانه آن بخش از دارایی شرکت‌های فعال در صنعت سرمایه‌گذاری که در طبقه سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار سریع‌المعامله در بازارهای اوراق بهادار قرار دارد؛ تمرکز اصلی این پژوهش را تشکیل داده است. این تمرکز از آن جهت است که در محیط حسابداری ایران، ارزش منصفانه به‌ندرت برای دارایی‌های غیرمالی استفاده می‌شود.

باوجوداینکه دیدگاه خبرگان حرفه در ایران نسبت به الگوی ارزش منصفانه مثبت است. اما، چالش‌های فنی شناسایی‌شده در خصوص اندازه‌گیری و افشای ارزش منصفانه موجب می‌شوند که پذیرش الگوی ارزش منصفانه و به‌کارگیری گسترده آن در عمل چالش‌برانگیز باشد. یافته‌های پژوهش گل محمدی و رحمانی (۱۳۹۷) نشان می‌دهد به‌رغم این ارزیابی‌های مثبت، اثربخشی گزارشگری مالی مبتنی بر ارزش منصفانه از بعد ارزیابی وظیفه مباشرت و کارایی آن از دیدگاه استفاده‌کنندگان از اطلاعات، همچنان در محیط ایران بحث‌برانگیز است. بنابراین، موضوع دیگری که در ادامه مورد بررسی قرار می‌گیرد، این است که در راستای حرکت به‌سوی استفاده بیشتر از ارزش‌های منصفانه در گزارشگری مالی، چنانچه ارزش بازار سرمایه‌گذاری‌های بورسی، جایگزین بهای تمام‌شده در متن صورت‌وضعیت مالی شود (افشائیات جایگزین)؛ آنگاه ارتباط ارزشی نسبی ارقام حسابداری چگونه خواهد بود. به‌رغم اینکه در ایران نظام بهای تمام‌شده تاریخی، به‌عنوان مبنای اصلی اندازه‌گیری انتخاب‌شده، اما طبق بند ۲۹ استاندارد ۱۵ عدول از این مبنا و ارزشیابی به بهای جاری در مورد سرمایه‌گذاری‌های جاری سریع‌المعامله، مجاز شناخته‌شده است. این عدول مانند اغلب موارد مشابه، اختیاری بوده و لذا مقایسه پذیری و ثبات رویه در اندازه‌گیری حسابداری را مخدوش می‌کند. علاوه بر این، برخی مطالعات (ازجمله کریستنسن و نیکولایف (۲۰۱۳) و سلهورن و استیر (۲۰۱۹)) نشان داده‌اند که تهیه‌کنندگان در صورت داشتن حق انتخاب، حسابداری بهای تمام‌شده تاریخی را بر حسابداری ارزش منصفانه ترجیح می‌دهند (به نقل از فلیپ و همکاران،۲۰۲۱)؛ موضوعی که در محیط حسابداری ایران به‌وضوح دیده می‌شود و یک دلیل دیگر آن قوانین مالیاتی است.

ادعا می‌شود اندازه‌گیری و گزارشگری ارزش‌های منصفانه، صحت، شفافیت و قابلیت مقایسه را افزایش داده و به‌طورکلی بـه مفیـد بـودن اطلاعات حسابداری کمک می‌کند (مرادی و همکاران، ۱۳۹۸). این موضوع در مورد صندوق‌های سرمایه‌گذاری قابل معامله در بورس که با سرمایه باز هستند صدق می‌کند. ازآنجا که بسیاری از اندازه‌گیری‌ها در نظام بهای تمام‌شده تاریخی، نه ارزیابی‌کننده‌اند و نه پیش‌بینی کننده، لذا جهت‌گیری استانداردهای حسابداری بین‌المللی، به سمت تأکید بر ارزش‌های منصفانه سوق پیدا نموده

1. Siekkinen
2. Adwan

و حذف ویژگی قابلیت اتکا از مجموعه ویژگی‌های کیفی اطلاعات حسابداری و جایگزینی آن با ویژگی صداقت در ارائه، توسط هیئت استانداردهای حسابداری مالی آمریکا (بیانیه مفهومی گزارشگری مالی شماره ۸)، شاهدی بر این ادعاست (کرمی و بیک بشرویه،۱۴۰۱). در جریان این کوچ از رویکرد سنتی مبتنی بر نظام بهای تمام‌شده و حرکت به سمت ارزش‌های منصفانه در سال‌های اخیر، مباحث زیادی مطرح‌شده که محوریت آن‌ها دو موضوع اساسی تأمین اهداف سودمندی در تصمیم‌گیری و ایفای وظیفه مباشرت بوده است. به اعتقاد مک نیل[1] (۱۹۷۰)، تمرکز بر اصل بهای تمام‌شده تاریخی، منجر به تهیه صورت‌های مالی گمراه‌کننده و نادرستی می‌شود که به تصمیم‌گیری سهامداران کمک چندانی نمی‌کند. سهامداران با استفاده از ترازنامه مبتنی بر بهای تمام‌شده تاریخی، علاوه بر اینکه اطلاعی از ارزش فعلی دارایی‌های شرکت پیدا نمی‌کنند؛ در مقابل افراد درون‌سازمانی آگاه نیز در معرض خطر عدم تقارن اطلاعاتی قرار می‌گیرند. بر این اساس، وی پیشنهاد استفاده از ارزش‌های جاری تعیین‌شده در بازارهای فعال را در گزارشگری مالی مطرح نموده است. به نظر می‌رسد سرانجام این قبیل مباحثات، گرایش به تحقق هدف نخست (سودمندی در تصمیم‌گیری) در انتخاب میان نظام‌های اندازه‌گیری بوده و این امر منجر به توجه هر چه بیشتر به ارزش‌های منصفانه شده است (رضایی،۱۳۹۹).

نتایج برخی مطالعات ازجمله پترونی و والن[2](۱۹۹۵)، نشان می‌دهد که ارزش منصفانه اوراق بهاداری که به‌طور فعال در بازار معامله می‌شوند، می‌تواند همانند بهای تمام‌شده تاریخی، قابل‌اتکا در نظر گرفته شود. در خصوص ملاحظات هزینه و منفعت نیز با یک نگاه فرایندی و کلان اقتصادی، چنین استنباط می‌شود که گزارش‌های مالی مبتنی بر ارزش‌های منصفانه، به‌واسطه تعدیل هزینه‌های مازاد تحمیلی برای استفاده‌کننده جهت به دست آوردن اطلاعات لازم، کارایی بازار سرمایه را افزایش داده و همچنین در صداقت و اعتماد به بازار تأثیر بسزایی خواهد داشت (حجازی و مهیمی، ۱۳۹۶). با توجه به اینکه تفاوت در استفاده از ارزش بازار به‌عنوان شاخصی از ارزش منصفانه در مقابل نظام بهای تمام‌شده، منجر به تغییر در ارقام حسابداری و احتمالاً سودمندی آن‌ها برای استفاده‌کنندگان می‌شود؛ بر اساس ادبیات نظری شرح داده‌شده، انتظار می‌رود ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی، ارتباط ارزشی نسبی در مقایسه با بهای تمام‌شده تاریخی داشته باشد.

ریشه بحث‌های مطرح‌شده در مورد قابلیت اتکا ارزش‌های منصفانه، اغلب به این موضوع مربوط می‌شود که کارایی این ارزش‌ها، عمدتاً به نوع بازارها بستگی دارد (جاگی و همکاران،۲۰۱۰). در کشورهای درحال‌توسعه، که بازارهای فعال به‌راحتی قابل‌دسترسی نیستند، بحث‌ها همچنان ادامه دارد. بنابراین، می‌توان گفت که بسیاری از مشکلات پیاده‌سازی در حسابداری ارزش منصفانه، در مورد بازارهای فعال به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه هنوز برجسته هستند (رضایی، ۱۳۹۹). در مقابل حامیان ارزش‌های منصفانه (به‌ویژه ارزش‌های مبتنی بر داده‌های سطح یک)، برخی صاحب‌نظران ضمن تأیید مزایای این ارزش‌ها، همچنان با یک نگاه محافظه‌کارانه معتقد به اتخاذ رویکرد دوگانه و استفاده هم‌زمان از این اطلاعات

1. Mac Neal
2. Petroni, Wahlen

به‌عنوان افشائیات مکمل هستند. به گفته بتاکووا و همکاران (۲۰۱۴)، یک سیستم اندازه‌گیری و گزارشگری دوگانه، می‌تواند برای اختلاف‌نظرها پیرامون این موضوع، راه‌حل مناسبی باشد. در این دیدگاه، با توجه به اینکه ارزش‌های منصفانه اهداف متفاوتی نسبت به بهای تمام‌شده تاریخی دارند، لذا نباید جانشین آن شوند. بهای تمام‌شده یک سرمایه‌گذاری، غالباً در تحقق هدف ارزیابی مؤثر وظیفه مباشرت به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند؛ درحالی‌که ارزش‌های منصفانه، غالباً در برآورد بازده مورد انتظار از یک سرمایه‌گذاری معین، سودمند واقع می‌شوند. با این وصف، هرچند آگاهی سرمایه‌گذاران از ارزش‌های منصفانه موردنیاز است، ولی کافی نیست (بتاکووا و همکاران، ۲۰۱۴). بر اساس آنچه گفته شد، شیوه اندازه‌گیری و گزارشگری دوگانه می‌تواند برای ارزیابی موفقیت در سرمایه‌گذاری، مؤثرتر باشد. زیرا اطلاعات ارزش‌های منصفانه در کنار بهای تمام‌شده تاریخی به‌صورت مکمل عمل کرده و توانایی استفاده‌کنندگان را برای ارزیابی وضعیت فعلی و عملکرد پیشین، هم‌زمان بهبود می‌بخشد. به عبارتی تحقق اهداف ایفای وظیفه مباشرت و سودمندی در تصمیم‌گیری را به همراه هم ممکن می‌سازد.

پیشینه تجربی پژوهش

ماتسانه (۲۰۲۲)، در پژوهشی به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که آیا اندازه‌گیری‌های ارزش منصفانه سطوح ۱ و ۲ نسبت به اندازه‌گیری‌های ارزش منصفانه سطح ۳ در یک بازاری که فعالیت کمتری دارد، ارتباط ارزشی دارند یا خیر. به طور خاص، این پژوهش به دو هدف می پردازد. ابتدا، ارتباط ارزشی معیارهای ارزش منصفانه برای هر سطح افشای ارزش منصفانه را بررسی می‌کند. ثانیاً، تأثیر حاکمیت شرکتی را بر ارتباط ارزشی افشاییات ارزش منصفانه کمتر قابل مشاهده (سطوح ۲ و ۳) ارزیابی می کند. برخلاف فرضیات تئوری نمایندگی، نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران در مدیریت ارزش بازار کمتر فعال، ورودی‌های بیشتری نسبت به اطلاعات بازار (شفاف‌تر) دارند. نویسندگان همچنین مشاهده کرده اند که سرمایه‌گذاران در هنگام قیمت‌گذاری ارزش منصفانه، بهره محدودی به ساختارهای حاکمیت شرکتی پرداخت می‌کنند، به این معنی که آنها بر عواملی فراتر از مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی تکیه می‌کنند.

فلیپ و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی ارتباط ارزشی ارزش منصفانه داده‌های بانک‌های ایالات متحده را که در سه سطح مطابق IFRS و GAAP گزارش می‌دهند، پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که ۱) ارزش منصفانه داده‌ها در هر سه سطح در طول زمان دارای ارتباط ارزشی هستند، و (۲) ارتباط ارزشی سه سطح ارزش منصفانه در طول زمان سازگار است. با این حال، سطوح ارزش منصفانه داده‌های تحت GAAP به طور سیستماتیک ارتباط ارزشی بالاتری در مقایسه با IFRS نشان داده‌اند.

"ارتباط اطلاعات ارزش‌منصفانه با تصمیمات سرمایه‌گذاران: شواهد تجربی از مصر" عنوان مقاله‌ای است که توسط شوات و همکاران (۲۰۲۱) انجام شده است. هدف این مقاله بررسی تأثیر افزودن اطلاعات ارزش‌منصفانه به بهای تمام شده تاریخی در صورت‌های مالی بر تمایل سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری، حجم معاملات و ارزش‌گذاری سهام است. شواهد تجربی این پژوهش حاکی از آن است که افزودن اطلاعات ارزش منصفانه (اعم از سطح ۱ یا سطح ۳) تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تمایل سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری

و حجم معاملات دارد. علاوه بر این، افزودن اطلاعات ارزش منصفانه (سطح ۱) تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش‌گذاری سهام سرمایه‌گذاران خواهد داشت. تجزیه و تحلیل‌های اضافی نشان داده است که اطلاعات ارزش‌منصفانه سطح ۱ در مقایسه با اطلاعات ارزش منصفانه سطح ۳ تأثیر مثبتی بر تمایل سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری و ارزش‌گذاری سهام دارد.

پالیا (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی حسابداری ارزش منصفانه و سودمندی آن برای استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی پرداخته است. در این مقاله آمده است که، از زمانی که کنگره اروپا IFRS 13 را در مورد اندازه‌گیری ارزش منصفانه را مورد تأیید قرار داد، به دنبال گسترش استفاده از آن برای ابزارهای مالی بوده است. علاوه بر این، حسابداری ارزش‌منصفانه به دلیل نقش ادعای آن در بحران مالی، توسط پژوهشگران بسیاری مورد بررسی عمیق قرار گرفته است. بنابراین، سودمندی حسابداری ارزش منصفانه یک موضوع کلیدی برای اهداف استانداردگذاران است. یافته‌های این پژوهش نشان از قابلیت اطمینان ارزش منصفانه دارد. اما یافته‌ها نشان داده‌اند که، حسابداری ارزش منصفانه به تنهایی نمی‌تواند اطلاعات مفیدی را برای ارزیابی مباشرت ارائه دهد و بهای تمام شده تاریخی نیز مورد نیاز است. بنابراین یک سیستم اندازه‌گیری و گزارش‌گری مالی دوگانه می‌تواند اطلاعات کامل‌تر و مفیدتری را در اختیار استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی قرار دهد.

کرمی و بیک بشرویه (۱۴۰۱) در پژوهشی، با تأکید بر چالش‌ها و مسایل زیرساختی گزارشگری و نظارت بر ارزش‌های منصفانه، و طی مصاحبه با ۱۰خبره در حوزه های مختلف درگیر در پیاده‌سازی نظام ارزش‌های منصفانه، مدلی را با استفاده از روش تئوری داده بنیاد ارائه داده‌اند. توجه به مفروضات ارزشیابی و مجهز نمودن حرفه حسابرسی به انجام خدمات ارزشیابی و استفاده از ظرفیت قانونی موجود در قانون بازار اوراق بهادار از مهمترین یافته‌های این پژوهش بوده است. علاوه بر آن، این پژوهش با رویکردی نظری دلایل اقبال به ارزش منصفانه، قابلیت اطمینان و نقدهای وارد به آن را بررسی نموده است. در نهایت با توجه به مباحث مطرح شده در این خصوص، نتیجه گرفته می‌شود به کارگیری مدل گزارشگری دوگانه یعنی استفاده توأم از ارزش منصفانه و بهای تمام شده تاریخی درکمک به استفاده‌کننده‌گان حسابداری برای تصمیم‌گیری و ایفای وظیفه مباشرت، می‌تواند مفید واقع شود.

بدری و قائمی (۱۴۰۰) در مقاله‌ای به شناسایی موانع و راهکارهایی جهت اجرای ارزش منصفانه در صنعت بانکداری ایران از بعد کلان پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن بوده است که از بعد کلان (فراتر از سطح بانک) ساختار محیط اقتصادی ایران، ناکارایی در سطح بازارها و تأثیر آن بر قیمت‌های قابل مشاهده و ضعف قابل ملاحظه در اعمال قضاوت حرفه‌ای با کیفیت، مهمترین چالش‌های پیش‌روی بکارگیری مبنای ارزش منصفانه است. از طرفی، ارتقای سطح نظارتی نهادهای متولی، ایجاد نهاد تخصصی ارزش‌گذاری و بکارگیری استانداردهای ارزش‌گذاری از ضرورت‌های اصلی برای اجرای ارزش منصفانه هستند.

صدیقی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی، با الگوگیری از رویکرد ارزش منصفانه در استانداردهای گزارشگری واحدهای کوچک و متوسط، تاثیر این رویکرد را بر شاخص‌های عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری کوچک و متوسط، مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داده است که نسبت بازده دارایی‌ها

و بازده حقوق صاحبان سرمایه به عنوان شاخص‌های عملکرد، پس از به‌کارگیری رویکرد ارزش منصفانه در واحدهای کوچک و متوسط تغییر معنی‌دار پیدا نمی‌کنند.

علاوه بر نوآوری‌هایی که این پژوهش نسبت به پژوهش‌های انجام شده در داخل دارد و که در قسمت مقدمه به آن اشاره شد، نوآوری دیگری که می‌توان بر اساس پیشینه‌های ذکر شده بیان نمود این است که اکثر پژوهش‌های داخلی که در حوزه ارزش منصفانه انجام شده است به صورت مروری بوده و به شرح مزایا و معایب این شیوه اندازه‌گیری با سنجه‌های رقیبش پرداخته‌اند و دیگر پژوهش‌هایی که به صورت تجربی در این حوزه انجام گردیده است نیز بانک‌ها را به عنوان نمونه درنظر گرفته‌اند. تمرکز اصلی این پژوهش، موضوع داده‌های ورودی سطح اول در اندازه‌گیری ارزش منصفانه آن بخش از دارایی شرکت‌های فعال در صنعت سرمایه‌گذاری که در طبقه سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار سریع‌المعامله در بازارهای اوراق بهادار قرار دارد، است.

فرضیه‌های پژوهش

بنا بر مبانی نظری شرح داده شده، فرضیه‌های پژوهش به این ترتیب مطرح می‌شود:

۱- ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی شرکت‌های سرمایه‌گذاری، دارای ارتباط ارزشی است.

۲- ارزش بازار در مقابل بهای تمام‌شده تاریخی سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی از ارتباط ارزشی نسبی برخوردار است.

۳- ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری بورسی، ارتباط ارزشی فزاینده‌ای نسبت به بهای تمام‌شده آن دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نوع پژوهش‌های توصیفی– همبستگی است و با استفاده از رویکرد پس‌رویدادی انجام‌شده است. با توجه به نوع داده‌ها از روش رگرسیون چندگانه با داده‌های تجمیعی استفاده‌شده است. داده‌های موردنیاز برای آزمون فرضیه‌ها، از متن صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها و تارنمای شرکت مدیریت فناوری بورس تهران، استخراج‌شده است. پژوهش‌ها با محوریت ارتباط ارزشی در بازه‌های کوتاه‌مدت بسیار مؤثرتر هستند. بر این اساس دوره زمانی این پژوهش به‌صورت ماهانه شامل ۵۰ دوره گزارشگری مالی از ۱۳۹۷/۰۱/۰۱ تا ۱۴۰۱/۰۲/۱۰ تعیین‌شده است. جامعه‌آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های سرمایه‌گذاری که قبل از سال ۱۳۹۷ در بازار اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده‌اند است. درنهایت با توجه به اطلاعات در دسترس ۴۷ شرکت، جامعه محدود به ۲۳۵۰ شرکت – ماه شده است.

ارزیابی سودمندی شیوه‌های حسابداری گوناگون، به‌طورمعمول از طریق طرح پژوهشی موسوم به ارتباط ارزشی، مورد قرار می‌گیرد؛ زیرا قابلیت این را دارد که ویژگی‌های کیفی مرتبط با محتوای اطلاعات مالی را به‌صورت هم‌زمان مورد آزمون قرار دهد. لذا به نظر می‌رسد که بررسی ارتباط ارزشی ارزش بازار این قلم مهم از دارایی‌های شرکت‌های سرمایه‌گذاری، در مقابل بهای تمام‌شده مورد تأکید تهیه‌کنندگان صورت‌های مالی، بر مبنای شواهد تجربی بازار سرمایه کشور، ضرورت داشته باشد. چنانچه فرض شود در

راستای حرکت به‌سوی استفاده بیشتر از ارزش‌های منصفانه در گزارشگری مالی، نیاز است که ارزش بازار سرمایه‌گذاری‌های بورسی، جایگزین بهای تمام‌شده در متن صورت‌وضعیت مالی شود (افشائیات جایگزین)؛ آنگاه آزمون ارتباط ارزشی نسبی مطرح می‌شود. از سوی دیگر، چنانچه موضوع این باشد که ارزش بازار گزارش‌شده در یادداشت‌های توضیحی (به‌صورت فعلی یعنی افشائییات مکمل)، چقدر می‌تواند در کنار بهای تمام‌شده، از ارتباط ارزشی برخوردار باشد و قادر است به تبیین بهتر تغییرات قیمت سهام کمک نماید؛ آنگاه آزمون ارتباط ارزشی فزاینده مطرح خواهد بود (خدارحمی و حامدی،۱۳۹۷). لذا در این پژوهش، به مطالعه هر دو ارتباط نسبی و فزاینده ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی نسبت به بهای تمام‌شده آن پرداخته‌شده است.

پژوهش‌های پیشین ارتباط ارزشی، از دودسته مدل متداول بهره برده‌اند. مدل‌های رگرسیونی مبتنی بر سطح (قیمت) و مدل‌های مبتنی بر تغییرات (بازده) (ویث و ورنر، ۲۰۱۴). بااین‌حال، بحث مهم و پیوسته‌ای بر سر تفاوت بین مدل‌های سطح قیمت و مدل‌های تغییر قیمت (بازده) در هنگام بررسی رابطه بین ارزش بازار سهام و ارقام حسابداری وجود دارد. تفاوت ویژگی‌های این دو مدل، سبب می‌شود که محققان نیاز به آگاهی از نقاط ضعف و قوت این دو داشته باشند. کوتاری و زیمرمن (۱۹۹۵) ادعا می‌کنند که مدل‌های سطح قیمت تصریح بهتری هستند چراکه ضرایب برآورد شده از مدل‌های قیمت، بدون تورش هستند، درحالی‌که مدل‌های بازده این‌طور نیستند. بااین‌حال، مدل‌های بازده غالباً مفروضات موردنیاز برای ابزارهای آماری از قبیل تجزیه‌وتحلیل رگرسیون را بیشتر برآورده می‌کنند..

بارث و همکاران (۲۰۰۱) یک توضیح آموزنده درباره نقش انگیزه اقتصادی پژوهش در انتخاب بین دو مدل اصلی در مطالعات ارتباط ارزشی ارائه می‌کنند:" تمایز اصلی بین مطالعات ارتباط ارزشی بررسی سطح قیمت و بررسی تغییرات قیمت این است که اولی علاقه‌مند است آنچه را که در ارزش شرکت منعکس‌شده، تعیین کند و دومی علاقه‌مند است آنچه در تغییرات ارزش طی یک دوره زمانی خاص منعکس گردیده را تعیین کند. بنابراین، سؤال پژوهش تعیین‌کننده است. اگر کسی بخواهد ارتباط ارزشی حقوق صاحبان سهام با دیگر اقلام ترازنامه را بررسی کند، مدل قیمت انتخاب قطعی و بدیهی است. بااین‌حال اگر کسی رویکرد تغییر گرا داشته باشد که تمرکز اصلی آن بر ایجاد ارزش است، رگرسیون بازده مناسب است؛ چراکه مدل‌های قیمت قادر به اندازه‌گیری ورود اطلاعات طی یک دوره مشخص نیستند (بارث و همکاران، ۲۰۰۱). بارث (۱۹۹۴)، در پژوهشی مشابه پژوهش حاضر، هر دو مدل قیمت و بازده را بر نمونه‌ای از بانک‌های آمریکایی بررسی کرد؛ اما یافته‌ها نشان داد که ارزش‌های منصفانه سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار، صرفاً با قیمت سهام مرتبط است و رابطه با بازده سالانه، یافته‌های مبهم و نتایج گوناگونی را نشان می‌دهد. علاوه بر این، نتایج حاصل از مدل‌های سطح (قیمت) اغلب توسط استانداردگذاران برای ایجاد بینشی درباره ارتباط ارزشی اطلاعات خاص حسابداری مورد استفاده قرار می‌گیرد.

بر همین اساس در پژوهش حاضر، قیمت پایانی دهم هرماه به‌عنوان متغیر وابسته و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و ارزش سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی بر اساس سنجه‌های اندازه‌گیری موردپژوهش، به‌عنوان متغیرهای مستقل در مدل مبتنی بر سطح بکار گرفته‌شده است. جهت آزمون فرضیه اول، رابطه ۱

به‌عنوان مدل شماره ۱ برآورد می‌شود. جهت رفع ناهمسانی واریانس و مقیاس زدایی و رفع مشکلات اقتصادسنجی، همه متغیرهای حسابداری و بازار به تعداد سهام ابتدای دوره تقسیم می‌شوند.

رابطه ۱: $\text{PRICE}=\alpha_0 + \beta_1 BV_{it} + \beta_2 \text{PV}_{it} + \beta_3 \text{OTHERSTOCKCOST}_{it} + \varepsilon_{it}$

با توجه به اینکه در ماده ۹ فصل سوم دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات ثبت‌شده نزد سازمان آمده است که: اطلاعات سبد سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ در پایان هرماه، حداکثر ۱۰ روز پس از پایان ماه ارائه شود؛ دهم هرماه جهت محاسبه قیمت پایانی، در نظر گرفته‌شده است. چنانچه نماد در این تاریخ بسته باشد، از قیمت پایانی اولین روز معامله بعد از انتشار گزارش فعالیت ماهانه استفاده می‌شود.

PRICE: قیمت پایانی سهم در دهم هرماه (برگرفته‌شده از تارنمای شرکت مدیریت فناوری بورس تهران)؛

BV: ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان دوره t (به ازای هر سهم)؛

PV[1]: ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری بورسی در پایان دورهt (به ازای هر سهم)؛

OTHERSTOCKCOST: بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری‌های غیر بورسی در پایان دوره t (به ازای هر سهم)، که تمامی ارقام حسابداری، از تارنمای کدال و صورت‌های مالی منتشرشده در آن گرفته‌شده‌اند.

برای آزمون فرضیه دوم، رابطه (۲) برآورد می‌شود. این مدل شبیه مدل در رابطه ۱ است، ولی ازآنجاکه قرار است ارتباط ارزشی نسبی ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی در مقابل بهای تمام‌شده آن بررسی شود؛ لذا متغیر PV از مدل حذف و بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی (STOCKCOST) جایگزین آن شده است.

رابطه (۲) $\text{PRICE}=\alpha_0 + \beta_1 BV_{it} + \beta_2 \text{STOCKCOST}_{it} + \beta_3 \text{O}\mathit{THER}\text{STOCKCOST}_{it} + \varepsilon_{it}$

STOCKCOST: بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی (برگرفته‌شده از سایت کدال قسمت صورت‌وضعیت پرتفوی بورسی) (به ازای هر سهم)

درنهایت، جهت آزمون فرضیه سوم رابطه ۳ برآورد می‌شود. این مدل مشابه رابطه اول است با این تفاوت که بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری بورسی نیز به مدل اضافه‌شده است.

رابطه(۳) $\text{PRICE}=\alpha_0 + \beta_1 BV_{it} + \beta_2 \text{PV}_{it} + \beta_3 \text{STOCKCOST}_{it} + \beta_3 \text{OTHERSTOCKCOST}_{it} + \varepsilon_{it}$

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش در جدول شماره ۱، نشان می‌دهد که به‌طور میانگین حدود ۶۵ درصد سبد سرمایه‌گذاری شرکت‌های عضو نمونه (صنعت سرمایه‌گذاری)، متشکل از سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار

1. Portfolio value

سریع‌المعامله است که دارای بازار معاملاتی فعال هستند و بنابراین به‌راحتی قابلیت اندازه‌گیری ارزش‌های منصفانه را دارند. توجه به آماره میانه نیز حکایت از این دارد که نیمی از شرکت‌های نمونه، بالغبر ۷۲ درصد سبد سرمایه‌گذاری خود را به اوراق بهادار سریع‌المعامله اختصاص داده‌اند. مطلب حائز اهمیت این بخش، توجه به آماره‌های مرکزی متغیرهای اصلی پژوهش است. درحالی‌که میانگین قیمت سهام (Price) در بین شرکت‌های عضو نمونه ۱۱۰۲۸ریال است؛ نزدیک‌ترین رقم به آن، خالص ارزش دارایی در دسترس این شرکت‌ها (NAV معادل ۱۱۱۹۴ ریال) بر حسب ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی است (میانگین PV به ازای هر سهم نیز معادل ۱۰۱۴۵ریال است). به عبارتی نزدیک بودن رقم ۱۱۱۹۴ریال، به‌عنوان میانگین خالص ارزش دارایی‌های شرکت‌های نمونه به میانگین قیمت سهام، حکایت از تأیید ضمنی نظام ارزش‌گذاری شرکت‌های صنعت سرمایه‌گذاری بر اساس خالص ارزش دارایی‌ها دارد. این در حالی است که ارزش دفتری هر سهم (BV) (به‌طور میانگین ۲۲۹۸ریال)، تقریباً برابر با بهای تمام‌شده کل سرمایه‌گذاری‌های بورسی و غیربورسی (میانگین ۲۳۱۱ریال) است؛ که فاصله بسیار زیادی از قیمت میانگین سهام دارد.

به‌طور خلاصه، با توجه به آماره‌های توصیفی می‌توان ادعا نمود که نزدیک‌ترین ارقام حسابداری به قیمت سهام، ارزش بازار سرمایه‌گذاری‌های بورسی به ازای هر سهم بوده و تأکید بر نظام ارزش‌های منصفانه در گزارشگری مالی این شرکت‌ها از اولویت برخوردار است.

جدول ۱. معیارهای توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
قیمت پایانی PRICE	۱۱۰۲۸/۹۱۷	۵۷۴۷/۵	۱۷۴۹۵۰.۰	۵۷۰	۱۶۶۹۴/۵۵۰	۴/۴۳۴	۲۹/۲۹۸
ارزش دفتری هر سهم BV	۲۲۹۸/۲۱۰	۱۸۳۳/۵۷	۱۹۲۰۳/۴۱۹	۳۵۰/۵۷	۱۶۰۷/۲۸۶	۴/۵۰۶	۳۳/۷۲۰
ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری بورسی PV	۱۰۱۴۵/۶۲۰	۴۴۹۷/۹۷۹	۲۱۹۹۰۲/۲	۰/۰۰۰	۱۸۵۳۹/۶۵	۵/۸۶۲	۵۱/۰۷۵
بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری بورسی STOCKCOST	۱۲۴۹/۷۶۱	۱۰۶۸/۱۶۹	۹۸۸۴/۰۶۹	۰/۰۰۰	۸۷۱/۹۳۴	۱/۷۴۶	۹/۸۰۰
بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری غیربورسی OTHERSTOCKCOST	۱۰۶۱/۵۳۹	۴۴۸/۵۰۲	۵۰۴۷۰/۳۵	۰/۰۰۰	۴۸۴۰/۷۱۴	۹/۸۹۶	۱۰۰/۵۲۸
بهای تمام‌شده کل TOTALCOST	۲۳۱۱/۳۰۱	۱۶۲۹/۸۲۴	۵۶۴۶۵/۹۵	۴۴۵/۷۲۵	۵۰۵۹/۷۲۷	۹/۷۰۶	۹۸/۲۹۹
ترکیب سرمایه‌گذاری	۰/۶۴۸	۰/۷۲۳	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۶۱	-۰/۷۷۸	۲/۶۸۵
NAV	۱۱۱۹۴/۰۶	۵۵۳۹/۶۵	۲۲۸۰۴۲/۸۳	-۱۴۱۶/۰۲	۱۸۸۳۱/۰۶	۷۹۷/۵	۴۷/۱۵۱
تعداد مشاهدات ۲۳۵۰ شرکت-ماه							

مأخذ: محاسبات پژوهش

ارقام حسابداری در دسترس برای ارزشیابی سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌ها عبارت است از: بهای تمام‌شده کل، بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری بورسی، بهای تمام شده سبد سرمایه‌گذاری غیر بورسی و ارزش بازار

سبد سرمایه‌گذاری بورسی که در گزارش فعالیت ماهانه شرکت‌های صنعت سرمایه‌گذاری منتشر می‌شود. از سوی دیگر ادبیات موضوع نشان می‌دهد، کلیدی‌ترین رقم حسابداری که خلاصه اطلاعات ترازنامه‌ای را منعکس می‌نماید، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها است.

جدول شماره (۲)، همبستگی پیرسون متغیرهای مورد پژوهش را گزارش می‌کند. قابل‌مشاهده است که هر ۵ متغیر مستقل اولیه، همبستگی بالا و معنی‌دار با قیمت سهام دارند و بیشترین میزان همبستگی مربوط به متغیر اصلی موردپژوهش، یعنی ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی است (۰/۷۴۵). بااین‌حال، همبستگی معنی‌دار میان متغیرهای مستقل انتخابی که مطابق با ماهیت این متغیرها است، ممکن است منجر به بروز مشکلات هم خطی چندگانه در مدل شود. این مورد با استفاده از آزمون‌های آماری ازجمله عامل تورم واریانس (VIF) در زمان اجرای مدل‌ها کنترل خواهد شده است.

جدول ۲. جدول همبستگی پیرسون بین متغیرهای پژوهش

متغیرها	PRICE	BV	PV	TOTALCOST	STOCKCOST	OTHER STOCKCOST
PRICE	۱/۰۰۰					

BV	۰/۴۳۰**	۱/۰۰۰				
	۰/۰۰۰	-----				
PV	۰/۷۴۵**	۰/۳۷۹**	۱/۰۰۰			
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-----			
TOTALCOST	۰/۴۹۷**	۰/۳۸۳**	۰/۰۲۳	۱/۰۰۰		
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۷۲	-----		
STOCKCOST	۰/۴۲۲**	۰/۲۸۲**	۰/۴۴۱**	۰/۳۳۲**	۱/۰۰۰	
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-----	
OTHER STOCKCOST	۰/۴۴۳**	۰/۳۴۹**	-۰/۰۵۶**	۰/۹۸۵**	۰/۱۶۷**	۱/۰۰۰
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-----

**همبستگی در سطح ۰/۰۱ (۲ دنباله) معنی‌دار است.

مأخذ: محاسبات پژوهش

نظر به همبستگی میان ارقام ذکرشده و مشکلات ناشی از حضور متغیرهای اضافی در مدل، ابتدا در نرم‌افزار SPSS از ابزار رگرسیون خطی خودکار، با تنظیم معیار اطلاعاتی ASE جهت اجتناب از بیش برازش، جهت تعیین بهترین مجموعه برآوردگرها در تصریح قیمت سهام، استفاده‌شده است. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، از میان ۵ متغیر انتخابی اولیه، مدلی که شامل تنها سه متغیر ارزش دفتری (BV)، بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری غیربورسی(OTHERSTOCKCOST) و ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری بورسی (PV) است، با کمترین میزان ASE، از میان ده مدل برتر انتخاب می‌شود.

جدول ۳. معیار انتخاب متغیرهای پژوهش (سمت راست)

		Model									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Overfit Prevention Criterion		57,779,005.09	57,968,492.173	59,083,398.861	59,083,398.861	59,083,398.861	59,323,660.497	59,323,660.497	59,323,660.497	62,046,713.040	62,271,194.252
Effect	bvps	√		√	√	√				√	
	overStockcostps	√	√		√	√		√	√		
	PVps	√	√	√	√	√	√	√	√	√	√
	TotalCostps			√	√		√	√		√	√
	Stockcostps			√		√	√		√		

The model building method is Best Subsets using the Overfit Prevention criterion.
A checkmark means the effect is in the model.
The Best Subsets method excluded one or more models because of linearly dependent effects.

به‌منظور استفاده از مزایای صورت‌بندی داده‌های ترکیبی، ابتدا لازم است با استفاده از آزمون‌های تشخیصی، نوع برآورد مدل ازلحاظ مقید (تجمیعی)[1] یا پانل (تابلویی)[2] بودن و نوع اثرات فردی-مقطعی/ زمانی و ثابت یا تصادفی بودن آن مشخص شود. آزمون لیمیر (چاو) حکایت از مناسب بودن برآورد مدل به‌صورت تجمیعی دارد. نتایج آزمون هم انباشتگی پدرونی نیز حکایت از وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای وابسته و مستقل دارد. همچنین از تصحیح ماتریس کوواریانس ضرایب با استفاده از گزینه Cross section weights جهت مواجهه با ناهمسانی واریانس احتمالی استفاده می‌شود.

باوجوداینکه ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی تا حد زیادی موجب از بین رفتن ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی بین اجزای اخلال مدل می‌شود، اما در پژوهش‌های حوزه بازار سرمایه همواره شرکت‌های فعال در صنعت سرمایه‌گذاری در فرایند نمونه‌گیری حذف می‌شوند. امکان ایجاد مشکل خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال مدل‌ها، به‌عنوان یکی از دلایل اصلی این موضوع ذکر می‌شود (افلاطونی،۱۳۹۳،ص ۲۴۲). تصریح اولیه مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی نیز نشان می‌دهد که آماره دوربین- واتسون (DW=۰/۲۷۸) خارج از محدوده قابل‌پذیرش بوده و نیاز به رفع مشکل جدی خودهمبستگی سریالی جهت پیشگیری از بروز خطای نوع I (خطای آلفا) دارد. یکی از روش‌های رایج، اضافه کردن وقفه مرتبه اول متغیر وابسته به‌عنوان متغیر توضیحی در مدل است (بنی مهد و همکاران، ۱۳۹۵،ص ۲۶۵). نتایج حاصل از تصریح مدل قیمت با استفاده از سه متغیر مستقل انتخابی همراه با اضافه کردن جمله AR(1)، در جدول ۳ نشان داده‌شده است.

مطابق جدول ۳ (سمت راست) که فرضیه اول را آزمون می‌کند، متغیر ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری بورسی (pv) و بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری غیربورسی (OTHERSTOCKCOST) در سطح اطمینان ۹۹ درصد و متغیر ارزش دفتری هر سهم در سطح اطمینان ۹۵ درصد، همگی یک رابطه مثبت معنی‌دار را با قیمت فعلی سهام به نمایش می‌گذارند. R^2 تعدیل‌شده مدل (۰/۹۵) و سایر معیارهای اطلاعاتی نشان از تصریح مناسب مدل دارند. با توجه به معنی‌دار ضریب متغیر ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری بورسی شواهدی مبنی بر رد فرضیه نخست ملاحظه نمی‌شود.

1. pooled
2. panel

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد معادله (۱و۲) (سمت چپ)

مدل ۱	$PRICE=\alpha_0+\beta_1 BV_{it}+\beta_2 PV_{it}+\beta_3 OTHERSTOCKCOST_{it}+\varepsilon_{it}$				مدل ۲	$PRICE=\alpha_0+\beta_1 BV_{it}+\beta_2 STOCKCOST_{it}+\beta_3 OTHERSTOCKCOST_{it}+\varepsilon_{it}$			
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره T	معنی‌دار	ضریب	انحراف معیار	آماره T	معنی‌داری
BV	۰/۳۳۱	۰/۱۶۳	۲/۰۲۰	۰/۰۴۳	۰/۱۹۳	۰/۱۹۴	۰/۹۹۰	۰/۳۲۱
PV	۰/۵۶۵	۰/۰۴۱	۱۳/۸۳	۰/۰۰۰	------	-----	-----	------
OTHER STOCK COST	۱/۱۹۴	۰/۲۷۴	۴/۳۵۸	۰/۰۰۰	۰/۹۳۱	۰/۳۱۲	۲/۹۸۱	۰/۰۰۲
STOCK COST	------	-----	-----	------	۲/۴۸۴	۰/۳۶۱	۶/۸۷۰	۰/۰۰۰
AR(1)	۰/۸۹۵	۰/۰۲۳	۳۷/۸۷۸	۰/۰۰۰	۰/۹۵۵	۰/۰۱۶	۵۸/۵۹۸	۰/۰۰۰
C	۳۹۶۰/۷۸۳	۹۹۸/۲۰۶	۳/۹۶۷۰	۰/۰۰۰۱	۱۰۰۹۲/۹۰	۲۹۹۸/۲۹	۳/۳۶۶	۰/۰۰۰۸
R^2=۰/۹۵۰	R^2 تعدیل شده= ۰/۹۴۵	D-W= ۲/۰۲۶	F= ۱۱۰۵/۹۷	معنی‌دار ۰/۰۰۰	R^2= ۰/۹۳۴	D-W= ۱/۷۸۲	F= ۸۲۱/۵۵	معنی‌داری ۰/۰۰۰
آزمون وونگ Vuong: LR test : ۲/۴۱۵ سطح معنی‌دار: ۰/۰۱۵ تعداد مشاهدات: ۲۳۰۳								

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتایج برآورد مدل ۲ که متغیر بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری بورسی جایگزین ارزش بازار آن شده است، در جدول ۳ (سمت چپ) گزارش‌شده است. به‌منظور آزمون فرضیه دوم لازم است R^2 مدل ۱ و ۲ در جدول ۳ مورد مقایسه قرارگرفته و معنی‌دار آماری تفاوت آن‌ها از طریق آزمون وونگ موردبررسی قرار گیرد. نتایج آزمون وونگ (سطح معنی‌دار= ۰/۰۱۵) حکایت از افزایش معنی‌دار R2 مدل اول نسبت به مدل دوم دارد؛ بنابراین شواهد به‌دست‌آمده از فرضیه دوم پشتیبانی می‌کند.

جهت آزمون فرضیه سوم، متغیر بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری بورسی به مدل اول اضافه‌شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل۳ در جدول۴ نشان می‌دهد که ضریب متغیر ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی در حضور بهای تمام‌شده آن، مقدار بسیار اندکی کاهش‌یافته (از ۰/۵۶۵ مدل ۱ به ۰/۵۶۰ مدل ۳)، اما همچنان در سطح اطمینان ۹۹ درصد حائز معنی‌دار آماری است. بااین‌حال ضریب بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری بورسی، فاقد معنی‌دار آماری بوده و بنابراین محتوای اطلاعاتی فزاینده برای این قلم حسابداری مشاهده نمی‌شود. لازم به ذکر است که با توجه به عدم معنی‌دار ضریب بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری بورسی، نیاز به انجام آزمون والد جهت بررسی فرضیه دوم نیست. به‌طور خلاصه شواهد موجود از فرضیه سوم نیز حمایت می‌کند.

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد مدل ۳

$PRICE=\alpha_0+\beta_1 BV_{it}+\beta_2 PV_{it}+\beta_3 STOCKCOST_{it}+\beta_3 OTHERSTOCKCOST_{it}+\varepsilon_{it}$					
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره T	معنی‌دار	VIF
BV	۰/۳۳۰	۰/۱۶۴	۲/۰۱۶	۰/۰۴۳	۱/۳۹۵
STOCKCOST	۰/۱۳۰	۰/۳۳۷	۰/۳۸۷	۰/۶۹۸	۱/۳۰۴
OTHERSTOCKCOST	۱/۱۸۷	۰/۲۷۸	۴/۲۶۵	۰/۰۰۰	۱/۲۳۲

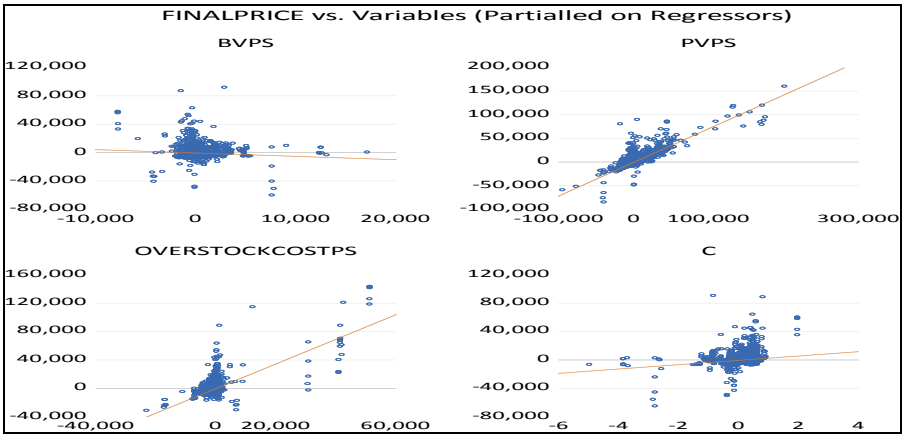
$$PRICE=\alpha_0 + \beta_1 BV_{it} + \beta_2 PV_{it} + \beta_3 STOCKCOST_{it} + \beta_3 OTHERSTOCKCOST_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره T	معنی‌دار	VIF
PV	۰/۵۶۰	۰/۰۴۵	۱۲/۳۷۶	۰/۰۰۰	۱/۴۶۲
AR(1)	۰/۸۹۶	۰/۰۲۳	۳۷/۸۸۴	۰/۰۰۰	
C	۳۸۵۱/۲۳۸	۹۹۰/۵۶۹	۳/۸۸۷	۰/۰۰۰	
R^2= ۰/۹۵۵	تعدیل‌شد R^2 ۰/۹۴۵	DW= ۲/۰۲۴	F= ۸۸۳/۸۵۳	Prob ۰/۰۰۰	

مأخذ: محاسبات پژوهش

آزمون استحکام نتایج

اثرگذاری یک داده به این معنی است که حذف آن داده، چقدر می‌تواند تخمین ضرایب را تغییر دهد. دو عامل تعیین‌کننده در این خصوص، میزان اهرم و پرت بودن داده‌ها است. نقاط اهرمی به داده‌هایی گفته می‌شود که تأثیر زیادی بر مقادیر متغیر توضیحی دارد و میزان آن بستگی به میزان انحراف داده موردنظر از میانگین آن متغیر دارد (شیرکوند و همکاران، ۱۳۹۸). شکل ۱ اهرم داده‌های هر یک از متغیرهای توضیحی استفاده‌شده در مدل شماره ۱ را نشان می‌دهد.



شکل ۱. نقاط اهرمی هر یک از متغیرهای توضیحی

با این‌حال، برخی اعتقاددارند چون داده‌ها شامل اطلاعات در خصوص جامعه است؛ نباید هیچ‌یک از مشاهدات را حذف نمود (افلاطونی، ۱۳۹۲، ص ۱۲۷). علاوه بر این، از مشکلاتی که همواره در استفاده از رگرسیون‌های معمولی وجود دارد، وجود داده‌های پرت است. در تصریح مدل شماره یک، گزارش باقی‌مانده‌های استانداردشده مدل نشان داد که به‌رغم R^2 تعدیل‌شده مطلوب (۰/۹۴۵) و معنی‌دار آماره F در سطح اطمینان ۹۹ درصد، تعداد ۵۲ مورد از مشاهدات، باقی‌مانده‌های استانداردشده خارج از بازه $\pm$ ۳ دارند. لازم به ذکر است که بعضی‌اوقات، نرمال نبودن در ذات داده‌های مالی نهفته است و بنابراین با حذف

داده‌های پرت نیز باقی‌مانده‌های مدل، نرمال نخواهند شد. بااین‌وجود، اجرای مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) با توجه به تعداد داده‌های پرت و نقض فرض نرمال بودن باقی‌مانده‌ها، منجر به کاهش اعتبار ضرایب برآورد شده مدل خواهد شد. رگرسیون‌های استوار، موجب بهبود تخمین پارامترها در صورت وجود داده‌های پرت و نقاط اهرمی می‌شوند. هدف اولیه رگرسیون استوار، ارائه مدلی است که نماینده مناسبی از بخش عمده داده‌های موردبررسی باشد (شیرکوند و همکاران، ۱۳۹۸). لذا در این پژوهش علاوه بر رگرسیون ols ، مدل‌ها با رگرسیون استوار نیز تخمین زده‌شده است تا اطمینان حاصل شود که نتایج به خاطر نوع آزمون، تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد.

نتایج برآورد مدل اصلی (مدل شماره ۱)، با استفاده از رگرسیون استوار به شیوه تخمین MM در جدول ۵ نشان می‌دهد که ضریب تعیین تعدیل‌شده کلی مدل بین ۰/۴۴ تا ۰/۹۵ قرار دارد و ضریب متغیرهای مستقل مدل نیز جهت رابطه و معنی‌دار مشابه با برآورد مدل به شیوه حداقل مربعات معمولی دارند. با این وصف خطای استاندارد ضرایب (Std.Error) در برآورد استوار، کاهش قابل‌توجهی داشته است. همچنین عرض از مبدأ نیز عددی کاملاً منطقی (۲۷۴)، برای برآورد قیمت سهام شرکت‌ها نسبت به مدل OLS گزارش‌شده است. این نتایج به‌طور خلاصه نگرانی در مورد حساسیت ضرایب تخمین به روش حداقل مربعات معمولی نسبت به نقاط پرت و اهرمی را برطرف نموده و تفسیرهای انجام‌شده بر اساس ضرایب برآوردی را استحکام می‌بخشد.

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد معادله (۱) به شیوه رگرسیون استوار و مقایسه با رگرسیون حداقل مربعات معمولی

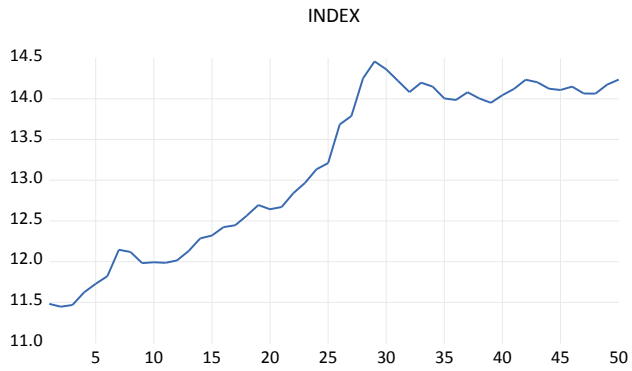
$$PRICE=\alpha_0+\beta_1 BV_{it}+\beta_2 PV_{it}+\beta_3 OTHERTOCKCOST_{it}+\varepsilon_{it}$$

رگرسیون حداقل مربعات معمولی OLS					رگرسیون استوار ROBUST			
نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره T	معنی‌دار	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	معنی‌داری
BV	۰/۳۳۱	۰/۱۶۳	۲/۰۲۰	۰/۰۴۳	۰/۱۱۶	۰/۰۴۷	۲/۴۲۹	۰/۰۱۵
PV	۰/۵۶۵	۰/۰۴۱	۱۳/۸۳	۰/۰۰۰	۰/۷۰۳	۰/۰۰۸	۸۳/۶۷۳	۰/۰۰۰
OTHER STOCKCOST	۱/۱۹۴	۰/۲۷۴	۴/۳۵۸	۰/۰۰۰	۱/۵۹۷	۰/۰۳۰	۵۲/۲۱۶	۰/۰۰۰
AR(1)	۰/۸۹۵	۰/۰۲۳	۳۷/۸۷۸	۰/۰۰۰	-----	------	-----	-----
C	۳۹۶۰/۷۸۳	۹۹۸/۲۰۶	۳/۹۶۷۰	۰/۰۰۰۱	۲۷۴/۷۴۵	۱۰۶/۹۳	۲/۵۶۹	۰/۰۱۰
R^2=۰/۹۵۰	R^2=۰/۹۴۵ تعدیل‌شده	D-W= ۲/۰۲۶	F= ۱۱۰۵/۹۷	معنی‌دار ۰/۰۰۰	R^2= ۰/۴۴۴	RW= ۰/۹۵۸	RN^2= ۹۵۹۹/۳	معنی‌داری ۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات ۲۳۰۳ شرکت-ماه								

مأخذ: محاسبات پژوهش

همچنین، با توجه به وقوع بحران مالی در سال ۱۳۹۹ و احتمال وجود شکست ساختاری ناشی از آن در نمونه موردپژوهش، ابتدا با استفاده از آزمون چاو، شکست ساختاری مورد آزمون قرار گرفت. مطابق

نمودار شماره ۱، نتایج حکایت از تأیید نقطه شکست در دوره ۲۸ ام پژوهش دارد که مصادف با مردادماه سال ۱۳۹۹ است. بنابراین، جهت تعیین اثر این رویداد با استفاده از متغیر موهومی، مشاهدات به دودسته قبل از بحران (مقدار صفر) و بعد از بحران (مقدار یک) تقسیم‌شده‌اند.



نمودار ۱. لگاریتم شاخص کل

مدل (۴)

$$\text{PRICE}=\alpha_0+\beta_1 BV_{it}+\beta_2 \text{PV}_{it}+\beta_3 OTHERS\text{TOCKCOST}_{it}+\beta_4 DUM_{it}+\beta_5 DUM\times BV_{it}+\beta_6 DUM\times PV_{it}+\beta_7 DUM\times \text{OVERSTOCKCOST}_{it}+\varepsilon_{it}$$

نتایج برآورد مدل شماره ۴ در جدول (۶) نشان می‌دهد که ضریب متغیر تعاملی ارزش دفتری هر سهم در سطح اطمینان ۹۰ درصد افزایش‌یافته و متغیرهای تعاملی ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری بورسی و بهای تمام‌شده سبد سرمایه‌گذاری غیر بورسی به‌طور معنی‌دار کاهش‌یافته‌اند. بنابراین می‌توان گفت، وقوع بحران مالی در بازار سرمایه منجر به کاهش ارتباط ارزشی سنجه ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری بورسی و در مقابل افزایش خفیف ارتباط ارزشی سنجه ارزش دفتری هر سهم می‌شود.

جدول ۶. نتایج حاصل از برآورد مدل ۴

$$\text{PRICE}=\alpha_0+\beta_1 BV_{it}+\beta_2 \text{PV}_{it}+\beta_3 \text{OVERSTOCKCOST}_{it}+\beta_4 DUM_{it}+\beta_5 DUM\times BV_{it}+\beta_6 DUM\times PV_{it}+\beta_7 DUM\times \text{OVERSTOCKCOST}_{it}+\varepsilon_{it}$$

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره T	معنی‌دار
ارزش دفتری هر سهم	BV	۰/۰۷۸	۰/۱۰۹	۰/۷۱۳	۰/۴۷۵
ارزش بازار سبد سرمایه	PV	۰/۶۹۳	۰/۰۴۷	۱۴/۵۲۵	۰/۰۰۰
بهای تمام‌شده غیر بورسی	OVERSTOCKCOST	۲/۱۴۵	۰/۵۶۲	۳/۸۱۲	۰/۰۰۰
متغیر موهومی بحران مالی	DUM	۳۵۶۳/۸۵۱	۹۳۹/۴۱۷	۳/۷۹۳	۰/۰۰۰۲
تعامل با ارزش دفتری	$DUM \times BV$	۰/۴۵۶	۰/۲۵۱	۱/۸۱۲	۰/۰۷
تعامل با ارزش بازار سبد سرمایه گذاری بورسی	$DUM \times PV$	-۰/۱۷۲	۰/۰۳۷	-۴/۶۶۵	۰/۰۰۰

$$PRICE=\alpha_0 + \beta_1 BV_{it} + \beta_2 PV_{it} + \beta_3 OVERSTOCKCOST_{it} + \beta_4 DUM_{it} + \beta_5 DUM \times BV_{it} + \beta_6 DUM \times PV_{it} + \beta_7 DUM \times OVERSTOCKCOST_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره T	معنی‌دار
تعامل با بهای تمام شده غیربورسی	$DUM \times OTHERSTOCKCOST$	-۰/۹۴۰	۰/۴۶۷	-۲/۰۱۰	۰/۰۴۴
	AR(1)	۰/۸۹۵	۰/۰۲۴	۳۶/۶۹۲	۰/۰۰۰
= (F) ۰/۰۰۰	۵۹۱۳/ ۴۳۴	معنی‌دارF= ۲/۰۲۴	۰/۹۵۳ DW		$=R^2$

مأخذ: محاسبات پژوهش

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه نخست که نشان داد ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی، دارای ارتباط ارزشی است؛ مطابق با نتایج مطالعات پیشین (به‌عنوان‌مثال مگنان (۲۰۰۹) و هودر و همکاران (۲۰۱۴) و مارا (۲۰۱۶) و فلیپ و همکاران (۲۰۲۱) است که بیان می‌کنند مشارکت‌کنندگان بازار، دارایی‌ها و بدهی‌های اندازه‌گیری شده بر اساس ارزش منصفانه را حائز ارتباط ارزشی می‌دانند. همچنین شواهد این پژوهش نشان داد که ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری بورسی، ارتباط ارزشی فزاینده‌ای نسبت به بهای تمام‌شده آن دارد. چنین نتایجی با بتاکووا و همکاران (۲۰۱۴)، مهربان و جمالی (۱۳۹۳) و رضایی (۱۳۹۹) که نشان دادند یک مدل اندازه‌گیری و گزارشگری دوگانه، توانایی استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی را بهبود می‌بخشد و استفاده از ارزش‌های منصفانه همراه با بهای تمام‌شده تاریخی می‌تواند اطلاعات کامل و مفیدی برای سرمایه‌گذاران ارائه دهد؛ سازگار است. با ادامه بررسی‌ها و تمرکز بر چگونگی انعکاس این ارزش‌ها در گزارش‌های مالی (ارائه به‌صورت افشائیات مکمل یا جایگزین)، همان‌گونه که مولر و همکاران (۲۰۱۵) و رحمان و لیو (۲۰۲۱) نشان دادند رابطه کمتری بین قیمت سهام و ارزش‌های منصفانه سرمایه‌گذاری‌های افشاشده در یادداشت‌های توضیحی نسبت به ارزش‌های منصفانه شناسایی‌شده این دارایی‌ها در متن صورت‌های مالی وجود دارد؛ یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه دوم نیز نشان می‌دهد که ارزش بازار در مقابل بهای تمام‌شده تاریخی سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی از ارتباط ارزشی نسبی برخوردار است. بر اساس ادبیات قبلی، دو دلیل نظری برای چنین نتایجی قابل‌ذکر است. نخست اینکه استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی، به‌طورمعمول قابلیت اطمینان کمتری برای اطلاعات افشاشده در یادداشت‌های توضیحی در نظر می‌گیرند و دیگر اینکه هزینه‌های پردازش اطلاعات به‌صورت افشائیات مکمل برای سرمایه‌گذاران، بیشتر از حالت انعکاس در متن صورت‌های مالی است. شاید یکی از مهم‌ترین دلایل این امر، وجود اختلاف‌نظر بین مراجع مالیاتی کشور و حسابداران بر سر موضوع مالیات بر درآمد حاصل از سرمایه‌گذاری‌های بورسی باشد. در ۲۸ اسفند سال ۱۳۹۷ سازمان امور مالیاتی بخشنامه‌ای مبنی بر "شمول مالیات بر درآمد در موارد اعلام ارزش بازار یا خالص ارزش فروش در دفاتر موضوع سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس یا بازارهای مجاز مشابه" ابلاغ نمود که مورد اعتراض و شکایت واقع گردید و هم‌اکنون با صدور رأی به ابطال این بخشنامه توسط دیوان عدالت اداری، این مانع برطرف شده است. شواهد تجربی این پژوهش نشان می‌دهد بهای تمام‌شده در حضور ارزش بازار، فاقد ارتباط ارزشی فزاینده و در مقایسه با

آن، ارتباط ارزشی نسبی کمتری دارد. لذا خالص ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به‌عنوان کلیدی‌ترین رقم صورت‌وضعیت مالی، با توجه به سهم برجسته سرمایه‌گذاری‌های سریع‌المعامله در صنعت سرمایه‌گذاری (به‌طور متوسط ۵۰ درصد مجموعه دارایی‌های شرکت‌های سرمایه‌گذاری)، با مشکلات بالقوه عدم سودمندی در تصمیمات اقتصادی و کاهش ویژگی‌های کیفی مواجه خواهد بود. این در حالی است که با تغییر استانداردهای گزارشگری و الزام به افشای ارزش‌های بازار اوراق بهادار سریع‌المعامله در متن صورت‌وضعیت مالی و افشای بهای تمام‌شده در یادداشت‌های توضیحی، بدون تحمل هزینه تهیه اطلاعات به شرکت‌ها، می‌توان کیفیت گزارشگری مالی را ارتقا بخشید. مهم‌ترین انتقادی که از سوی حامیان بهای تمام‌شده نسبت به جایگزینی ارزش‌های منصفانه واردشده، نقش ارزش منصفانه در بحران مالی اخیر (۲۰۰۷-۲۰۰۹)، به‌ویژه ازنظر پیامدهای بالقوه آن در تشدید بحران است که این ادعا هم بر اساس گزارشی که کمیسیون بورس اوراق بهادار آمریکا برای کنگره تهیه کرد، رد شده است. یافته‌های حاصل از آزمون‌های اضافی پژوهش حاضر نیز نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران از طریق کاهش ارتباط ارزشی ارقام مربوط به ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی، واکنش مناسبی نسبت به وقوع بحران داشته‌اند. به عبارتی در زمان وقوع بحران که ارزش سهام موجود در سبد سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دچار افت شدید می‌شود، این کاهش ارزش دارایی‌ها با شیب ملایم‌تری در قیمت سهام شرکت سرمایه‌گذار منعکس می‌شود. بنابراین یافته‌ها نشان نمی‌دهد که ارزش‌های منصفانه، منجر به تشدید بحران شده و به نظر می‌رسد همان‌طور که آندره و همکاران (۲۰۰۹)، گفته‌اند "گستردگی انتقادات علیه حسابداری ارزش منصفانه، اقدامی شبیه به شلیک به پیام‌آور[1] است". به‌طورکلی نتایج حاصل از مجموعه فرضیه‌های آزمون شده، از دلایل ذکرشده در بند ۲۵ استاندارد حسابداری شماره ۱۵ ایران مبنی بر مناسب بودن استفاده از سنجه ارزش بازار، جهت شناسایی سرمایه‌گذاری‌های سریع‌المعامله در صورت‌های مالی حمایت می‌کند.

بنابراین، بر اساس یافته‌ها و تفسیرهای انجام‌شده، درنهایت به استاندارد گذاران پیشنهاد می‌شود که استفاده از ارزش‌های منصفانه (بازار) را در اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری‌های سریع‌المعامله الزامی نمایند. با در نظر گرفتن اثر یادگیری، استفاده بیشتر از ارزش‌های منصفانه، دقت بیشتری در اندازه‌گیری، افشا و ارزیابی ارقام حسابداری برای همه ذینفعان درگیر (تهیه‌کنندگان، حسابرسان، تحلیل‌گران، سرمایه‌گذاران) به ارمغان می‌آورد. به فعالان بازار نیز پیشنهاد می‌شود توجه بیشتری نسبت به ارقام منتشر شده ارزش بازار سبد سرمایه‌گذاری‌های بورسی در مقایسه با بهای تمام شده آنها داشته باشند.

محدودیت‌های این پژوهش اغلب مربوط به مشکلات اقتصادسنجی مدل‌های رگرسیون قیمت می‌شود. در این زمینه تلاش شد با استفاده از آزمون‌های اضافی ازجمله رگرسیون استوار، اثرات احتمالی چنین مشکلاتی بر تفسیر نتایج کنترل شود. همچنین، به دلیل اینکه داده‌های موردپژوهش مربوط به بازه ماهانه بود و گزارشگری مالی شرکت‌ها به‌صورت فصلی و سالانه است؛ لذا امکان استفاده از سایر متغیرهای

۱. shooting down the messenger: اصطلاحی است به این معنی که کسی که حامل خبر بد است را به خاطر خبر بدی که می آورد مجازات کنید.

حسابداری به‌عنوان متغیر کنترلی میسر نشد. به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود با استفاده از داده‌های فصلی یا سالانه، این پژوهش را با کنترل اثر سایر متغیرهای حسابداری اجرا 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

Accounting standard number 15. Modified (2019). Accounting of investments. Audit *Organization.* (In Persian).

Accounting standard number 42. Fair value measurement (approved 2019). Audit Organization. (In Persian).

Adwan, S. (2016). "Value relevance of IFRS and the effect of the financial crisis: Evidence from European financial firm". University of Essex.

Aflatoni, A;(2013).statical analysis in financial management and accounting researcgs by EVIEW. Terme publications. (In Persian).

André, P; Cazavan-Jeny, A; Dick, W; Richard, C; & Walton, P. (2009). "Fair value accounting and the banking crisis in 2008: Shooting the messenger". Accounting in Europe, 6(1), 3–24.

Badri, E; Ghaemi, M. H. (2021). Macro Impediments of Implementing Fair Value Accounting in Iran's Banking Industry. Applied Research in Financial Reporting, 10(18), 303-342. (In Persian).

Banimahd, b; Aabi, M; Hassanpour, SH; (2016). Empirical researchs and methodology in accounting". Terme publications. (In Persian).

Barth, M. E; Beaver, W. H; & Landsman, W. R. (2001). "The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: Another view". Journal of Accounting and Economics, 31(1–3), 77–104.

Barth, M.E. (1994). "Fair value accounting: evidence from investment securities and the market valuation of banks". *The Accounting Review*, Vol. 69, No. 1, (Jan 1994), 1–25

Betakova, J.; Hrazdilova-Bockova, K. & Skoda, M. (2014). *Fair Value Usefulness in Financial Statements*. DAAAM INTERNATIONAL SCIENTIFIC BOOK 2014. pp.433-448. Chapter 35.

Christensen, H. B; & Nikolaev, V. V. (2013). "Does fair value accounting for non-financial assets pass the market test?" *Review of Accounting Studies*, 18(3), 734–775.

Danyali Deh Howz, M; & Mansouri, H. (2012). Investigating Weak Form of Efficiency in Tehran Stock Exchange and Ranking Factors that Affect it. *Economics Research*, *12*(47), 71-96. (In Persian).

Filip, A; Hammami, A; Huang, Z; Jeny, A; Magnan, M; & Moldovan, R. (2021). "The Value Relevance of Fair Value Levels: Time Trends under IFRS and U.S. GAAP". *Accounting in Europe*, *18*(2), 196–217.

Francis, J; K. Schipper. (1999). "Have Financial Statements Lost their Relevance?", *Journal of Accounting Research*, Vol. 37(Issue. 2), 319-352.

Goh, B. W; Li, D; Ng, J; & Yong, K. O. (2015). "Market pricing of banks' fair value assets reported under SFAS 157 since the 2008 financial crisis". *Journal of Accounting and Public Policy*, 34(2), 129–145.

Golmohammadi, M; Rahmani, A. (2018). "Technical Challenges of Implementing Fair Values in Financial Reporting of Iran: Emphasizing on IFRS13 Requirements". *Accounting and Auditing Review*, 25(3), 387-414. (In Persian).

Hamedi, F. (2017). The Value Relevance of Oprating Flows (Direct Versus Indirect Method): Measurement View. Master's thesis. The University of Qom. (In Persian).

Hejazi, R; Meyhami, S. (2017). "Survey adoption of fair value accounting standards and its impact on accounting profit". *Empirical Research in Accounting*, 7(2), 127-150. (In Persian).

Hodder, L. D; Hopkins, P; & Schipper, K. (2014). "Fair value measurement in financial reporting". *Foundations and Trends in Accounting*, 8(3–4), 143–270.

Imhanzenobe, J. (2022). "Value relevance and changes in accounting standards: A review of the IFRS adoption literature". *Cogent Business & Management*, *9*(1),1-13.

Jaggi, B; Winder, J. P; & Lee, C. (2010). "Is There a Future for Fair Value Accounting After the 2008–2009 Financial Crisis?". *Review of Pacific Basin Financial Markets & Policies*, 13(3), 469-493.

Karami, G; beik boshrouyeh, S; (2022). A Pattern of Implementing Fair Value System in Iran: Focusing on Reporting and Monitoring. *Empirical Research in Accounting*, *12*(1), 141-172. (In Persian).

Khodarahmi, B; Hamedi, F. (2018). Relative Value relevance of operating cash flows of measurement view. *Journal of Accounting Knowledge*, 9(3), 7-37. (In Persian).

Kothari , S; Zimmerman, J. (1995)." Price and return models". *Journal of Accounting and Economics*, *Vol .20*(Issue 3),92-155.

Mac Neal, K. (1970). "Truth in Accounting". Scholars Book, ISBN 978-0914348047, Kansas, USA.

Magnan, M. L. (2009). "Fair value accounting and the financial crisis: Messenger or contributor?". *Accounting Perspectives*, 8(3), 189–213.

Marra, A. (2016). "The pros and cons of fair value accounting in a globalized economy: A never ending debate". *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 31(4), 582–591.

Matsane, A; Nakpodia, F; & Areneke, G. (2022). Assessing the value relevance of fair value measurements: a South African perspective. Corporate Governance: The International Journal of Business in Society, 22(7), 1405–1424.

Mehraban, N, Jamali, E, (2014)." fair value accounting and its impact on financial Reporting". *International conference of accounting, economy and financial management*. Tehran. (In Persian).

Moradi, M; Jafari Daredor, M; Hosseinzadeh, S. (2019). "Challenges and Opportunities for Measuring Fair Value, in International Financial Reporting Standards Adoption in Iran". *Accounting and Auditing Review*, 26(3), 456-481. (In Persian).

Muller, M. A; Riedl, E. J; & Sellhorn, T. (2015) "Recognition versus disclosure of fair values", *The Accounting Review*, 90(6),2411-2447.

Nobes, C. (2015)." IFRS ten years on: Has the IASB imposed extensive use of fair value? Has the EU learnt to love IFRS? And does the use of fair value make IFRS illegal in the EU?" *Accounting in Europe,* 12(2), 153–170.

Palea, V. (2013). Fair Value Accounting and its Usefulness to Financial Statement Users. *SSRN Electronic Journa*l.

Petroni, K.; Wahlen, J.M. (1995). "Fair values of equity and debt securities and share prices of property-liability insurer". *The Journal of Risk and Insurance*, 62(4), 719-737.

Rahman, M. J; & Liu, R. (2021). “Value relevance of accounting information and stock price reaction: Empirical evidence from China”. *Journal of Accounting and Management Information Systems*, 20(1),5-27.

Rezaei, S. (2020). “Fair value in financial reporting, A challenging but promising approach”. *Applied researches in management and accounting*. 18(1),16-27. (In Persian).

Seddighi, R; Marfou, M; & Ghasemi, A. (2019). The Effect of Fair Value Approach on Performance Indicators of Small and Medium Sized Investment Companies. *Empirical Studies in Financial Accounting*, *16*(64), 59-80. (In Persian).

Sellhorn, T; & Stier, C. (2019). “Fair value measurement for long-lived operating assets: Research evidence”. *European Accounting Review*, 28(3), 573–603.

Siekkinen, J. (2016). “Value relevance of fair values in different investor protection environments”. *Accounting Forum*, 40 (1),1–15.

Shafizadeh, Bahareh. 2013. “Why we use “fair value “. (The reasons of using “fair value”). *Donyay-e eghtesa newspaper*, 2917. (In Persian)

Shirkavand, S, Mazaheri, T, SadeghiSharif, S, J; Aqamiri, N, (2019). “Determinants of risky financial assets holding by industrial firms in Tehran Stock Exchange & contribution of these holdings to firm value”. *Financial management perspective*. 9(27), 169-197. (In Persian).

Shawat, R; Solaiem, H; & Badawy, H. (2021). Relevance of Fair Value information to Investors’ Decisions: Experimental Evidence from Egypt. *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.3910655

Trung, P. D; & Quang, P. H. (2019). “Adaptive market hypothesis: Evidence from the Vietnamese stock market. *Journal of Risk and Financial Management*”, 12(2), 81.

Veith, S; Werner, J. (2014). “Comparative value relevance studies: Country differences versus specification effects”. *The International Journal of Accounting*, vol. 49(Issue.3), 301–330.

Wolk, H.I; Dodd, J.L. & Rozycki, J.J. (2016). “Accounting Theory: Conceptual Issues in a Political and Economic Environment”, Sage Publication Inc.

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 دوازدهم، شماره چهل و چهارم، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۶۸-۴۷

مقاله پژوهشی

تاثیر متقابل نوآوری با جهانی‌شدن و کیفیت نهادی بر ثروت مالی [۱]

ابوالفضل شاه‌آبادی [۲]، زهرا حیدری [۳]،علی توسلی‌نیا [۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۳/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۹/۲۵

چکیده

ثروت و جایگاه آن در کشورها، همواره مورد توجه بوده است چرا که، به پشتوانه ثروت کشورها تولید صورت می‌پذیرد و سایر متغیرهای کلان اقتصادی را نیز تحت‌الشعاع قرار می‌دهد. یکی از اجزاء ثروت، ثروت مالی است که می‌تواند الگوی تغییرات متغیرهای اقتصادی را متاثر کند و میزان مصرف، پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و تولید کشورها را تحت تاثیر قرار دهد و بر درآمد های آینده نیز موثر باشد. بنابراین، هدف مطالعه حاضر بررسی اثر متقابل نوآوری، جهانی‌شدن و کیفیت نهاد حاکمیت بر ثروت مالی در ۴۸ کشور برتر تولیدکننده علم در جهان طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۱ است. به همین منظور مدل پژوهش به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد گردیده است. نتایج نشان می‌دهد که اثر کلیه شاخص‌های نوآوری (نهاد و موسسات، سرمایه انسانی و تحقیقات، زیرساخت، پیچیدگی بازار و پیچیدگی کسب وکار) بر ثروت مالی مثبت و معنی‌دار است. همچنین، اثر متقابل کلیه شاخص‌های نوآوری، جهانی‌شدن و حاکمیت نیز بر ثروت مالی مثبت و معنی‌دار است. علاوه بر این، اثر متقابل جهانی‌شدن و حاکمیت نیز با اجزای مولفه‌های نوآوری بر ثروت مالی مثبت و معنی‌دار است. لذا توصیه می‌شود، حاکمیت کشورهای مورد مطالعه با ثروت مالی پایین با بهبود کیفیت حکمرانی و بهره‌گیری از فرصت‌های جهانی‌شدن و بسترسازی بهبود مولفه‌های نوآوری به افزایش ثروت مالی کمک نماید.

واژگان کلیدی: ثروت مالی، نوآوری، جهانی‌شدن، حاکمیت.
طبقه‌بندی موضوعی: *O30 ، F60، E21، H10.*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.27150.2694
۲. استاد، گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). Email: a.shahabadi@alzahra.ac.ir
۳. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. Email:arefehheidari1995@gmail.com
۴. کارشناس ارشد، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران. ساری، ایران. Email: alitavassoli1994@gmail.com

مقدمه

چهارصد سال قبل از میلاد، ارسطو[1] و پس از آن نیز آدام اسمیت[2] در جایگاه پدر علم اقتصاد مدرن، اقتصاد را علم ثروت تعریف کرده‌اند (مارتیناویچیوس[3]، ۲۰۱۳). ثروت و اجزای تشکیل‌دهنده آن شامل دارایی‌های فیزیکی، دارایی‌های مالی، اوراق دولتی، پایه پولی، سرمایه‌های انسانی و مهارت و تخصص آن‌ها است که می‌تواند اطلاعات بسیاری را در مورد سلامت بلندمدت یک اقتصاد، ظرفیت آن برای حفظ رشد، انعکاس استهلاک و کاهش دارایی‌ها، و اینکه آیا سرمایه‌گذاری‌ها و انباشت دارایی‌ها همگام با رشد جمعیت است، ارائه کند. به عبارت دیگر ثروت و ترکیب آن بیانگر آن است که آیا سبد دارایی‌ها، منابع طبیعی، سرمایه انسانی و دارایی‌های خارجی خالص برای حمایت از رشد تولید ناخالص داخلی در بلندمدت موثر است یا خیر؟ (بانک جهانی[4]، ۲۰۱۸). از آنجا که کاهش ثروت مالی کشورها بیانگر آن است که یک کشور دارایی‌های خود را از دست می‌دهد و احتمالا نتواند رشد تولید ناخالص داخلی خود را در آینده حفظ کند، به نوعی بسترساز و تسهیل‌گر تولید است که نیازمند توجه فراوان است (بانک جهانی، ۲۰۱۸). از این رو به دلیل اهمیت این متغیر در نیم قرن گذشته سعی شده است محاسبات دقیقی در رابطه با ثروت کشورها به ویژه ثروت مالی و ترکیب سبد ثروت مالی آن‌ها صورت گیرد. به عنوان مثال در ایالات متحده، بیشتر ثروت خانوار متعلق حقوق صاحبان سهام است و در ژاپن، سپرده‌ها بیش از یک سوم کل دارایی‌های خانوار را تشکیل می‌دهد. بنابراین، از آنجا که ثروت مالی کشورها منعکس‌کننده دارایی‌ها و زیربنای درآمدهای آینده است الگوی تولید، مصرف، پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، قیمت‌گذاری و در مجموع سطح رفاه جوامع را به شدت تحت تاثیر قرار می‌دهد (بانک جهانی، ۲۰۱۸). از جمله مطالعات انجام شده در این زمینه، تحقیقات موسسه کریدیت سوئیس[5] است که رشد مستمر ثروت در عصر حاضر را به تصویر می‌کشد. در آخرین نسخه از گزارش این موسسه به رشد ۷/۴ درصدی ثروت جهان در سال ۲۰۲۰ اشاره شده است به نحوی که در این سال ثروت جهان ۲۸/۷ تریلیون دلار افزایش یافته و به ۴۱۸/۳ تریلیون دلار در پایان این سال رسیده است. همچنین، در رابطه با ثروت مالی به ازای هر بزرگسال بنا به گزارش موسسه کردیت سوئیس در سال ۲۰۲۰ به ترتیب کشورهای سوئیس، ایالات متحده آمریکا و هنگ کنگ با مبالغ ۴۶۵، ۴۱۷ و ۳۶۵ هزار دلار بیشترین میزان ثروت‌های مالی را تجربه کرده‌اند درحالیکه ثروت مالی بازای هر یک از بزرگسالان در اکثر کشورها و با اختلافی فاحش، بسیار کمتر براورد شده است. در ایران نیز ثروت مالی به ازای هر بزرگسال ۵ هزار دلار محاسبه شده است. بنابراین، تعیین عوامل موثر بر این تفاوت‌ها ضروری است. از سوی دیگر با عبور از میانه‌های دهه ۱۹۸۰ میلادی، صاحب‌نظران اقتصادی در رابطه با تعیین‌کننده‌های جدید ثروت در کشورها به اجماع نظر تازه‌ای رسیده‌اند که به نظر می‌رسد در ایجاد تفاوت‌ها اثرگذار هستند. در نظریات

1. Aristotle
2. A. Smit
3. J. Martinavičius
4. World Bank
5. Credit Suisse

رشد درونزا، نوآوری و ابداعات پیش شرط اساسی پیشرفت کشورها هستند و سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های نوآور محور و توجه به این مولفه ضروری است. بنابراین، امروزه خلق ثروت در کشورها به ویژه ثروت مالی با استفاده از دانش، خلاقیت و نوآوری انسان نسبت به ایجاد ثروت از طریق استخراج و فرآوری مواد طبیعی و استفاده از منابع طبیعی پیشی گرفته است (کفلا[1]، ۲۰۱۰). همچنین، با در کنار هم نهادن مولفه‌های نوآوری و جهانی‌شدن می‌توان به دید بهتر کشورها و ارائه رهنمون‌های کاربردی‌تر کمک کرد. مولفه جهانی‌شدن به دلیل تاثیرپذیری بشریت در بحران‌ها و وقایع مختلف از تحولات بین‌المللی و پیوندهای تازه کشورها در زمینه‌های مختلف به دلایلی از جمله کم شدن فاصله جغرافیایی بین جوامع، توسعه فناوری و ظهور فرهنگ جهانی موثر بر فرهنگ‌های ملی حائز اهمیت بوده است (طاهری، ۱۳۹۵) و می‌تواند از جهات مختلف بر ثروت مالی کشورها اثرگذار باشد. علاوه بر این، اثرگذاری مطلوب نوآوری‌ها در فضای جهانی‌شدن بر ثروت مالی در کشورها خود نیازمند بستر حاکمیتی مناسب است تا شرایط را برای پویایی فعالیت‌های نوآورانه و جهانی‌شدن به منظور افزایش ثروت مالی کشورها مهیا سازد.

در این پژوهش اثر متقابل نوآوری، جهانی‌شدن و شاخص نهادی حکمرانی به عنوان متغیر کلیدی مدنظر قرار گرفته است زیرا، تاثیر متقابل نوآوری، جهانی‌شدن و نهاد حکمرانی بر ثروت مالی کشورها در پژوهش‌ها و مطالعاتی که تا کنون صورت گرفته است مغفول مانده است. از آنجا که مطالعه‌ای با این رویکرد از طریق داده‌های ثانویه در داخل و خارج از کشور به زعم اهمیت آن مسبوق به سابقه نیست، پژوهش حاضر با هدف جبران این خلاء مطالعاتی با استفاده از داده‌های ثانویه ۴۸ کشور منتخب تولیدکننده علم طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۱ به دنبال بررسی تاثیر متقابل متغیرهای ورودی شاخص جهانی نوآوری اعم از نهادها و موسسات، سرمایه انسانی و تحقیقات، زیرساخت‌ها، پیچیدگی کسب و کار و پیچیدگی بازار، جهانی‌شدن و حاکمیت بر ثروت مالی است.

پژوهش حاضر به نحوی تنظیم شده است که ابتدا ادبیات مرتبط با متغیرهای پژوهش بیان شده است. سپس، سازوکار اثرگذاری مؤلفه‌های نوآوری، جهانی‌شدن و حاکمیت بر ثروت مالی تشریح شده و پیشینه مطالعات تجربی مرتبط با موضوع مرور گردیده است. پس از آن به ارائه تصویری از حقایق آماری پرداخته و در نهایت، مدل پژوهش معرفی و به روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد شده است. در پایان، نتایج حاصله مورد بررسی قرار گرفته و توصیه‌های سیاستی پیشنهاد شده است.

مبانی نظری

پیش از بیان سازوکار چگونگی اثرگذاری متقابل نوآوری با جهانی‌شدن و کیفیت حاکمیت بر ثروت مالی، ابتدا به طور مختصر به بیان مفاهیم متغیر وابسته و اجزای متغیر توضیحی پرداخته و در ادامه به سازوکار اثرگذاری نوآوری بر ثروت مالی پرداخته شده است. سپس، به تاثیر نوآوری بر ثروت مالی در فضای جهانی‌شدن و کیفیت متفاوت حاکمیت بر ثروت مالی پرداخته شده است.

1. G. T. Kefela

در ادبیات نظری کل ثروت متشکل از دارایی‌های ملموس (ارزش موجودی ساختمان، زمین و کالاهای مصرفی بادوام)، ارزش سپرده مردم نزد بانک مرکزی (طلب بخش خصوصی از دولت) و ارزش پولی اوراق قرضه دولتی است (عاقلی و امامقلی پور، ۱۳۹۱). ثروت‌های مالی شامل دارایی‌های مالی رسمی (حساب‌های بانکی، سپرده پس‌انداز، سرمایه‌گذاری در سهام، سهام و اوراق قرضه)، دارایی‌های مالی غیررسمی (پول پس‌انداز نگهداری شده در خانه) و بدهی‌هایی چون استقراض رسمی، بخش مهمی از ثروت خانوارها در کشورها را تشکیل می‌دهند که هم از طریق فروش این دارایی‌ها و هم به عنوان منبع درآمد دارایی‌هایی همچون بهره و سود سهام می‌توانند منابع درآمد مهمی باشند. علاوه بر اینکه این دسته از دارایی‌ها منبع درآمد محسوب می‌شوند، بر متغیرهای مهم دیگری نیز اثرگذارند. از جمله اینکه، از کانال‌های مختلفی بر میزان مصرف کالا و خدمات در کشورها، نوع کالاهای مصرفی از حیث ضروری یا تجملی بودن، میزان پس‌انداز، بازار سرمایه کشور و سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف، تولید و اشتغال نیروی کار نیز اثرگذارند (بانک جهانی، ۲۰۱۸).

از سویی دیگر، در عصر حاضر یکی از عوامل تضمین موفقیت کشورها و راهکار افزایش ثروت در آن‌ها به ویژه ثروت مالی استفاده از نوآوری در ابعاد گسترده است که شومپیتر آن را استفاده از ترکیبات جدید نیروهای تولیدی موجود برای حل مشکلات می‌داند و هیچ پدیده اقتصادی در دنیای معاصر مهم‌تر از خلق ثروت از طریق نوآوری نیست (کوگابایف[1]، ۲۰۱۷).

تاکنون تعریف واحدی از نوآوری ارائه نشده است و هر کدام از خبرگان در این زمینه با تأکید بر جنبه خاصی از نوآوری آن را تعریف می‌کنند. در تعریفی مشخص سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD[2]) نوآوری را پیاده‌سازی یا بهبود یک محصول، ایده و یا روش جدید بازاریابی، یا یک روش سازمانی جدید در امور تجاری، محیط کاری و روابط خارج سازمانی تعریف می‌کند (شاخص نوآوری جهانی[3]، ۲۰۲۰). کارکردها و فعالیت‌های مختلفی نیز برای نظام نوآوری بیان شده است که به موضوعات مختلفی مانند سیاست‌گذاری، حمایت از فعالیت‌های پژوهشی، انجام فعالیت‌های تحقیقاتی، قابلیت‌سازی، شبکه‌سازی، انتشار دانش، تغییرات بنیادین و کارآفرینی اشاره دارد (جانسون[4]، ۲۰۰۱).

یکی از اجزای ورودی شاخص جهانی نوآوری نهاد و موسسات هستند. نورث[5](۱۹۹۰) نهاد را قواعد بازی یا محدودیت‌های اعمال شده توسط انسان‌ها می‌داند که سبب افزایش کاربرد دانش و نوآوری شده و با کاهش هزینه‌ها، منابع مالی را به سوی سرمایه‌گذاری مولد و افزایش بازدهی‌ها در جهت افزایش ثروت مالی سوق می‌دهد (شیلیرو[6]، ۲۰۱۲). دومین جزء از ورودی‌های شاخص جهانی نوآوری سرمایه انسانی و تحقیقات است. سرمایه انسانی به خصوصیات کیفی انسان‌ها، مهارت‌ها و شایستگی‌های آن‌ها اشاره دارد. از آنجا که در دسته‌بندی ارائه شده از سوی شاخص جهانی نوآوری برای سر شاخص‌های نوآوری، واژه تحقیقات

1. T. Kogabayev
2. Organization for Economic Co-operation and Development
3. GII Report
4. A. Johnson
5. D. North
6. D. Schilirò

در کنار واژه سرمایه انسانی استفاده شده است برای ارائه تعریف واژه تحقیقات به تعریف ارائه شده از سوی سازمان همکاری و توسعه اقتصادی بسنده کرده و به عنوان هر گونه فعالیت منسجم، خلاق در جهت افزایش سطح دانش و معرفت علم شامل دانش مربوط به انسان، فرهنگ، جامعه و استفاده از این دانش برای کاربردهای جدید در نظر گرفته می‌شود (OECD، ۱۹۹۶). سومین شاخص از ورودی‌های شاخص جهانی نوآوری زیرساخت است. زیرساخت‌ها در چارچوب زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات، زیرساخت‌های عمومی و پایداری زیست محیطی امکان ارائه خدمات ضروری و استاندارد را فراهم می‌کنند (شاخص نوآوری جهانی، ۲۰۲۰). چهارمین شاخص از ورودی‌های شاخص جهانی نوآوری پیچیدگی بازار است. پیچیدگی بازار بیانگر وجود بازار مالی مناسب، تأمین اعتبارات، سرمایه‌گذاری و همچنین تجارت و اندازه بازار برای حمایت از نوآوری است و می‌تواند با کمک به گسترش تجارت و افزایش اندازه بازارها کمک فراوانی به رشد ثروت مالی کشورها کند (شاخص نوآوری جهانی، ۲۰۲۰). پنجمین شاخص از ورودی‌های شاخص جهانی نوآوری پیچیدگی کسب و کار است. پیچیدگی کسب و کار نیز به ویژگی‌های ساختاری محیط کسب وکار و توانایی جذب دانش در این محیط به منظور تولید کالاهای جدید و ارائه خدمات متنوع مبتنی بر فناوری پیشرفته اشاره دارد (شاخص نوآوری جهانی، ۲۰۲۰).

واژه «جهانی‌شدن» معنای روشنی ندارد و تعاریف مختلفی تحت تأثیر پیشینه‌های ایدئولوژیک محققان برای آن ارائه شده است. از جمله کامل‌ترین تعاریف از جهانی‌شدن را میشکین[1] (۲۰۰۶) ارائه داده است. وی معتقد است جهانی‌شدن یعنی باز کردن اقتصادها به روی جریان کالاها، خدمات، سرمایه و تجارت از کشورهای دیگر که بازارهای خود را با یکدیگر یکپارچه کنند. صندوق بین‌المللی پول (IMF[2]) جهانی‌شدن را افزایش وابستگی متقابل کشورها از طریق افزایش حجم و تنوع مبادلات کالا و خدمات و جریان سرمایه در ماورای مرزها و همچنین، از طریق پخش گسترده‌تر و سریع‌تر فناوری می‌داند. در تعریفی دیگر جهانی‌شدن فرآیندی است که مرزهای ملی را از بین می‌برد، اقتصادها، فرهنگ‌ها، فناوری‌ها و حاکمیت ملی را یکپارچه می‌کند و روابط پیچیده‌ای از وابستگی متقابل ایجاد می‌کند و در سه بعد اقتصادی، سیاسی، اجتماعی، دسته‌بندی می‌شود (گیگلی و همکاران[3]، ۲۰۱۹). حکمرانی دارای مفهوم گسترده‌ای است که بانک جهانی، آن را شیوه استفاده از قدرت در مدیریت منابع اقتصادی و اجتماعی برای دستیابی به توسعه پایدار بیان می‌کند و در شش شاخص ثبات سیاسی، کنترل فساد، تأمین قضایی و حاکمیت قانون، کیفیت مقررات، کارایی و اثربخشی دولت و حق اظهارنظر، شفافیت و پاسخگویی تعریف می‌شود (کمیجانی و سلاطین، ۱۳۸۹).

سازوکار تاثیرگذاری نوآوری بر ثروت مالی

در عصر رقابتی دائما در حال تغییر جهان، نوآوری از ابعاد مختلفی چون تغییرات بنیادین در نهادها و موسسات، زیرساخت‌ها، سرمایه‌های انسانی، پیچیدگی بازار و پیچیدگی کسب و کارها می‌تواند بر ثروت مالی کشورها تاثیرگذار باشد.

1. F. Mishkin
2. International Monetary Fund
3. S. Gygli et al

افزایش ثروت مالی می‌تواند تحت تاثیر انواع مسیرهای نهادی و سازمانی اتفاق بیافتد و برای انطباق با شرایط جدید، موسسات نیز نیازمند تغییر هستند. بهبود در نهاد و موسسات از کانال قانون‌گذاری و ارتقاء کیفیت موسسات می‌تواند با اعمال قوانین صحیح و مطابق با نیازهای روز، اصلاحات مالیاتی، سهولت گردش وجوه بین بازارهای داخلی و همچنین بین کشورها به منظور افزایش بازدهی را امکان‌پذیر کرده و با تمرکز بر قوانین تشویقی به منظور جذب وجوه می‌تواند سبب افزایش ثروت مالی در کشورها شود. همچنین، با بهره‌گیری از نهادهای مرتبط، با هدف نظارت بر سیستم‌های بانکی و بازارهای مالی جهت کاهش فساد و افزایش کیفیت موسسات به منظور افزایش اعتماد سایرین به موسسات مالی و تحریک جذب و استفاده از این وجوه به نحوی که درآمدزا باشد می‌توان به افزایش ثروت مالی کشورها کمک کرد (نوسووا[1]، ۲۰۱۷).

علاوه بر این، نهادهای مرتبط می‌توانند با قیمت‌گذاری صحیح دارایی‌ها و به کاربردن روش‌های نوین در قیمت‌گذاری، برقراری تعادل بین عرضه و تقاضای دارایی‌های مالی و تقویت موسسات مالی بین‌المللی جهت انباشت منابع مالی موجب کمک به افزایش ثروت مالی شوند. همچنین، از مجرای بهبود در نهادها و موسسات از طریق ایجاد دسترسی آزاد به منابع، ظرفیت‌های بازار، رسیدگی به عدم تقارن‌های اطلاعاتی و ایجاد بستری به منظور کاهش تعارضات بین سهامداران و کمک به فرکانس‌های مثبت در باب دورنمای هرچه بهتر برای سرمایه‌گذاری و رسیدن به سود و افزایش ثروت می‌توان استفاده کرد (نوسووا، ۲۰۱۷). مضافا می‌توان به نقش تسهیل‌کننده نهادها در مبادله و تجارت میان کشورها و نقش نهادهای سیاسی به منظور جلب اعتماد خارجیان با ایجاد ثبات و آرامش جهت جلب سرمایه‌ها و حصول درآمد و افزایش ثروت کشورها نیز اشاره کرد. چراکه، کشورهایی با نهادهای بهتر، با حقوق مالکیت امن‌تر، و سیاست‌هایی با تحریف کمتر، تمایل به سرمایه‌گذاری بیشتری دارند و معمولاً برای دستیابی به سطح درآمد و ثروت بالاتر از این عوامل تولید استفاده بهینه‌تری دارند و با تخصیص صحیح انباشت سرمایه از انحراف فعالیت‌ها به خارج از بخش تولید و کاهش ثروت جلوگیری می‌کنند (ویرا[2] و داماشنو[3]، ۲۰۱۱).

عرضه کافی خدمات زیربنایی یک عنصر ضروری در همه جوامع به حساب می‌آید. زیرساخت‌ها کمک می‌کنند مناطق توسعه نیافته برای اتصال به فعالیت های اقتصادی اصلی و فرصت‌های تولیدی و درآمدی دسترسی بیشتری داشته باشند و بر ثروت خود بیفزایند (کالدرون[4] و سرون[5]، ۲۰۰۴).

از کانال نوآوری و توسعه سیستم‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات در گسترش و تعمیق شبکه‌های مالی و تولیدی جهانی در باب حوزه‌های سفته بازی، بانکداری و بیمه و به حداقل رساندن هزینه‌های تراکنش، جست و جو و بازاریابی جهت افزایش ثروت مالی در کشورها می‌توان بهره برد. همچنین، پیشرفت و گسترش همه انواع زیرساخت‌ها به عنوان عاملی جذاب تلقی شده و سبب جذب سرمایه‌ها می‌شود که می‌توان از آن‌ها در ایجاد درآمد و افزایش ثروت مالی بهره برد (نوسووا، ۲۰۱۷).

1. O. Nosova
2. F. V. Vieira
3. A. O. Damasceno
4. CA. Calderon
5. L. Servén

از دیگر عوامل فزاینده ثروت مالی کشورها می‌توان به بهبود و افزایش سواد مالی سرمایه‌های انسانی و تحقیقات و افزایش آگاهی در رابطه با سواد سپرده‌ها، سواد ریسک، سواد بیمه، سواد بدهی، سواد تورم و اموزش به کارگیری ابداع و نوآوری و مدیریت دارایی و به گردش دراوردن آن‌ها در بازارهای مختلف داخلی و خارجی به منظور افزایش پس‌اندازها و سرمایه‌گذاری‌ها در سهام و اوراق پربازده و مشارکت بالا در بازار سهام نیز اشاره کرد (سکیتا و همکاران[1]، ۲۰۲۲).

بهبود در سیستم‌های اعتباردهی متناسب با نیازهای جامعه و بهره‌گیری از انباشت سرمایه از طریق افزایش نرخ پس‌انداز و گسترش دسترسی به منابع مالی برای همه گروه‌های جامعه می‌تواند با ایجاد درآمد به افزایش ثروت مالی کمک کند (بانک جهانی، ۲۰۱۸). بهبود سیستم‌های مالی نیازمند اهتمام و دقت نظر به تزریق و گردش وجوه است، چرا که در سیستم‌های مالی بالغ‌تر، افزایش تقاضا برای تامین مالی و سرمایه‌گذاری‌ها افزایش یافته و با ایجاد سود و درآمد بر ثروت مالی می‌افزاید (زیدی و همکاران[2]، ۲۰۱۹). جذب و افزایش ثروت مالی کشورها به وضوح تحت تأثیر وجود بازارهای اوراق بهادار به خوبی تثبیت شده، واسطه‌گری مالی مناسب، و انواع ابزارهای مالی برای هدایت پس‌اندازهای مالی به سرمایه‌گذاری مستقیم یا پرتفوی بوده است. کشورها می‌توانند با بهبود بازارهای مالی از منابع مالی یک کشور دیگر از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، در قالب سرمایه‌گذاری مشترک، سرمایه‌گذاری در پرتفوی سهام و اوراق قرضه و حتی افتتاح شعب به افزایش ثروت مالی خود کمک کنند (هواگویمیان[3]، ۱۹۹۴).

افزایش ثروت مالی در کشورها می‌تواند از مجرای دانش‌بنیان بودن محیط کار نشات بگیرد. در محیط‌های کسب و کار با ریسک بالا و آزمون ایده‌های جدید می‌توان ارزش بازار رقبای خود را که در همان بازار حضور دارند تعدیل کرده و بر ثروت خود بیافزایند. بنابراین، ایجاد و افزایش ثروت نیازمند تلاش‌های خلاقانه در مدیریت و عوامل یک کسب و کار است.

سازوکار تاثیر متقابل نوآوری، جهانی‌شدن و شاخص نهادی حاکمیت بر ثروت مالی

اثرگذاری مولفه نوآوری بر روی ثروت مالی در کشورهای مختلف می‌تواند دارای شدت و حدت متفاوتی باشد و جهانی‌شدن را می‌توان مجرایی دانست که تاثیر نوآوری بر ثروت مالی را متاثر می‌کند. بنابراین، یکی از عوامل تعیین‌کننده میزان اثرگذاری نوآوری بر ثروت مالی کشورها درجه جهانی‌شدن کشورها و حضور در این اتمسفر است چرا که اقتصادهای بازارگرا تمایل بیشتری به نوآوری دارند و عدم همراهی با آن سبب انزوای سیاسی و اقتصادی خواهد شد (گورودنیچنکو و همکاران[4]، ۲۰۱۰). بهره‌گیری از نوآوری در ابعاد مختلف می‌تواند در کشوری که در فضای جهانی‌شدن قرار دارد نسبت به زمانی که کشورها در استفاده از این فرصت بی‌بهره هستند اثر متفاوت‌تری بر روی ثروت مالی گذاشته و فرصت‌ها و تهدیدهایی را از کانال افزایش رقابت‌ها، انتقال توانمندی‌ها و ارتباط‌گیری برای آن کشورها فراهم کند. با توجه به اینکه نوآوری

1. S. Sekita et al
2. S. A. H. Zaidi et al
3. A. Hovaguimian
4. Y. Gorodnichenko et al

فرصت‌های اساسی برای کشورها فراهم می‌آورد، قرار گرفتن در فضای جهانی‌شدن نیز با رفع موانع، در به دست آوردن بازارهای جدید و از بین بردن کسادی و رکود به گسترش نوآوری خارج از مرزها و جذب ثروت‌های مالی کمک خواهد کرد (رحیم‌نیا و همکاران، ۱۳۹۷) و کشورها می‌توانند با انباشت و ارائه قابلیت‌های نوآوری، محصولات جدیدی را خلق و به موقع به بازار معرفی کنند و با گسترش صادرات بازده حاصل از نوآوری و همچنین ثروت مالی خود را افزایش دهند. علاوه بر این، ورود شرکت‌های خارجی (سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی)، تجارت و افزایش واکنش‌های رقابتی توسط کشورها می‌تواند نوآوری‌های شکل گرفته را به جهان معرفی کرده، رانت‌های انحصاری را کاهش داده، کارآفرینی ایجاد کرده و با بهره‌گیری از نوآوری‌های مختلف و افزایش کیفیت و کارایی حتی با سود کم اما در وسعت جهانی با جذب مشتری از این طریق افزایش ثروت را به ارمغان آورد. شرکت‌هایی که دارای قدرت بازار هستند، تمایل به نوآوری بیشتر دارند و فشار بیشتر از سوی رقابت خارجی نوآوری را تحریک می‌کند. بنابراین، آن‌ها می‌توانند از کانال نوآوری جهت ارتقاء ثروت مالی خود بهره ببرند. مضافا، بازارهای مالی توسعه‌نیافته در بازارهای نوظهور اقتصادها، بنگاه‌ها را مجبور می‌کنند تا برای تامین مالی نوآوری خود به سود خود تکیه کنند در صورتی که با حضور در صحنه جهانی‌شدن، استفاده از تجربیات رقبا و بهره‌گیری از تجربیات جهت ارتقاء مولفه نوآوری می‌توان از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بهره برد که خود عاملی کمک‌کننده بر افزایش ثروت است (گورودنیچنکو و همکاران، ۲۰۱۰). همچنین در فرایند جهانی‌شدن و با حرکت کالاها، سرمایه، نیروی کار و ایده‌ها، ایده‌های جدید با سرعت بیشتری به نتیجه می‌رسند و نوآوری به منصه ظهور رسیده و از آنجا که اکنون نوآوری از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده ثروت است با جهانی کردن آن و ایجاد تقاضا می‌تواند افزایش ثروت‌های مالی و حرکت ثروت به سوی مبداء نوآوری را در پی داشته باشد (کونکرو[1]، ۲۰۱۲). همچنین، از نتایج منافع جهانی‌شدن بازارهای مالی می‌توان به گسترش نوآوری‌های مالی، بهبود پرتفو دارایی‌ها و کمک به افزایش ثروت در کشورها اشاره کرد (ایسینگ[2]، ۲۰۰۰). می‌توان اذعان داشت تأثیر جهانی‌شدن بر نوآوری و از این کانال بر ثروت مالی بستگی به نوع مدیریت سیاست‌گذاران کلان اقتصادی کشورها و کیفیت حکمرانی خواهد داشت. جوامعی که از نظر کیفیت حکمرانی در سطح مطلوبی قرار دارند می‌توانند از فرصت‌های حاصل از جهانی‌شدن بهره ببرند چرا که، بنظر می‌رسد اثرات جهانی‌شدن بر نوآوری تحت تاثیر کیفیت حاکمیت است (چارسمار[3]، ۲۰۲۰). در حقیقت، با حکمرانی صحیح می‌توان از جنبه‌های مثبت جهانی‌شدن برای ظهور و بروز نوآوری، معرفی و ارائه آن به بازار جهانی و کمک به افزایش ثروت مالی در کشورها بهره برد. حکمرانی ضعیف نه تنها خود نوعی تهدید قلمداد می‌شود بلکه می‌تواند سبب اثرگذاری نامطلوب جهانی‌شدن بر نوآوری و جذب ثروت مالی در کشورها شود و به طور قطع، حکمرانی نامطلوب نمی‌تواند بسترسازی مناسبی به منظور بهره‌گیری از فضای جهانی‌شدن و رشد نوآوری ایجاد کند. مطالعه حاضر نیز با فرض اینکه اثر نوآوری بر ثروت مالی حاصل تصمیم‌گیری مستقل سازمان‌ها نیست و از تعاملات

1. A. Kuncoro
2. O. Issing
3. H. C. Charsmar

پیچیده بین سازمان‌ها با حاکمیت جامعه و درجه جهانی‌شدن تأثیر می‌پذیرد، سعی نموده است اثر متقابل نوآوری با جهانی‌شدن و کیفیت حکمرانی بر ثروت مالی را بررسی نماید. حکمرانی خوب می‌تواند از طریق ایجاد جاذبه و دافعه هدفمند شرایط مناسبی برای جذب سرمایه‌گذاری خارجی با ایجاد حوزه‌هایی چون محیط اقتصادی و یا به عبارتی امنیت اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و حقوقی مناسب بستر را برای اعتماد و حضور جهانیان فراهم آورد. همچنین حکمرانی مطلوب با ایجاد، حمایت و اجرای حقوق مالکیت بدون محدود شدن مبادلات بازار نیز می‌تواند از مزایای جهانی‌شدن بهره گیرد و با زدودن فساد، افزایش آزادی‌های فردی و اجتماعی، کیفی کردن قوانین و اعمال سیاست‌های تشویقی و حتی تنبیهی چون محدودیت‌های تجاری یا بار مالیاتی بستر اعتماد و حمایت جهانیان را فراهم اورد (محمودی و آرش‌پور، ۱۳۹۶). علاوه بر این، آزادی‌های قانونی و انتشار آزاد اطلاعات که مصادیقی از وجود حق اظهارنظر و یکی از ارکان سنجش کیفیت حکمرانی هستند، می‌تواند موجب تقویت آگاهی‌های عمومی و شفافیت و جلب اعتماد جهانیان شود. در کنار آن ثبات سیاسی نیز می‌تواند برای سرمایه‌گذاری و حضور جهانیان انگیزه ایجاد کرده و موجب اطمینان آن‌ها به منظور اطمینان از کاهش ریسک‌های موجود شود (راغفر، ۱۳۸۲).

پیشینه پژوهش

در این قسمت از پژوهش به دلیل فقدان مطالعات جامع در این حوزه، مطالعات تجربی گسترده در دسترس نبوده است و لذا سعی شده است مطالعاتی که تا حدودی به موضوع تعیین‌کننده‌های ثروت مرتبط است به طور مختصر بیان شود.

یانگ[1] (۲۰۲۱) به بررسی تأثیر قابلیت‌های ظرفیت سرمایه انسانی به عنوان یکی از اجزای نوآوری بر ثروت چین با استفاده از داده‌های ثانویه طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۰ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد ظرفیت تولید، مصرف و ظرفیت سرمایه انسانی به صورت مطلوبی با ثروت ملی چین مرتبط است.

کریچنکو[2] (۲۰۱۹) به تحلیل نقش سرمایه‌گذاری خارجی در کمک به رشد ثروت با در نظر گرفتن ماهیت دوگانه سرمایه‌گذاری خارجی و داده‌های تجربی مبهم در مورد تأثیر مثبت آن بر رشد اقتصادی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد، سرمایه‌گذاری خارجی نقش کمی در رشد ثروت ملی برای کشورهای منتخب OECD بازی می‌کند.

زینی[3] (۲۰۱۳) نقش برخی از متغیرهای کلیدی مدل چرخه زندگی و سایر عوامل مرتبط در پشت نابرابری‌های ثروت مالی خانوارها را با استفاده از داده‌های ۴۰ کشور در دوره ۱۹۹۵-۲۰۰۹ بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد، نسبت ثروت به درآمد با رشد درآمد سرانه کاهش می‌یابد و با طول مدت مورد انتظار بازنشستگی افزایش می‌یابد.

1. X. Yang
2. Y. Kyrychenko
3. M. B. Zinni

تورگلر[1] و پیاتی[2] (۲۰۰۹) به بررسی تأثیر جهانی‌شدن و فساد بر ثروت طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۹۶ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد، جهانی‌شدن باعث افزایش فوق‌العاده ثروت می‌شود و با وجود فساد، ثروت تنها در دست عده‌ای متمرکز می‌شود.

مرور مطالعات انجام شده نشان می‌دهد، مطالعات گسترده‌ای در داخل و خارج از کشور در این رابطه صورت نگرفته است لذا تاثیر متقابل نوآوری، جهانی‌شدن و شاخص نهادی حاکمیت بر ثروت مالی نیز مغفول مانده است. بنابراین، محوریت پژوهش حاضر بررسی این شکاف و خلاء مطالعاتی است.

ارائه حقایق آماری کشورهای منتخب تولیدکننده علم

به منظور درک بهتر وضعیت کشورهای مورد مطالعه در شاخص‌های هدف این پژوهش، خلاصه‌ای از وضعیت آماری متغیرها به صورت میانگینی در دوره زمانی ۱۰ سال برای هر کشور ارائه شده است. بنای انتخاب کشورهای مورد مطالعه به این خاطر است که مجموع ثروت مالی به ازای هر بزرگسال برای ۴۸ کشور مورد مطالعه در سال ۲۰۲۰، ۵۳۰۲۳۰۷ دلار بوده است که تقریبا ۷۵ درصد از ثروت مالی جهان در آن سال را شامل می‌شود. علاوه بر این، کشورهای مورد مطالعه پیشتازان تولید علم و نوآوری در جهان هستند لذا، مطالعه بر روی آن‌ها تصویر روشن‌تری از روابط را ارائه می‌دهد. به منظور فهم دقیق‌تر حقایق آماری، کشورهای دو سر طیف با بیشترین و کمترین میزان ثروت مالی، کشورهای گروه هفت به عنوان هفت اقتصاد بزرگ جهان و کشور ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. میانگین ثروت مالی در کشور سوئیس در طول دوره مورد مطالعه از سایر کشورها بیشتر بوده است. همچنین، این کشور علاوه بر کسب امتیاز بالا در میانگین شاخص‌های نوآوری، در شاخص جهانی‌شدن نیز رتبه ۱ و از نظر میانگین کیفیت حکمرانی نیز رتبه ۴ را دریافت کرده است. کشور پاکستان به عنوان کشوری که در میان کشورهای مورد مطالعه کمترین میزان ثروت مالی به ازای هر بزرگسال را تجربه کرده است در شاخص‌های ورودی نوآوری نیز ضعیف عمل کرده و در هر دو شاخص جهانی‌شدن و کیفیت حکمرانی نیز رتبه‌های آخر را تجربه کرده است. میزان ثروت مالی طی دوره مورد مطالعه در ایران نیز در بین ۴۸ کشور مورد مطالعه با میانگین ۳۰۰۶/۵ رتبه ۴۴ است و مشهود است که در شاخص‌های نوآوری نیز در وضعیت مطلوبی قرار ندارد و در هر دو شاخص میانگین جهانی‌شدن و کیفیت حکمرانی نیز رتبه ۴۷ را طی سال‌های مورد مطالعه تجربه کرده است. مجموع ثروت مالی در کشورهای گروه هفت (ایالات متحده، ژاپن، فرانسه، آلمان، کانادا، بریتانیا وایتالیا) نیز که به صورت میانگین ده سال مورد مطالعه است، ۱۱۵۲۹۸۴ دلار و تقریبا یک سوم ثروت مالی ۴۸ کشور مورد مطالعه است و این در حالی است که این کشورها نسبت به سایر کشورهای مورد مطالعه در همه زیر شاخص‌های

1. B. Torgler
2. M. Piatti

نوآوری عملکردهای بهتری داشتند و از کیفیت حکمرانی و درجه جهانی‌شدن مطلوب‌تری نیز برخوردار هستند.

جدول۱. میانگین شاخص ثروت مالی، شاخص نهادی کیفیت حاکمیت و شاخص جهانی‌شدن در کشورهای منتخب تولیدکننده علم طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۱

کشور	ثروت مالی	رتبه	شاخص جهانی‌شدن	رتبه	شاخص حکمرانی	رتبه
سوئیس	۳۸۰۵۷۶/۷	۱	۹۰/۷۳	۱	۱/۷۶	۴
ایالات متحده	۳۲۱۳۴۹/۸	۲	۸۱/۷۶	۲۰	۱/۲۱	۱۸
هنگ کنگ	۲۹۷۴۱۹/۶	۳	۶۷/۸۴	۳۸	۱/۳۹	۱۵
دانمارک	۲۳۲۸۶۳/۳	۴	۸۸/۴۲	۷	۱/۷۲	۶
هلند	۲۱۳۶۴۵/۳	۵	۹۰/۵۷	۲	۱/۶۷	۷
استرالیا	۲۰۰۳۳۵/۶	۶	۸۱/۴۲	۲۱	۱/۵۷	۱۰
سوئد	۱۹۸۵۰۰	۷	۸۹/۶۴	۴	۱/۷۲	۵
نیوزلند	۱۹۶۱۴۵/۹	۸	۷۷/۸۷	۲۷	۱/۸۲	۱
کانادا	۱۷۸۶۶۴/۷	۹	۸۳/۹۸	۱۷	۱/۶۲	۸
سنگاپور	۱۷۲۶۰۹/۷	۱۰	۸۳/۶۸	۱۸	۱/۵۹	۹
بلژیک	۱۷۲۵۹۴/۹	۱۱	۹۰/۴۴	۳	۱/۲۸	۱۷
انگلیس	۱۷۲۴۴۵/۳	۱۲	۸۹/۳۳	۵	۱/۴۰	۱۴
ژاپن	۱۶۰۰۶۵/۹	۱۳	۷۷/۴۰	۲۸	۱/۳۳	۱۶
فلسطین اشغالی	۱۴۸۲۴۱/۹	۱۴	۷۶/۸۵	۳۰	۰/۶۹	۲۶
نروژ	۱۳۸۰۶۶/۲	۱۵	۸۵/۸۱	۱۱	۱/۷۹	۳
ایرلند	۱۲۶۷۰۸/۳	۱۶	۸۵/۰۴	۱۲	۱/۴۳	۱۳
فرانسه	۱۲۱۱۵۲/۸	۱۷	۸۷/۳۰	۱۰	۱/۱۳	۱۹
اتریش	۱۰۶۶۲۸/۵	۱۸	۸۸/۷۸	۶	۱/۴۸	۱۲
ایتالیا	۱۰۰۵۹۵	۱۹	۸۲/۳۳	۱۹	۰/۵۳	۲۸
آلمان	۹۸۷۱۰/۵	۲۰	۸۸/۰۵	۸	۱/۴۸	۱۱
فنلاند	۷۹۵۱۹/۹	۲۱	۸۷/۳۵	۹	۱/۸۰	۲
کره جنوبی	۷۱۵۳۳/۴	۲۲	۷۸/۷۹	۲۶	۰/۸۳	۲۴
اسپانیا	۶۴۹۳۷/۱	۲۳	۸۴/۸۶	۱۳	۰/۸۴	۲۳
پرتغال	۵۶۰۹۶/۴	۲۴	۸۳/۹۹	۱۶	۱/۰۱	۲۱
یونان	۳۶۵۰۳/۲	۲۵	۸۱/۱۹	۲۲	۰/۲۷	۳۰
عربستان	۳۴۰۸۱/۱	۲۶	۶۶/۶۷	۳۹	-۰/۳	۴۱
شیلی	۳۳۸۰۷/۳	۲۷	۷۶/۹۶	۲۹	۱/۰۶	۲۰
چک	۲۹۴۷۰/۴	۲۸	۸۴/۷۸	۱۴	۰/۹۴	۲۲

کشور	ثروت مالی	رتبه	شاخص جهانی‌شدن	رتبه	شاخص حکمرانی	رتبه
چین	۲۲۳۸۴/۶	۲۹	۶۴/۳۵	۴۱	-۰/۴۳	۴۳
مجارستان	۲۲۲۶۱/۹	۳۰	۸۴/۶۲	۱۵	۰/۵۶	۲۷
افریقای جنوبی	۱۹۱۹۲/۲	۳۱	۷۰/۳۳	۳۶	۰/۱۹	۳۲
لهستان	۱۶۶۰۷/۸	۳۲	۸۰/۵۸	۲۴	۰/۷۵	۲۵
مکزیک	۱۵۵۷۴/۹	۳۳	۷۰/۷۶	۳۵	-۰/۲۶	۳۸
برزیل	۱۳۹۴۹/۳	۳۴	۶۱/۹۸	۴۶	-۰/۱	۳۳
رومانی	۸۹۷۱/۸	۳۵	۷۹/۱۶	۲۵	۰/۲۱	۳۱
روسیه	۸۸۲۱/۸	۳۶	۷۱/۷۳	۳۳	-۰/۶۹	۴۵
تایلند	۸۷۸۶/۵	۳۷	۷۲/۳۸	۳۲	-۰/۲۷	۳۹
مالزی	۸۳۹۱/۶	۳۸	۸۰/۹۱	۲۳	۰/۳۸	۲۹
ارژانتین	۸۲۴۵/۴	۳۹	۶۷/۹۳	۳۷	-۰/۱۸	۳۴
کلمبیا	۸۰۷۰/۳	۴۰	۶۴/۱	۴۲	-۰/۲۱	۳۵
ترکیه	۶۴۱۹/۹	۴۱	۷۰/۹۸	۳۴	-۰/۲۹	۴۰
مصر	۵۰۵۱/۹	۴۲	۶۶/۶۲	۴۰	-۰/۸۶	۴۶
اندونزی	۴۲۹۲/۶	۴۳	۶۳/۴۲	۴۴	-۰/۲۵	۳۷
ایران	۳۰۰۶/۵	۴۴	۵۴/۳۳	۴۷	-۱/۰۴	۴۷
هند	۲۸۱۳/۵	۴۵	۶۲/۱۶	۴۵	-۰/۲۲	۳۶
اوکراین	۲۸۰۹	۴۶	۷۴/۱۲	۳۱	-۰/۶۸	۴۴
ویتنام	۱۸۶۰/۱	۴۷	۶۳/۶۲	۴۳	-۰/۴۲	۴۲
پاکستان	۱۶۳۵/۲	۴۸	۵۴/۰۴	۴۸	-۱/۰۴	۴۸

ماخذ: داده‌های مستخرج از گزارش کردیت سوئیس و پایگاه اینترنتی اقتصادجهانی
واحد ثروت مالی به ازای هر بزرگسال به دلار آمریکا است

جدول۲. میانگین شاخص‌های نوآوری در کشورهای منتخب تولیدکننده علم طی دوره ۲۰۲۰-۲۰۱۱

کشور	نهاد و موسسات	رتبه	سرمایه انسانی و تحقیقات	رتبه	زیر ساخت	رتبه	پیچیدگی بازار	رتبه	پیچیدگی کسب و کار	رتبه
چین	۵۳/۹۵	۴۰	۴۴/۰۵	۲۸	۴۹/۲۵	۲۵	۵۳/۹۸	۲۵	۵۰/۲۴	۱۶
ایالات متحده	۸۶/۸۸	۱۴	۵۶/۱۷	۱۲	۵۶/۴۹	۱۷	۸۲/۳۶	۱	۵۷/۴	۸
انگلیس	۸۷/۷۷	۱۳	۵۸/۸۴	۱۰	۶۱/۲۴	۵	۷۵/۵۵	۳	۵۳/۰۹	۱۰
هند	۵۲/۵۶	۴۱	۲۷/۲۲	۴۵	۳۵/۵۵	۴۱	۵۰/۲	۳۰	۳۰/۸۴	۴۱
آلمان	۸۳/۳۱	۱۸	۵۸/۲۱	۱۱	۵۶/۵۳	۱۶	۵۸/۹۲	۲۱	۵۰/۶۸	۱۴
ایتالیا	۷۳/۱۴	۲۶	۴۴/۲۶	۲۷	۵۴/۶۸	۲۰	۵۰/۲۱	۲۹	۴۱/۳۶	۲۵
ژاپن	۸۶/۰۴	۱۶	۵۳/۹۸	۱۸	۶۰/۲	۷	۶۴/۴۴	۱۱	۵۲/۸۸	۱۱

کشور	نهاد و موسسات	رتبه	سرمایه انسانی و تحقیقات	رتبه	زیر ساخت	رتبه	پیچیدگی بازار	رتبه	پیچیدگی کسب و کار	رتبه
فرانسه	۸۰/۹۱	۱۹	۵۵/۹۹	۱۳	۵۷/۵۵	۱۵	۶۰/۲۴	۱۸	۴۹/۷۱	۱۸
کانادا	۹۲/۳۹	۶	۵۲/۴۵	۱۹	۵۷/۷	۱۴	۷۴/۱۴	۵	۵۰/۴۷	۱۵
روسیه	۵۶/۴۱	۳۷	۴۶/۷۷	۲۵	۴۰/۹۲	۳۷	۴۴/۰۲	۳۹	۳۸/۹۷	۲۸
اسپانیا	۷۴/۹۶	۲۳	۷۴/۸۶	۲۴	۵۸/۸۴	۱۱	۶۱/۲۷	۱۵	۳۸/۶۲	۲۹
استرالیا	۸۹/۱	۹	۵۸/۹۵	۹	۵۹/۳۹	۱۰	۶۶/۳۷	۸	۴۷/۲۲	۲۱
برزیل	۵۴/۷۸	۳۸	۳۳/۲	۳۷	۴۱/۴۷	۳۵	۴۲/۴۱	۴۴	۳۹/۰۷	۲۷
کره	۷۶/۵۶	۲۲	۶۴/۲۷	۳	۶۰/۷	۶	۶۲/۷۵	۱۲	۵۰/۲	۱۷
هلند	۹۰/۴	۸	۵۲/۳	۲۰	۵۸/۴	۱۲	۶۰/۷۳	۱۷	۵۸/۸۷	۵
ایران	۴۴/۵۴	۴۶	۳۷/۳۶	۳۵	۳۵/۲	۴۴	۳۳/۲۶	۴۸	۲۳/۷۹	۴۸
سوئیس	۸۹/۰۹	۱۰	۵۹/۷۵	۷	۶۰/۱۵	۸	۷۰/۹۹	۶	۶۱/۵۴	۲
ترکیه	۵۴/۷۶	۳۹	۳۵/۱۵	۳۶	۴۰/۵۱	۳۸	۴۷/۲۹	۳۵	۲۸/۲۶	۴۴
لهستان	۷۴/۰۵	۲۴	۳۹/۱۳	۳۳	۴۵/۰۶	۳۳	۴۷/۰۹	۳۶	۳۷/۳۵	۳۰
سوئد	۸۹/۰۵	۱۱	۶۲/۷۴	۵	۶۴/۷۲	۱	۶۴/۷۱	۱۰	۶۰/۳۲	۳
اندونزی	۴۳/۱۸	۴۷	۲۴/۰۶	۴۷	۳۵/۵	۴۲	۴۲/۹۹	۴۱	۲۵/۴۱	۴۵
بلژیک	۸۳/۶۸	۱۷	۵۵/۱۶	۱۴	۵۰/۸	۲۴	۵۵/۰۸	۲۳	۵۱/۶۳	۱۳
مالزی	۶۹/۴۳	۲۹	۴۲/۹۸	۲۹	۴۵/۹۹	۳۱	۵۹/۱۶	۱۹	۴۴/۶	۲۳
عربستان	۵۷/۶۹	۳۵	۴۲/۸۷	۳۰	۴۵/۴۹	۳۲	۵۱/۶۹	۲۷	۳۶/۳۲	۳۳
دانمارک	۹۲/۵۶	۴	۶۲/۸۳	۴	۵۸/۳	۱۳	۶۸/۴۹	۷	۵۲/۲۸	۱۲
اتریش	۸۶/۶۵	۱۵	۵۹/۸	۶	۵۵/۷۳	۱۸	۵۴/۳	۲۴	۴۹/۵۲	۱۹
پرتغال	۷۸/۵۴	۲۰	۴۹/۷۲	۲۱	۴۹/۱۸	۲۶	۵۱/۰۱	۲۸	۳۵/۷	۳۴
مکزیک	۶۰/۵	۳۳	۳۳/۱۹	۳۸	۴۱/۲۱	۳۶	۴۵/۵۵	۳۸	۳۰/۸۳	۴۲
مصر	۴۴/۷۸	۴۵	۲۵/۴۷	۴۶	۳۴/۵۲	۴۶	۳۶/۲۶	۴۵	۲۵/۰۹	۴۶
افریقا جنوبی	۶۸/۵۴	۳۰	۲۹/۳۲	۴۲	۳۵/۰۱	۴۵	۶۰/۷۵	۱۶	۳۴/۶۴	۳۵
پاکستان	۴۲/۹۴	۴۸	۱۱/۷	۴۸	۲۳/۸۴	۴۸	۳۴/۰۴	۴۷	۲۴/۱۷	۴۷
نروژ	۹۲/۵۴	۵	۵۳/۹۹	۱۷	۶۲/۶۸	۴	۵۷/۷	۲۲	۴۸/۷	۲۰
فلسطین اشغالی	۷۰/۳۳	۲۸	۵۹/۰۴	۸	۵۲/۹۵	۲۲	۶۲/۳۲	۱۳	۵۸/۸۶	۶
چک	۷۶/۷۴	۲۱	۴۶/۰۶	۲۶	۵۱/۳۶	۲۳	۴۹/۶۸	۳۲	۴۷/۲	۲۲
هنگ کنگ	۹۱/۵۴	۷	۴۹/۶	۲۲	۶۴/۶۴	۲	۸۱/۴۱	۲	۵۴/۷۷	۹
سنگاپور	۹۳/۷	۱	۶۵/۹	۱	۶۲/۹۸	۳	۷۴/۹۱	۴	۶۶/۹۷	۱
فنلاند	۹۳/۴۸	۲	۶۵/۴۴	۲	۵۹/۴۱	۹	۵۹/۰۳	۲۰	۵۹	۴
یونان	۶۶/۴	۳۲	۴۹/۱۲	۲۳	۴۴/۷۶	۳۴	۴۶/۰۵	۳۷	۳۰/۴۴	۴۳
تایلند	۵۷/۴۶	۳۶	۳۲/۶۶	۳۹	۳۸/۸۲	۴۰	۵۳/۳۶	۲۶	۳۶/۹۷	۳۱

کشور	نهاد و موسسات	رتبه	سرمایه انسانی و تحقیقات	رتبه	زیر ساخت	رتبه	پیچیدگی بازار	رتبه	پیچیدگی کسب و کار	رتبه
شیلی	۷۳/۹۸	۲۵	۳۲/۵۷	۴۰	۴۶/۳۱	۳۰	۴۹/۶۹	۳۱	۳۶/۴۳	۳۲
ایرلند	۸۸/۵۹	۱۲	۵۴/۰۱	۱۶	۵۴/۰۶	۲۱	۶۱/۶	۱۴	۵۸/۵	۷
اوکراین	۵۰/۲۷	۴۴	۳۹/۵۸	۳۲	۳۰/۶۸	۴۷	۴۲/۴۷	۴۳	۳۴/۰۲	۳۷
نیوزلند	۹۳/۲	۳	۵۵/۱۲	۱۵	۵۵/۳۵	۱۹	۶۵/۴۸	۹	۴۴/۱۵	۲۴
ویتنام	۵۱/۸۶	۴۲	۲۸/۱۵	۴۴	۳۵/۳۷	۴۳	۴۸/۹۱	۳۳	۳۴/۰۴	۳۶
ارژانتین	۵۰/۳۱	۴۳	۳۷/۹	۳۴	۳۹/۸۶	۳۹	۳۵/۴۲	۴۶	۳۳/۷۶	۳۸
رومانی	۶۷/۴۷	۳۱	۳۰/۷۲	۴۱	۴۶/۴۱	۲۹	۴۲/۸	۴۲	۳۲/۳۷	۴۰
کلمبیا	۶۰/۱	۳۴	۲۸/۷	۴۳	۴۷/۱۵	۲۸	۴۸/۴۴	۳۴	۳۳/۴۴	۳۹
مجارستان	۷۲/۶۱	۲۷	۴۱/۱۸	۳۱	۴۷/۷۴	۲۷	۴۳/۵۴	۴۰	۴۰/۸۳	۲۶

ماخذ: داده‌های مستخرج از شاخص جهانی نوآوری

روش شناسی و ارائه مدل پژوهش

مطالعه حاضر به لحاظ ماهیت و روش، تحلیلی- توصیفی است زیرا، با هدف تحلیل تجربی تاثیر متغیرهای توضیحی پژوهش بر ثروت مالی در نمونه آماری مورد مطالعه انجام شده است. مدل پژوهش نیز با استفاده از تحلیل رگرسیون چند متغیره رهیافت داده‌های پویا به ارزیابی روابط بین متغیرهای مورد نظر می‌پردازد زیرا، از جمله روش‌های اقتصادسنجی مناسبی است که با استفاده از متغیرهای ابزاری (تمام متغیرهایی که با جزاخلال همبستگی ندارد)، درونزایی بین متغیرهای وابسته و توضیحی را برطرف می‌سازد. همچنین، با استفاده از متغیرهای وابسته وقفه دار باعث از بین رفتن همخطی می‌شود و با افزایش بعد زمانی متغیرها و حذف متغیرهایی که در طول زمان ثابت هستند به براورد دقیق‌تر و با کارایی بیشترکمک می‌کند. زمانی که مقاطع (تعداد کشورها) بیشتر از سال‌های مورد بررسی پژوهش باشد، از این روش استفاده می‌شود. در ادامه به معرفی تعیین‌کننده‌های ثروت مالی درمعادله (۱) و (۲) پرداخته می‌شود:

$$WE^{1}_{it} = f(X_{it}, X_{it} * GL_{it} * GO_{it}) \qquad (1)$$

$$X_{it} = f(INS^{2}, INF^{3}, HC^{4}, BC^{5}, MC^{6}) \qquad (2)$$

به منظور تصریح یک مدل اقتصادسنجی مناسب و بررسی همه جوانب، حالات مختلف در نظر گرفته شده است. $X_{it}*GL_{it}*GO_{it}$ اثر متقابل نوآوری، جهانی‌شدن و حاکمیت است و INS، INF، HC، BC و

1. Financial wealth
2. Institutions
3. Infrastructure
4. Human capital and research
5. Business complexity
6. Market complexity

MC به ترتیب نماد نهاد و موسسات، زیرساخت، سرمایه انسانی و تحقیقات، پیچیدگی بازار و پیچیدگی کسب و کار است. در مدل پژوهش حاضر که از نوع داده‌های تلفیقی پویا است وقفه متغیر وابسته (ثروت مالی به ازای هر بزرگسال در یک دوره قبل) نیز به عنوان متغیر توضیحی حضور دارد.

از آنجا که در عصر حاضر علم و دانش محرکه اصلی مقبولیت و مشروعیت به شمار می‌رود و استفاده از اطلاعات این کشورها تصویر شفاف‌تری را منعکس می‌کند، لذا کشورهای منتخب در پژوهش حاضر شامل ۴۸ کشور برتر تولیدکننده علم بر اساس گزارش سال ۲۰۲۱ نظام رتبه‌بندی سایماگو هستند. به همین منظور، مجموعه‌ای از آمار و اطلاعات طی دوره زمانی ۱۰ سال ۲۰۱۱ الی ۲۰۲۰ استفاده شده است. در این پژوهش از اطلاعات ثروت مالی به ازای هر بزرگسال در کشورهای منتخب منتشره توسط موسسه کردیت سوئیس به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. همچنین، به منظور سنجش مؤلفه‌های نوآوری شاخص‌های سنتی ثبت اختراع و تعداد مقالات علمی و فنی را کنار گذاشته و از شاخص‌های سازمان جهانی نوآوری استفاده شده است که از هفت رکن در دو دسته ورودی و خروجی سامان یافته‌اند و در نهایت نمره هر معیار از ۱۰۰ محاسبه شده است. به این منظور از شاخص‌های ورودی نوآوری شامل نهاد و موسسات، زیرساخت، سرمایه انسانی و تحقیقات، پیچیدگی بازار و پیچیدگی کسب و کار که فعالیت‌های ابتکاری را امکان‌پذیر می‌کنند بهره گرفته شده است. همچنین، داده‌های مورد نیاز متغیر جهانی‌شدن و حکمرانی از پایگاه آماری اقتصاد جهانی به دست آمده است که نمره جهانی‌شدن کشورها از ۱۰۰ و نمره حکمرانی کشورها بین ۲/۵- و ۲/۵+ محاسبه شده است.

تخمین مدل

پیش از براورد مدل لازم است جهت جلوگیری از ایجاد رگرسیون ساختگی آزمون ریشه واحد به منظور بررسی مانایی متغیرها صورت پذیرد. در این پژوهش جهت بررسی مانایی متغیرها از روش لوین، لین و چو (LLC[1]) استفاده شده است. فرایند بررسی مانایی متغیرها به صورتی است که با عدم پذیرش فرضیهH0 نامانایی متغیرها (فرض وجود ریشه واحد) رد می‌شود و به عبارت دیگر، در این آزمون فرضیه صفر وجود ریشه واحد و نامانایی متغیرهاست. نتایج این آزمون در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول۴. نتایج آزمون مانایی متغیرها

متغیرها	آماره آزمون	P- value	نتیجه
ثروت مالی به ازای هر بزرگسال	-۳/۸۳	۰/۰۰	در سطح مانا
نهاد و موسسات	-۱۰/۵۲	۰/۰۰	در سطح مانا
زیرساخت	-۱۱/۹۴	۰/۰۰	در سطح مانا
سرمایه انسانی و تحقیقات	-۱۲/۹۱	۰/۰۰	در سطح مانا
پیچیدگی بازار	-۱۹/۳۵	۰/۰۰	در سطح مانا
پیچیدگی کسب و کار	-۸/۹۵	۰/۰۰	در سطح مانا
جهانی‌شدن	-۷/۴۵	۰/۰۰	در سطح مانا
نهاد حاکمیت	-۵/۱۷	۰/۰۰	در سطح مانا

ماخذ: یافته‌های پژوهش

1. Levin-Lin-Cho

تمام متغیرها بر اساس نتایج آزمون صورت گرفته در سطح مانا هستند و نگرانی از گرفتاری در رگرسیون کاذب وجود ندارد. همچنین، با توجه به اینکه مدل داده‌های تلفیقی به صورت ترکیب داده‌های مقاطع مختلف در طول زمان هستند نیاز است قابلیت ترکیب داده‌ها با آزمون همگنی عرض از مبداها (اف لیمر[1]) بررسی شود. در آزمون اف لیمر با فرض صفر اینکه عرض از مبدا تمام مقاطع یکسان است با توجه به نتایج در می‌یابیم تخمین مدل به صورت داده‌های تلفیقی تایید شده است. با توجه به وجود افکت، بررسی نوع آن از نظر مقطع (یکطرفه در مقاطع)، زمان (یکطرفه در دوره) یا هر دو (دوطرفه) ضروری است. نتایج این آزمون در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول۵. نتایج آزمون قابلیت تخمین مدل به صورت داده‌های پانل

مدل	آمارهF اثرات ثابت مقطع	آماره F اثرات ثابت زمان	آمارهF اثرات ثابت مقطع و زمان
حالت۱: اثر ورودی‌های نوآوری	۱۲۲/۷۵ (۰/۰۰)	۱۳/۸۵ (۰/۰۰)	۱۰۹/۴۴ (۰/۰۰)
حالت۲: اثر متقابل شاخص نوآوری*جهانی‌شدن*حاکمیت	۱۵۷/۳۲ (۰/۰۰)	۲۱/۶۰ (۰/۰۰)	۱۳۴ (۰/۰۰)
حالت۳: اثر متقابل جهانی‌شدن*حاکمیت*نهاد و موسسات	۱۲۷/۵۶ (۰/۰۰)	۱۴/۵۳ (۰/۰۰)	۱۱۵/۰۹ (۰/۰۰)
حالت۴: اثر متقابل جهانی‌شدن*حاکمیت*سرمایه انسانی و تحقیقات	۱۲۴/۴۸ (۰/۰۰)	۱۴/۲۵ (۰/۰۰)	۱۱۱/۴۲ (۰/۰۰)
حالت۵: اثر متقابل جهانی‌شدن*حاکمیت*زیرساخت	۱۲۹/۱۴ (۰/۰۰)	۱۴/۸۸ (۰/۰۰)	۱۱۱/۴۴ (۰/۰۰)
حالت۶: اثر متقابل جهانی‌شدن*حاکمیت*پیچیدگی بازار	۱۲۸/۰۴ (۰/۰۰)	۱۴/۶۱ (۰/۰۰)	۱۱۴/۴۳ (۰/۰۰)
حالت۷: اثر متقابل جهانی‌شدن*حاکمیت*پیچیدگی کسب و کار	۱۲۳/۷۸ (۰/۰۰)	۱۳/۸۳ (۰/۰۰)	۱۱۱/۰۶ (۰/۰۰)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز بیانگر احتمال است.

مقایسه نتایج آماره آزمون و مقدار بحرانی در جدول در همه حالات مدل تلفیقی دوطرفه از نظر آماری را تایید می‌کند. از آزمون هاسمن[2] نیز به عنوان مبنایی برای انتخاب مدل با اثرات ثابت و یا تصادفی استفاده می‌شود اما با توجه به اینکه تخمین‌زن (GMM[3]) در هر دو حالت اثرات ثابت و تصادفی کارایی دارد نیاز به انجام آزمون هاسمن نیست (هایاشی[4]، ۲۰۰۰). در نهایت، مدل پژوهش، به روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد گردید که نتایج به شرح جدول۶ ارائه شده است. در این جدول، آماره سارگان حاصل بررسی

1. F Limer
2. Hausman
3. Generalized Method of Moments
4. F. Hayashi

اعتبار ماتریس ابزارها توسط آزمون سارگان است و فرضیه صفر آن دال بر مناسب بودن متغیرهای ابزاری است که مقدار بزرگتر از ۰/۰۵ آن، مؤید اعتبار ابزارهای مورد استفاده در تخمین مدل پژوهش است.

جدول۶. تخمین مدل به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

متغیر وابسته: ثروت مالی	حالت اول	حالت دوم	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم	حالت ششم	حالت هفتم
LWEit-1	۰/۴۴ (۰/۰۰)	۰/۳۵ (۰/۰۰)	۰/۴۳ (۰/۰۰)	۰/۴۴ (۰/۰۰)	۰/۴۴ (۰/۰۰)	۰/۴۴ (۰/۰۰)	۰/۴۳ (۰/۰۰)
LINS	۰/۶۷ (۰/۰۰)	---	---	۰/۳۲ (۰/۰۰)	۰/۵۱ (۰/۰۰)	۰/۴۱ (۰/۰۰)	۰/۳۰ (۰/۰۱)
LHC	۰/۷۶ (۰/۰۰)	---	۰/۶۸ (۰/۰۰)	---	۰/۶۶ (۰/۰۰)	۰/۶۶ (۰/۰۰)	۰/۵۰ (۰/۰۰)
LINF	۰/۲۵ (۰/۰۰)	---	۰/۱۸ (۰/۰۰)	۰/۱۶ (۰/۰۰)	---	۰/۱۹ (۰/۰۸)	۰/۱۱ (۰/۰۲)
LBC	۰/۵۴ (۰/۰۰)	---	۰/۴۸ (۰/۰۰)	۰/۴۴ (۰/۰۰)	۰/۵۰ (۰/۰۰)	---	۰/۲۵ (۰/۰۰)
LMC	۰/۳۷ (۰/۰۰)	---	۰/۳۶ (۰/۰۰)	۰/۳۶ (۰/۰۰)	۰/۳۸ (۰/۰۰)	۰/۳۷ (۰/۰۰)	---
lINGlGo	---	۰/۹۸ (۰/۰۰)	---	---	---	---	---
lGlGo*INS	---	---	۰/۴۷ (۰/۰۰)	---	---	---	---
lGlGo*HC	---	---	---	۰/۶۵ (۰/۰۰)	---	---	---
lGlGo*INF	---	---	---	---	۰/۲۴ (۰/۰۰)	---	---
lGlGo*BC	---	---	---	---	---	۰/۴۸ (۰/۰۰)	---
lGlGo*MC	---	---	---	---	---	---	۰/۹۶ (۰/۰۰)
Sargan	۴۷/۰۸ (۰/۱۴)	۴۷/۶۲ (۰/۲۵)	۴۷/۳۸ (۰/۱۴)	۴۷/۱۰ (۰/۱۴)	۴۷/۶۳ (۰/۱۳)	۴۷/۴۲ (۰/۱۴)	۴۶/۸۹ (۰/۱۵)
Number of Obs	۴۸۰						
Number of groups	۴۸						

ماخذ: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز بیانگر احتمال است.

تجزیه و تحلیل نتایج

بر اساس نتایج تخمین جدول شماره(۶) در حالت اول اثر پنج شاخص ورودی نوآوری بر ثروت مالی بررسی شده است و در حالت دوم اثر متقابل نوآوری، جهانی‌شدن و کیفیت حکمرانی بر ثروت مالی سنجیده

شده است. در حالات سوم تا هفتم نیز اثر متقابل جهانی‌شدن و کیفیت حکمرانی هر بار همراه با یکی از شاخص‌های ورودی نوآوری به منظور بررسی حالات مختلف تخمین زده شده است.

طبق یافته‌های جدول (۶) و مطابق با مبانی نظری در حالت اول تأثیر انفرادی شاخص‌های ورودی نوآوری بر ثروت مالی در کشورهای منتخب تولیدکننده علم با ضرایب تخمینی متفاوت مندرج در جدول و در سطح ۹۵٪ مثبت و معنی‌دار بوده است که با توجه به فقدان وجود پژوهشی با این رویکرد امکان مقایسه نتایج تخمین وجود ندارد. در واقع، نوآوری به عنوان یکی از عوامل تولیدی جدید با ایجاد تغییرات و ابداعات در هر یک از شاخص‌های ورودی، بسترساز، تسهیل‌گر، تولیدکننده و جذب‌کننده ثروت مالی بوده است و می‌تواند بر ثروت کشورها بیافزاید. چرا که، استفاده از سیستم‌های تولیدکننده و افزاینده ثروت به شکل سنتی پاسخگوی شرایط عصر حاضر نخواهد بود.

ضریب متغیرهای نهاد و موسسات، سرمایه انسانی و تحقیقات، زیرساخت، پیچیدگی بازار و پیچیدگی کسب و کار در حالات هفت‌گانه مدل مثبت و معنی‌دار است که بیانگر اثرگذاری مثبت اجزای شاخص نوآوری بر ثروت مالی است. در حالت اول ضریب تخمینی مولفه سرمایه انسانی و تحقیقات بزرگتر و ضریب تخمینی مولفه زیرساخت نسبت به سایر ضرایب تخمینی کوچکتراست. در بین حالات تخمینی سه تا هفت نیز بزرگ‌ترین ضریب تخمینی مربوط به اثر متقابل جهانی‌شدن، شاخص نهادی حاکمیت و مولفه پیچیدگی بازار است و کوچک‌ترین ضریب تخمینی مربوط به اثر متقابل جهانی‌شدن، شاخص نهادی حاکمیت و مولفه زیرساخت است.

براساس نتایج جدول (۶) در حالت دوم ضریب تخمینی تاثیر متقابل نوآوری با جهانی‌شدن و شاخص نهادی حاکمیت نیز بر ثروت مالی در کشورهای منتخب تولیدکننده علم برابر با (۰/۹۸) و در سطح ۹۵٪ مثبت و معنی‌دار است. بنابراین براساس نتایج تخمین می‌توان بیان داشت میزان تاثیر نوآوری و جهانی‌شدن کشورها بر ثروت مالی تحت تاثیر کیفیت شاخص نهادی حکمرانی است. زیرا کیفیت مطلوب حکمرانی می‌تواند با ایجاد ثبات سیاسی و ایجاد آزادی‌های قانونی سبب جلب اعتماد جهانیان شود و با ایجاد امنیت عمومی، کاهش فساد و کیفی‌کردن قوانین و سیاست‌ها کشورها را در بهره‌گیری از مزایای جهانی‌شدن مساعدت نماید.

ضریب متغیر وابسته باوقفه در حالات هفت‌گانه مدل مثبت و معنی‌دار بوده که با مبانی نظری نیز سازگار است. زیرا، ثروت مالی در هر دوره از ثروت مالی دوره قبل خود تأثیر مثبت می‌پذیرد.

ماحصل نتایج به دست آمده می‌تواند به سیاستگذاران کلان اقتصادی کشورها به خصوص، در کشورهای در حال‌گذار جهت اتخاذ سیاست‌های صحیح و مناسب و انجام برنامه‌ریزی دقیق با هدف ارتقاء میزان ثروت مالی آن کشورها و به تبع آن، ارتقاء جایگاه آن‌ها مساعدت نماید.

بحث، نتیجه گیری و پیشنهادها

در اقتصادهای دانش‌محور عصر حاضر، نوآوری را می‌توان به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل ثروت‌سازی پذیرفت که توانایی تبدیل ظرفیت‌های بالقوه به ظرفیت‌های بالفعل را با خلق ظرفیت‌های جدید تضمین

می‌کند. افزایش ثروت مالی در کشورها نیازمند بسط زمینه‌های لازم جهت گسترش فعالیت‌های نوآوری است. از سوی دیگر و با توجه به نتایج پژوهش حاضر، میزان بسط فعالیت‌های نوآوری و اثرگذاری آن بر ثروت مالی کشورها متأثر از کیفیت نهاد حکمرانی و درجه جهانی‌شدن آن کشورهاست. ازاین‌رو، به سیاست‌گذاران توصیه می‌شود با توجه به نقاط ضعف هر یک از شاخص‌های حکمرانی در کشورها، موثرترین راهبردها را در جهت شفافیت بیشتر، کاهش فساد، اثربخشی دولت‌ها، ثبات سیاسی و افزایش کیفیت قوانین تنظیم کرده و تصمیمات اقتصادی، سیاسی و مدیریتی هوشمندی اتخاذ کنند که با پیوستن به جهان خارج از مزیت‌های آن بهره گیرند. لذا پیشنهاد می‌شود، با بهبود فضای حاکمیت، قوانین در کشورها بویژه کشورهای درحال گذار به گونه‌ای سازماندهی شوند که از فعالیت‌های نوآورانه و هدفمند حمایت کرده و با حذف قوانین دست و پا گیر و غیرضروری بستر بهره‌گیری از فرصت‌های ایجاد شده توسط جهانی‌شدن را مهیا کند. همچنین، افزایش ضمانت اجرای قوانین و ثبات در برنامه و اهداف ارائه شده علاوه بر این‌که سبب بهبود ساختار نهاد حاکمیتی می‌شود می‌تواند در راستای بهره‌مندی از فرصت‌های جهانی‌شدن نیز عمل نماید. علاوه بر این، کاهش منازعات سیاسی در پرتو کاهش تنش‌های داخلی خود به عنوان عامل جذب برای سایر کشورها قلمداد می‌شود. همچنین، اتخاذ سیاست‌های مناسب و برقراری روابط بین‌المللی مستحکم و برنامه‌ریزی هدفمند و آینده نگر می‌تواند بستر مناسب بهره‌مندی کشورها از جریان جهانی‌شدن، کمک قابل ملاحظه‌ای در راستای افزایش ثروت مالی کشورها فراهم کند.

همچنین، با توجه به نتایج پژوهش حاضر در رابطه با متغیر نوآوری، پیشنهادهایی به منظور بهبود شاخص‌های مورد مطالعه ارائه می‌گردد:

۱) از آنجا که ضریب تخمینی اثر متقابل شاخص پیچیدگی بازار با جهانی‌شدن و کیفیت شاخص حکمرانی در پژوهش حاضر نسبت به ضرایب تخمینی همراه با سایر متغیرها بزرگتر است لذا پیشنهاد می‌شود توجه بیشتری به بازارهای مالی و اعتباردهی‌ها صورت پذیرد و میان بخش‌های مختلف سیستم‌های مالی تعادل برقرار شده و زمینه جذب سرمایه‌ها به منظور افزایش ثروت مالی کشورها فراهم شود.

۲) فضای کسب و کارهای دانش‌محور و مبتنی بر نوآوری به گونه‌ای باشد که با بسترسازی اطلاعات علمی موجب کاهش آزمون و خطا گردیده و در عین حال در جهت ظهور خلاقیت‌ها گام برداشته شود.

۳) توجه و حمایت نهادهای قانون‌گذار به پروژه‌های مبتنی بر نوآوری که از مخاطرات کمتری برخوردار هستند و در جذب وجوه موفق‌تر عمل می‌کنند در دستور کار قرار گیرد.

۴) نوآوری با تدوین بانک‌های اطلاعاتی کارآمد در خصوص اطلاع‌رسانی و به تقارن رساندن اطلاعات در جهت سرمایه‌گذاری‌های بهتر نیز می‌تواند در افزایش ثروت مالی موثر باشد.

۵) آموزش سواد مالی و تربیت نیروی انسانی زبده در تخصیص ثروت مالی به اجزای مختلف به گونه‌ای که بتوان شاهد بیشترین بازده ثروت مالی بود.

ملاحظات اخلاقی

حامی پژوهش: پژوهش حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی پژوهش مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این پژوهش هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

References

Agheli, Lotfali and Imam Qolipour, Sara. (2011). The importance of financial wealth in the consumption of the private sector of the country: a strategic view in the direction of reforming the consumption pattern. *Economic strategy*. 1(1), 125-144. (in Persian).

Calderon, C. A; & Servén, L. (2004). The effects of infrastructure development on growth and income distribution. Available at SSRN 625277.

Charsmar, H. C. (2020). Sovereignty vs globalization: Indispensable discourse due to relationship. *International Journal of Political Theory*, 4(1):130-150.

GlobalInnovation Index Report. (2020). https://www.wipo.int/edocs/pubdocs/en/wipo_pub_gii_2020.

Gorodnichenko, Y; Svejnar, J; & Terrell, K. (2010). Globalization and innovation in emerging markets. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 194-226.

Gygli, S; Haelg, F; Potrafke, N; & Sturm, J. E. (2019). The KOF Globalization Index–revisited. *The Review of International Organizations*, (3)14, 543-574.

Hovaguimian, A. (1994). The Role of Financial Institutions in Facilitating Investment and Capital Flows. Financial Policies and Capital Markets in Arab Countries, ed. by Said El-Naggar (Washington: International Monetary Fund, 1994), 29-53.

Hayashi, F. (2000). *Econometrics.* Princeton University press.

Issing, O. (2000). The globalisation of financial markets (Vol. 12). September.

Johnson, A. (2001, June). Functions in innovation system approaches. In Nelson and Winter Conference, Aalborg, Denmark (pp. 12-15).

Kefela, G. T. (2010). Knowledge-based economy and society has become a vital commodity to countries. *International NGO Journal*, 5(7), 160-166.

Kogabayev, T; & Maziliauskas, A. (2017). The definition and classification of innovation. *Holistica–Journal of Business and Public Administration*, 8(1), 59-72.

Kuncoro, A. (2012). Globalization and innovation in Indonesia: Evidence from micro-data on medium and large manufacturing establishments. *ERIA Discussion Pape*r, 9.

Kyrychenko, Y. (2019). Does foreign investment contribute to national wealth and sustainable economic development? Молодий вчений, 8(72), 310-317.

Komijani, Akbar and Sultan, Parvaneh. (1389). The effect of good governance on economic growth in the group of selected OPEC and OECD countries. *Economic Modelling*, 6(2), 1-24. (in Persian).

Mahmoudi, Amir and Arashpour, Alireza. (2016). Good governance is a mechanism to create capability in the development of development. *World Politics*, 22(6), 213-236. (In Persian).

Martinavičius, J. (2013). National wealth assessment and utilization in transition economies. Bulletin of Taras Shevchenko National University of Kyiv. Economics.

Nosova, O. (2017). The impact of globalization on financial institutions' development. Europa Regionum,21 (30), 99-119.

Olsen, Mancer. (1382). Autocracy, democracy and development in the government, corruption and social opportunities, translated by Hossein Raghofer, Naqsh and Negar publications. Tehran. (In Persian).

Rahimnia, Fariborz, Doharian, Alireza and Kaderi, Farshad. (2017). Examining the impact of innovation strategies on the performance of export businesses. *Scientific Journal of International Business Management*, 1(3), 1-22. (In Persian).

Schiliro, D. (2012). Knowledge-based economies and the institutional environment. *Theoretical and Practical Research in Economic Fields*, 3(05), 42-50.

Sekita, S; Kakkar, V; & Ogaki, M. (2022). Wealth, financial literacy, and behavioral biases in Japan: The effects of various types of financial literacy. *Journal of the Japanese and International Economies*, 64, 101190, ISSN 0889-1583.

Torgler, B; & Piatti, M. (2009). The impact of globalization and corruption on extraordinary wealth: An empirical analysis. In 2009 Annual Meeting of the Swiss Society of Economics and Statistics: Globalization Patterns and Challenges: (pp. 1-15). University of Geneva.

Taheri, Abulqasem. (2015). Globalization and its effects. Management Studies (Improvement and Transformation), 9(33.34), 95-122. (In Persian).

Ukharev, Oleg & Voronchikhina, E. (2022). Financial Wealth in Macroeconomic Dynamics. Finance: Theory and Practice. 26. 118-135. 10.26794/2587-5671-2022-26-2-118-135.

Vieira, F. V; & Damasceno, A. O. (2011). An investigation on the role of institutions for income and growth models. Economia Aplicada, 15, 339-368.

WorldBankReport. (2018). https://www.worldbank.org/en/news/feature/2018/01/30/the-changing-wealth-of-nations-2018.

Yang, X. (2021). The impact of production and consumption capabilities and human capital capacity on the national wealth of China. *International Journal of Economics and Finance Studies*, 13(2), 372-387.

Zaidi, S. A. H; Wei, Z; Gedikli, A; Zafar, M. W; Hou, F; & Iftikhar, Y. (2019). The impact of globalization, natural resources abundance, and human capital on financial development: Evidence from thirty-one OECD countries. *Resources policy*, 64, 101476, ISSN 0301-4207.

Zinni, M. B. (2013). Identifying drivers for the accumulation of household financial wealth. *SSRN Electronic Journal.* 10.2139/ssrn.2214962.

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 دوازدهم، شماره چهل و چهارم، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۸۶-۶۹

مقاله پژوهشی

بررسی ارتباط بین گروه بانکها، خودرو، سیمان، فلزات اساسی و فرآورده‌های نفتی در بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک شرایط با بازدهی مثبت و منفی با استفاده از الگوی Asymmetric TVP-VAR[1]

وحید امیدی[2]، سهیل رودری[3]، امیر جمشیدی[4]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۳/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۲۵

چکیده

ارتباط گروه‌های صنعتی مختلف در تعیین سبد بهینه سرمایه‌گذار اهمیت زیادی دارد. اگر مشخص شود کدام گروه در چه بازه زمانی و در چه بازدهی انتقال دهنده ریسک یا پذیرنده ریسک است می‌توان در پروتفوی سرمایه‌گذار تعدیلات لازم جهت دستیابی به بیشترین بازدهی را اعمال کرد. به این منظور در مطالعه پیش روی شیوه اثرگذاری گروه‌های بانک‌ها، خودرو، سیمان، فلزات اساسی و فرآورده‌های نفتی در بازه ۱۳۹۴/۰۱/۰۵ تا ۱۴۰۲/۰۲/۱۷ در حالت تقارن، بازدهی مثبت و بازدهی منفی مورد بررسی قرار گرفته است. نتیجه مطالعه بیانگر آن است که در سال‌های اخیر شاخص کل ارتباط گروه‌های ذکر شده در بازدهی منفی بیش از بازدهی مثبت بوده است. همچنین، بانک‌ها و فلزات اساسی نقش هدایت کننده و انتقال دهنده ریسک به سایر گروه‌ها را داشته‌اند. از سوی دیگر، گروه خودرو و فراورده‌های نفتی پذیرنده ریسک بوده‌اند و بازدهی آنها توسط دو گروه بانک‌ها و فلزات اساسی قابل توضیح است.

واژگان کلیدی: Asymmetric TVP-VAR، پورتفو، بازدهی، فلزات اساسی، بانک، بورس اوراق بهادار تهران.

طبقه‌بندی موضوعی: *G01, G11, G17, G32* .

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.43995.2830

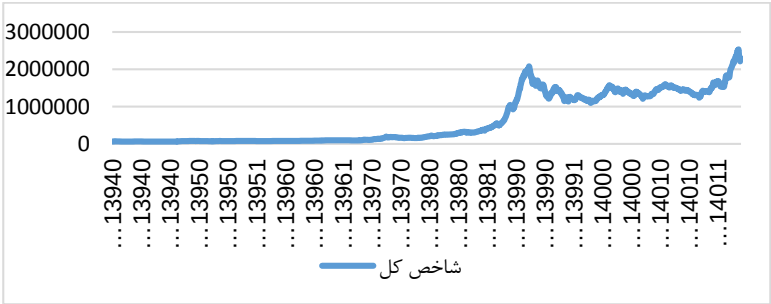
۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران. (نویسنده مسئول). Email: V.omidi@Qom.ac.ir

۳. دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران. Email: soheil.roudari@gmail.com

۴. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران. Email: amirjamshidi.eco@gmail.com

مقدمه

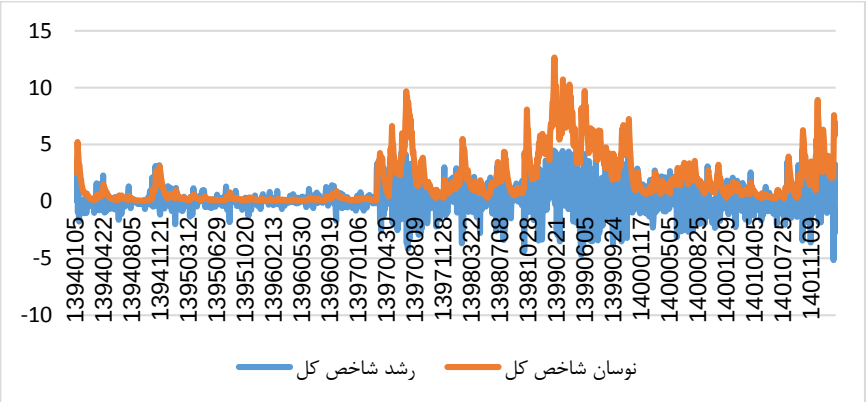
مهمترین موضوعی که یک سرمایه‌گذار با آن روبروست انتخاب سبد بهینه دارائی است. این موضوع در بازارهایی که تلاطم‌های بیشتری را تجربه می‌کنند از اهمیت بیشتری برخوردار است. در سالهای اخیر سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران شاهد دوره‌های رونق و رکود فراوانی بوده است. همان‌طورکه در نمودار ۱ مشاهده می‌شود شاخص کل در سال ۱۳۹۸ با رشدی شتابان به شدت افزایش یافته و یکسال بعد با شدتی مشابه روند کاهشی را تجربه کرده و به تقریبا نصف رشد پیشین خود رسیده است. از سال ۱۳۹۹ تا سال ۱۴۰۱ نیز تلاطمات بازار قابل مشاهده است. از سال ۱۴۰۱ رشد شاخص دوباره روند افزایشی را تجربه کرده است.



نمودار ۱. روند شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲ رشد و نوسان شاخص کل را نشان می‌دهد. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، در سال ۱۳۹۸ با افزایش رشد شاخص کل نوسان آن نیز افزایش شدیدی داشته است. به نظر می‌رسد نوسان شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران از اواخر سال ۱۴۰۱ دوباره افزایش یافته است.



نمودار ۲. روند رشد و نوسان شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

منبع: یافته‌های پژوهش

این افزایش نوسان در شاخص کل زمانی اهمیت بیشتری می‌یابد که سرمایه‌گذارانی متمایل به سرمایه‌گذاری در این بازار شوند که اطلاعات کافی در مورد آن ندارند. این موضوع می‌تواند تبعات مهمی را برای الف) اعتبار بازار سرمایه و ب) ثبات اقتصاد کلان در بر داشته باشد. در بخش نخست کاهش اعتبار بازار سرمایه می‌تواند منجر به خروج پول حقیقی از این بازار شده و عمق بازار را کاهش دهد. در بخش دوم ایجاد نارضایتی با افزایش ناآرامی اجتماعی همراه خواهد بود. لذا، انجام مطالعاتی با هدف افزایش آگاهی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار ضرورت می‌یابد.

از این روی، در این مطالعه تلاش شده است ارتباط بین برخی از گروه‌های مهم صنعتی در بورس اوراق بهادار تهران از ۱۳۹۴/۰۱/۰۵ تا ۱۴۰۲/۰۲/۱۷ مورد بررسی قرار گیرد. هدف مطالعه پیش‌روی بررسی ارتباط گروه‌های مورد بررسی در بازدهی‌های مثبت و منفی است. نتیجه این مطالعه به این پرسش‌ها پاسخ خواهد داد: ۱) آیا ارتباط کل گروه‌های مورد بررسی در دوره‌های با بازدهی مثبت و منفی متقارن است؟ ۲) کدامیک از گروه‌ها در بازدهی‌ها مثبت و منفی نقش هدایت کننده و کدامیک نقش پیرو را داشته‌اند. به عبارت دیگر، انتقال دهنده و پذیرنده ریسک کدام گروه‌ها بوده‌اند. ۳) در ارتباط دو به دو گروه‌ها در بازدهی‌ها مثبت و منفی انتقال ریسک چگونه صورت گرفته است؟

به این منظور ساختار مقاله به صورت زیر ادامه یافته است: در بخش دوم مبانب نظری و روش انجام پژوهش بررسی شده است. بخش سوم به مطالعات تجربی اختصاص یافته و در بخش چهارم داده‌های مورد استفاده در مدل توصیف شده است. در بخش پنجم نتیجه برآورد الگو تحلیل شده و در بخش ششم نتیجه‌گیری پژوهش ارائه شده است.

مبانی نظری

با توجه به ارتباط صنایع مختلف با یکدیگر، بروز نوسانات در یک صنعت می‌تواند به سایر صنایع نیز منتقل شود البته علیّت و شدت انتقال و دریافت نوسان در طی زمان و در بازدهی‌های مثبت و منفی می‌تواند متفاوت باشد که در مدیریت ریسک پرتفوی سرمایه‌گذاری بسیار با اهمیت است (حسینی ابراهیم‌آباد و همکاران، ۱۳۹۸). 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 در بازدهی‌های مثبت و منفی برای طراحی سبد سرمایه‌گذاری و راهبردهای پوشش ریسک می‌تواند برای سرمایه‌گذاران راهگشا باشد (ربوردو و همکاران[1]، ۲۰۲۱). انتقال نوسان میان صنایع نشان‌دهنده جریان اطلاعات بین آنها است. بر این اساس درک اشتباه در خصوص نحوه ارتباط متقابل میان آنها می‌تواند منجر به اجرای سیاست‌های اقتصادی غیربهینه و حتی سرکوب تولید شود.

در خصوص صنایع مختلف، می‌توان بیان داشت که بروز نوسان در یک صنعت می‌تواند از طریق تغییر در عرضه و تقاضای سرمایه‌گذاران موجب تاثیر بر سایر صنایع شود (اروری و همکاران[2]، ۲۰۱۱). جریان

1. Reboredo et al
2. Arouri et al

سرمایه‌گذاری در صنایع مختلف تحت تاثیر شرایط کلان اقتصادی و سیاسی است و سرمایه‌گذاران با تحلیل این موارد و عوامل درونی بازار سهام، اقدام به خرید و فروش سهام می‌کنند. به‌طور کلی چنانچه صنعتی دارای شرایط مناسب نباشد، منابع مالی از آن خارج و به صنعت دیگر منتقل می‌شود و در چنین شرایطی نوسان به سایر بازارها منتقل می‌شود. به‌دنبال افزایش نوسان در یک صنعت، درک و تحلیل آن صنعت برای سرمایه‌گذاران سخت می‌شود و انتظار سفته‌بازی را افزایش می‌دهد و در چنین شرایطی اعتماد به صنعت خاص از بین می‌رود و در بهترین حالت (چنانچه خروج سرمایه از بازار سهام رخ ندهد) موجب انتقال سرمایه به صنعتی دیگر می‌شود (بت‌شکن و محسنی، ۱۳۹۹). در کنار این مسائل، تشدید تحریم‌های اقتصادی اخیر از طریق اثرگذاری بر بودجه دولت، تورم و نرخ ارز موجب ایجاد نوسانات زیاد در بازدهی صنایع مختلف شده است. میان نوسانات عوامل کلان اقتصادی مانند ارز، سکه و مسکن با صنایع مختلف بازار سهام ارتباط زیادی وجود دارد. نوسانات ارز منجر به تغییر در جریانات وجوه نقد شرکت‌های حاضر در بورس می‌شود و همچنین منجر به افزایش بهای تمام شده و تورم در اقتصاد می‌شود. با افزایش تورم امکان افزایش قیمت صنایع مختلف 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[1]، ۱۹۹۲).

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. بازارها و همچنین صنایع مختلف حاضر در بورس اوراق بهادار ممکن است در وضعیت بحران نسبت به وضعیت باثبات، سرایت[2] بیشتری را تجربه نمایند و در چنین شرایطی بهینه‌سازی سبد سهام، انتخاب سهام و مدیریت ریسک اهمیت دوچندان خواهد داشت (کیلاس و همکاران [3]، ۲۰۱۸). از دید سایتی و همکاران[4] (۲۰۱۶) سرایت را انتقال بازدهی سهام می‌دانند که می‌تواند ریشه در رفتار سرمایه‌گذارها در شرایط بحرانی داشته باشد. همچنین معتقدند که اگر نوسانات ناشی از سرایت باشد، بایستی پس از مدت کوتاهی از بین برود اما اگر نوسانات ناشی از دلایل اصولی باشد، این احتمال وجود دارد که برای مدت طولانی پایدار بماند.

به‌طور کلی، تغییرات بازدهی صنایع موجب تغییر در انگیزه سرمایه‌گذاران و انتقال نقدینگی به سایر صنایع رقیب و موازی جهت حفظ ارزش وجوه نقد می‌شود. از سوی دیگر بررسی نحوه انتقال سریز ریسک میان صنایع مختلف به‌عنوان یک ابزار اقتصادی کارآمد برای دست‌یابی به اشتغال و تولید هدف، همواره مدنظر سیاست‌گذاران بوده است. بر این اساس شناخت نادرست ارتباط متقابل بازارها می‌تواند منجر به اتخاذ سیاست‌های سرمایه‌گذاری و اقتصادی اشتباه شود (کارولی[5]، ۱۹۹۵).

1. Frankel
2. Contagion
3. Gkillas et al
4. Saiti et al
5. Karolyi

با توجه به شرایط اقتصاد کشور و تحریم‌های ظالمانه، به‌واسطه محدودیت در سمت عرضه ارز و ایجاد انتظارات تورمی، صنایع با توجه به ماهیت خود (صادرات و یا واردات محور) تحت تاثیر شرایط اقتصادی و سیاسی قرار می‌گیرند و منجر به شکل‌گیری بازدهی‌هایی در برخی موارد به مراتب بالاتر از میانگین می‌شوند و در چنین شرایطی استفاده از رویکردهایی که به بررسی نوسانات شرطی پویا بر پایه میانگین می‌شوند می‌تواند نتایج تورش‌داری جهت مدیریت سبد سرمایه‌گذاری ارائه دهد[1]. بر همین اساس در پژوهش حاضر نحوه ارتباط متغیر در زمان در بازدهی‌های مثبت و منفی و حالت تقارن در بین صنایع منتخب حاضر در بورس اوراق بهادار بررسی شده است.

مطالعات تجربی

کرمی و رستگار (۱۳۹۷) به تخمین اثر سرریز بازده و نوسانات صنایع مختلف بر یکدیگر در بورس تهران با استفاده از الگوی DCC-GARCH در دوره ۱۳۹۴:۱۲-۱۳۹۰:۰۵ با تواتر ماهانه پرداختند. نتایج حاکی از آن است که صنعت مواد و محصولات داروئی بیشترین میزان اثرگذاری و صنعت فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای کمترین میزان اثرگذاری را بر سایر صنایع منتخب دارند.

حسینی ابراهیم آباد و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی سرریز تکانه و تلاطم میان شاخص‌های منتخب بورس تهران با استفاده از الگوی گارچ چندمتغیره نامتقارن (Asymmetric BEKK GARCH) در دوره ۱۳۹۶/۰۸/۳۰-۱۳۸۷/۰۹/۲۳ پرداختند. نتایج نشان داد در رژیم صفر، میان تکانه‌ها و تلاطم صنایع ارتباط متقابل وجود دارد و همچنین تلاطم گذشته هر گروه نسبت به تکانه‌های گذشته آن گروه سهم بیشتری در تلاطم جاری آن گروه در رژیم صفر داشته است. نتایج در رژیم یک نیز نشان داد که اخبار مربوط به گروه فرآورده‌های نفتی بر تلاطم گروه خودرو اثر معنی‌داری ندارند و بالعکس. درحالی‌که انتقال تکانه‌ها بین گروه‌های بانکی و فرآورده‌های نفتی و گروه‌های بانک‌ها و خودرو دو طرفه می‌باشد. همچنین تلاطم گروه بانکی بر تلاطم گروه فرآورده‌های نفتی تأثیرگذار است و سرریز تلاطم بین گروه‌های فرآورده‌های نفتی و خودرو یکطرفه است.

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[2] 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.

محسنی و بت‌شکن (۱۳۹۹) به بررسی همبستگی شرطی میان صنایع در بازار سرمایه با استفاده از الگوی گارچ چند متغیره (VECH-BEKK GARCH) در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۸ پرداختند. نتایج

۱. در این خصوص می‌توان به الگوهای خانواده آرچ و گارچ اشاره کرد.

2. Dynamic Conditional Correlation Fractionally Integrated Asymmetric Power ARCH

نشان داد که صنعت بانک با صنعت دارویی، مخابرات و سرمایه‌گذاری رابطه مثبت و با صنایع عرضه برق و گاز و همچنین وسایل ارتباطی دارای همبستگی شرطی منفی است.

طالبلو و مهاجری (۱۳۹۹) با استفاده از داده‌های شاخص قیمت ۱۵ گروه صنعتی در چارچوب رویکرد فضا-حالت غیر خطی نشان داده‌اند بیشترین درجه همبستگی تلاطم بازده سهام در میان چهار صنعت محصولات شیمیایی و پتروشیمی، فلزات اساسی، محصولات فلزی و فرآورده‌های نفتی بوده 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 بر 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.

مهاجری و طالبلو (۱۴۰۱) با استفاده از مدل TVP-VAR به بررسی ارتباط بین ۱۲ صنعت در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتیجه مطالعه آنها بیانگر آن است که بیش از ۵۶ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی به تغییرات بین بخشی مربوط است. همچنین، فلزات اساسی و سرمایه‌گذاری انتقال دهنده‌های شوک و قند و شکر و سرامیک پذیرندگان شوک در بازه مورد بررسی بوده‌اند.

یونوس[1] (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[2] بوده است.

لی و همکاران (۲۰۲۱)[3] ارتباط پویا بین دارایی‌هایی چون نفت خام، طلا، اوراق قرضه، سهام و ارز را در بازه ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۰ و با استفاده از مدل TVP-VAR مورد بررسی قرار داده‌اند. نتیجه مطالعه انجام شده بیانگر آن است که طلا انتقال دهنده خالص ریسک پیش از شروع کرونا بوده است. در حالیکه بازار سهام آمریکا و چین پس از شیوع کرونا انتقال دهنده خالص ریسک به سایر بازارها بوده‌اند.

لیو و همکاران[4] (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.

احمد و هو[5] (۲۰۲۱) در تحقیقی به بررسی انتقال نوسان بین بازارهای نفت، کامودیتی و بازارهای سهام با استفاده از مدلVAR-BEKK-GARCH پرداختند. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان‌دهنده سرریز

1. Yunus
2. Weak Safe Haven
3. Li et al. (2021)
4. Liow et al
5. Ahmed & Huo

یک‌طرفه بازده از بازار نفت به بازار سهام و سرریز یک‌طرفه بازده از بازار سهام چین و بازار نفت به شاخص کالاها در چین بود. عدم وجود سرریز بازده بین طلا و بازار سهام (نفت) نقش سرمایه‌گذاری مطمئن در طلا را اثبات نمود. همچنین نتایج سرریزی دوطرفه نوسان و شوک بین بازارهای نفت و سهام و سرریزی یک‌طرفه از بازار سهام و نفت به بازار کالا را نشان داد علاوه بر این هیچ شواهدی از اثرات سرریز از بازارهای کالایی به بازارهای سهام و نفت مشاهده نگردید.

آلشاتر و همکاران (۲۰۲۳) [1] ارتباط بین صنایع IT در جهان از ۱۵ ژانویه ۲۰۱۶ تا ۲۴ ژوئن ۲۰۲۲ را با استفاده از مدل W-TVP-VAR[2] مورد مطالعه قرار داده‌اند. بنابر نتایج به دست آمده از این مطالعه نوسانات به آهستگی در بین بازارها منتقل می‌شود و تا بیست روز دوام دارد. همچنین، نتایج مؤید وجود عدم تقارن در بازدهی‌های مثبت و منفی است.

کائو و همکاران[3] (۲۰۲۲) با استفاده از رویکرد Asymmetric TVP-VAR سرریز ریسک بین رمز ارزها و بازار مالی چین را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتیجه مطالعه آنها بیانگر آن است که در حالت تقارن اثر رمز ارزها بر بازار چین بیشتر از حالت عکس آن بوده است. همچنین، نوسانات منفی در این مطالعه قوی‌تر از نوسانات مثبت ارزیابی شده‌اند. همچنین، چنگ و همکاران[4] (۲۰۲۳) ارتباط بین نفت خام، بازار طلا و بازار سهام در چین را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتیجه مطالعه انجام شده بیانگر ارتباط نامتقارن بین بازارهای ذکر شده است.

آدکویا و همکاران[5] (۲۰۲۲) با استفاده از رویکرد Asymmetric TVP-VAR انتقال ریسک بین قیمت نفت و قیمت اوراق بهادار اسلامی را بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد در بازه مورد مطالعه حالت منفی غالب بوده است و انتقال ریسک بیشتری را نشان می‌دهد.

رحمان و همکاران[6] (۲۰۲۳) ارتباط بین بازار آتی آلومینیوم، طلا، مس و روی را در بازه ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۱ و با مدل TVP-QVAR بررسی کرده‌اند. نتیجه مطالعه آنها بیانگر آن است که طلا مهمترین انتقال دهنده و مس و روی مهمترین پذیرنده ریسک بوده‌اند.

در مطالعات صورت گرفته تاکنون میزان دریافت و انتقال نوسانات توسط صنایع مختلف در بازدهی‌های مختلف در قالب رویکرد Asymmetric TVP-VAR بررسی نشده است. در قالب این رویکرد امکان تعیین شدت انتقال و دریافت نوسانات در حالت‌های مختلف بازدهی صنایع وجود دارد که در رویکردهایی مانند DCC-GARCH و DCC-FIAPARCH این امکان وجود ندارد.

توصیف داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در مطالعه پیش‌روی از درگاه شرکت مدیریت فناوری بورس تهران در بازه ۱۳۹۴/۰۱/۰۵ تا ۱۴۰۲/۰۲/۱۷ استخراج شده است. جدول ۱ آمار توصیفی داده‌های مورد استفاده در مدل

1. Alshater et al. (2022)
2. Wavelet-Time Varying Parameter-VAR
3. Cao & Xie (2022)
4. Cheng et al. (2023)
5. Adekoya et al. (2022)
6. Rehman et al. (2023)

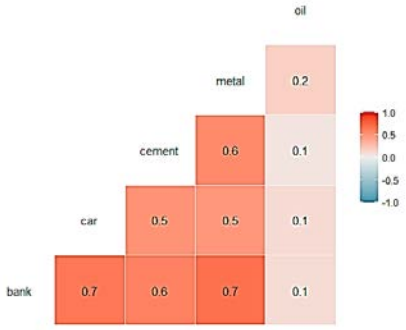
را نشان می‌دهد. همان‌طورکه مشاهده می‌شود بیشترین میزان واریانس در بازه زمانی مورد مطالعه مربوط به فرآورده‌های نفتی و کمترین میزان متعلق به سیمان است. با توجه به اینکه علامت چولگی در همه متغیرها غیر از فرآورده‌های نفتی مثبت است و لذا چولگی به راست وجود دارد. از سوی دیگر، کشیدگی همه متغیرها غیر از فرآورده‌های نفتی در بازه مورد بررسی کمتر از میانگین است. البته در مورد فرآورده‌های نفتی کشیدگی بسیار بیشتر از توزیع نرمال است. همچنین، آماره JB نشان دهنده آن است که هیچ یک از متغیرها دارای توزیع نرمال نیستند. از سوی دیگر، آماره ERS نیز بیانگر آن است که همه متغیرها در بازه مورد بررسی مانا هستند.

جدول ۱. آمار توصیفی

	بانک	خودرو	سیمان	فلزات اساسی	فرآورده‌های نفتی
میانکین	۰/۰۸۵	۰/۱۰۹	۰/۰۸۷	۰/۰۹۹	۰/۰۲۶
واریانس	۰/۷۹۴	۱/۱۳	۰/۴۹۹	۰/۸۵۹	۱۳/۷۷
چولگی	۰/۲۲۱	۰/۳۳۹	۰/۲۵۷	۰/۲۰۹	-۲۴/۲۱
کشیدگی	-۰/۰۲۹	۰/۴۶۵	۰/۱۷۹	۰/۱	۶۳۸/۶۴
JB	۶/۲۵	۲۱/۶۳	۹/۶۴	۵/۸۷	۱۳۱۰/۶۲
ERS	-۷/۴۹	-۳/۲۷	-۲/۳۶	-۹/۶۶	-۱۱/۷۵

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۳ همبستگی بین متغیرها نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در دوره مورد مطالعه بین همه متغیرها همبستگی مثبت وجود داشته است. بیشترین میزان همبستگی بین بانکها-خودرو و بانکها-فلزات اساسی بوده و کمترین میزان همبستگی بین سیمان-فرآورده‌های نفتی، خودرو-فرآورده‌های نفتی و بانکها-فرآورده‌های نفتی بوده است.



نمودار ۳. همبستگی بین متغیرهای موجود در مدل

منبع: یافته‌های پژوهش

روش انجام پژوهش

با توجه به مطالعه آدکویا و همکاران (۲۰۲۲)[1] به منظور محاسبه ارتباط نامتقارن از بازدهی مثبت و منفی در روش TVP-VAR استفاده می‌شود. با توجه به روش انتوناکاکیس و همکاران (۲۰۲۰)[2]، با استفاده از معیار اطلاعاتی بیزین (BIC[3]) برای مدل TVP-VAR خواهیم داشت:

$$z_t = B_t z_{t-1} + u_t \qquad u_t \sim N(0, \Sigma_t) \qquad (۱$$

$$vec(B_t) = vec(B_{t-1}) + v_t \qquad v_t \sim N(0, \mathrm{R}_t) \qquad (۲$$

به طوری که z_t، z_{t-1} و u_t بردار $K \times 1$ هستند. B_t و Σ_t ماتریس $K \times K$ بوده که به ترتیب ضرایب VAR زمان-متغیر و ماتریس واریانس-کوواریانس زمان-متغیر را نشان می‌دهند. همچنین، $vec(B_t)$ و v_t بردارهایی با ابعاد $K^2 \times 1$ هستند و R_t ماتریس $K^2 \times K^2$ است.

از آنجاکه مفهوم تجزیه واریانس خطای پیش بینی تعمیم یافته (GFEVD) که توسط کوپ و همکاران (۱۹۹۶)[4] و پسران و شین (۱۹۹۸)[5] بر اساس قضیه وولد[6] بنا شده است، می‌باید برآورد انجام شده توسط مدل TVP-VAR به فرآیند TVP-VMA تبدیل شود. این موضوع با استفاده از رابطه زیر انجام می‌شود:

$$z_t = \sum_{i=1}^{p} B_{it} z_{t-i} + u_t = \sum_{j=0}^{\infty} A_{jt} u_{t-j} \qquad (۳$$

با توجه به اینکه GFEVD مقیاس بندی شده GFEVD مقیاس بندی نشده ($\psi_{ij,t}^{g}(H)$) را نرمال می‌کند به طوری که مجموع هر سطر برابر یک باشد. لذا، $\tilde{\psi}_{ij,t}^{g}(H)$ بیانگر اثر متغیر j بر i در این معنا است که سهم واریانس خطای پیش بینی آن به صورت ارتباط جهت دار دوتایی[7] از j به i است. این شاخص به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\psi_{ij,t}^{g}(H) = \frac{\sum_{ii,t}^{-1} \sum_{t=1}^{H-1} (l_i' A_t \Sigma_t l_j)^2}{\sum_{j=1}^{k} \sum_{t=1}^{H-1} (l_i A_t \Sigma_t A_t' l_i)} \qquad \text{و} \qquad \tilde{\psi}_{ij,t}^{g}(H) = \frac{\psi_{ij,t}^{g}(H)}{\sum_{j=1}^{k} \varphi_{ij,t}^{g}(H)} \qquad (۴$$

به طوری که $\sum_{j=1}^{k} \tilde{\psi}_{ij,t}^{g}(H) = 1$ و $\sum_{i,j=1}^{k} \tilde{\psi}_{ij,t}^{g}(H) = k$. در این روابط H افق پیش بینی، l_i نمایانگر یک بردار انتخاب با مقدار یک در موقعیت iام و صفر در سایر موقعیت‌ها.

نخست حالتی را در نظر می‌گیریم که متغیر i شوک را به سایر متغیرها، j، منتقل می‌کند:

$$C_{i \to j,t}^{g}(H) = \sum_{j=1, i \neq j}^{k} \tilde{\psi}_{ji,t}^{g}(H) \qquad (۵$$

در زمانی که متغیر i پذیرنده شوک از متغیرهای دیگر، j، باشد رابطه مورد نظر به صورت زیر است:

1. Adekoya et al. (2022)
2. Antonakakis et al. (2020)
3. Bayesian information criterion
4. Koop et al. (1996)
5. Pesaran and Shin (1998)
6. Wold
7. pairwise directional connectedness

$$C_{i\leftarrow j,t}^{g}(H)=\sum_{j=1,i\neq j}^{k}\tilde{\psi}_{ij,t}^{g}(H) \qquad (۶$$

با تفریق رابطه ۵ از ۶ اثر خالص جهت دار متغیر i در کل الگو به دست می‌آید. به منظور محاسبه شاخص ارتباطات در مدل مورد بررسی نیز می‌توان از رابطه زیر استفاده کرد:

$$C_{t}^{g}(H)=\frac{\sum_{i,j=1,i\neq j}^{k}\tilde{\psi}_{ij,t}^{g}(H)}{\sum_{i,j=1}^{k}\tilde{\psi}_{ij,t}^{g}(H)}=\frac{\sum_{i,j=1,i\neq j}^{k}\tilde{\psi}_{ij,t}^{g}(H)}{k} \qquad (۷$$

نتیجه برآورد مدل

میانگین اثرگذاری/اثرپذیری متغیرهای مورد مطالعه در جداول ۲ تا ۴ و نیز نمودارهای ۴ تا ۶ نشان داده شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود در بازه زمانی مورد مطالعه فلزات اساسی در بازدهی کل و بازدهی مثبت بیشترین اثر را بر بازار سایر گروه‌ها داشته‌اند. این موضوع در نمودار ۴ و ۶ نیز قابل مشاهده است. همان‌طورکه در این دو نمودار مشخص است فلزات اساسی به طور متوسط انتقال دهنده ریسک به سایر بازارها بوده که این موضوع با بردارهای خروجی از آن تعیین شده است. همچنین، حالت متقارن و بازدهی مثبت هیچ بردار ورودی نداشته است. از سوی دیگر، بانکها در هر سه حالت اثر یکسانی را بر سایر گروه‌ها داشته‌اند. به طور مشخص در بازدهی مثبت و منفی بانکها به طور تقریبا یکسانی اثرگذاری خود را بر سایر گروه‌ها حفظ کرده‌اند. این موضوع در نمودارهای ۴ تا ۶ نیز مشاهده می‌شود. تنها تفاوت موجود آن است که در بادهی منفی این بانکها بوده‌اند که به طور خالص انتقال دهنده ریسک به فلزات اساسی بوده‌اند. در دو حالت دیگر این موضوع بر عکس است.

همچنین، فرآورده‌های نفتی در هر سه حالت از سایر گروه‌ها اثرپذیرفته است. نکته جالب توجه آنکه سیمان در بازدهی مثبت اثرگذار و در بازدهی منفی اثرپذیر بوده است. نمودار ۴ تا ۶ نیز نشان می‌دهد که به طور متوسط در بازه مورد بررسی در هر سه حالت گروه بانک‌ها، فلزات اساسی و سیمان بر فرآورده‌های نفتی اثرگذار بوده‌اند و فرآورده‌های نفتی در هر سه حالت انتقال دهنده خالص ریسک به گروه خودرو بوده است.

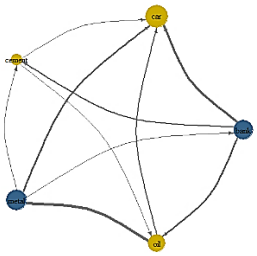
با توجه به نتایج حاصل از جداول ۲ تا ۴ و نیز نمودارهای ۴ تا ۶ می‌توان نتیجه گرفت، به طور متوسط، به ترتیب فلزات اساسی و بانکها بیشترین اتقال دهنده ریسک و خودرو و فرآورده‌های نفتی بیشترین پذیرنده ریسک در بازه مورد بررسی بوده‌اند. به عبارت دیگر، به طور متوسط فلزات اساسی و بانکها نقش هدایت کننده و خودرو و فرآورده‌های نفتی نقش پیرو را در مجموعه مورد بررسی داشته‌اند.

هرچند جداول ۲ تا ۴ و نمودارهای ۴ تا ۶ اطلاعات مفیدی را به طور متوسط در اختیار قرار می‌دهد، اما روند تغییرات اثرگذاری/اثرپذیری گروه‌ها در طور زمان را بیان نمی‌کند. به این منظور در نمودارهای ۴ تا ۶ به ارتباط آنها در طول زمان پرداخته شده است.

جدول ۲. اثرگذاری و اثرپذیری متغیرها بر/ از یکدیگر در حالت تقارن

	بانکها	خودرو	سیمان	فلزات اساسی	فرآورده‌های نفتی	از
بانکها	۴۵/۲۴	۱۴/۲۸	۱۲/۵۴	۱۷/۱۰	۱۰/۸۴	۵۴/۷۶
خودرو	۱۷/۰۹	۵۰/۸۰	۱۲/۳۲	۹/۷۲	۱۰/۰۷	۴۹/۲۰
سیمان	۱۳/۶۴	۱۰/۳۷	۵۲/۳۰	۱۳/۸۹	۹/۷۹	۴۷/۷۰
فلزات اساسی	۱۵/۶۰	۷/۳۲	۱۲/۷۹	۴۶/۴۵	۱۷/۸۵	۵۳/۵۵
فرآورده‌های نفتی	۱۲/۳۵	۸/۵۹	۱۰/۶۸	۲۰/۸۷	۴۷/۵۱	۵۲/۵۹
به	۵۸/۶۸	۴۰/۵۶	۴۸/۳۲	۶۱/۵۸	۴۸/۵۶	۲۵۷/۷۱
خالص	۳/۹۱	-۸/۶۳	۰/۶۲	۸/۰۳	-۳/۹۳	TCI=۵۱/۵۴

منبع: یافته‌های پژوهش.



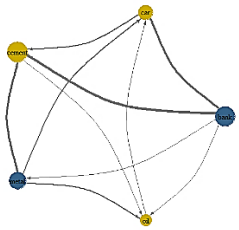
نمودار ۴. گراف ارتباط متغیرها در حالت تقارن

منبع: یافته‌های پژوهش

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

	بانکها	خودرو	سیمان	فلزات اساسی	فرآورده‌های نفتی	از
بانکها	۳۷/۹۲	۱۷/۴۸	۱۲/۷۴	۱۷/۸۸	۱۳/۹۷	۶۲/۰۸
خودرو	۱۸/۸۳	۴۵/۰۳	۱۲/۵۹	۱۱/۹۴	۱۱/۶۱	۵۴/۹۷
سیمان	۱۴/۳۴	۱۳/۴۰	۵۰/۴۰	۱۳	۸/۸۶	۴۹/۶۰
فلزات اساسی	۱۸/۳۳	۱۱/۱۴	۱۱/۶۴	۴۲/۵۱	۱۶/۳۹	۵۷/۴۹
فرآورده‌های نفتی	۱۳/۹۸	۱۱/۲۹	۹/۰۹	۱۷/۰۵	۴۸/۵۹	۵۱/۴۱
به	۶۵/۴۷	۵۳/۳۱	۴۶/۰۵	۵۹/۸۸	۵۰/۸۳	۲۷۵/۵۴
خالص	۳/۴۰	-۱/۶۵	-۳/۵۵	۲/۳۹	-۰/۵۸	TCI=۵۵/۱۱

منبع: یافته‌های پژوهش.



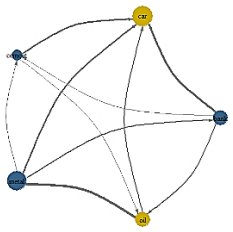
نمودار ۵. گراف ارتباط گروه‌ها در بازدهی منفی

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. اثرگذاری و اثرپذیری متغیرها بر/ از یکدیگر در حالت بازدهی مثبت

	بانکها	خودرو	سیمان	فلزات اساسی	فرآورده‌های نفتی	از
بانکها	۴۵/۲۴	۱۴/۲۸	۱۲/۵۴	۱۷/۱۰	۱۰/۸۴	۵۴/۷۶
خودرو	۱۷/۰۹	۵۰/۸۰	۱۲/۳۲	۹/۷۲	۱۰/۰۷	۴۹/۲۰
سیمان	۱۳/۶۴	۱۰/۳۷	۵۲/۳۰	۱۳/۸۹	۹/۷۹	۴۷/۷۰
فلزات اساسی	۱۵/۶۰	۷/۳۲	۱۲/۷۹	۴۶/۴۵	۱۷/۸۵	۵۳/۵۵
فرآورده‌های نفتی	۱۲/۳۵	۸/۵۹	۱۰/۶۸	۲۰/۸۷	۴۷/۵۱	۵۲/۵۹
به	۵۸/۶۸	۴۰/۵۶	۴۸/۳۲	۶۱/۵۸	۴۸/۵۶	۲۵۷/۷۱
خالص	۳/۹۱	-۸/۶۳	۰/۶۲	۸/۰۳	-۳/۹۳	TCI=۵۱/۵۴

منبع: یافته‌های پژوهش.



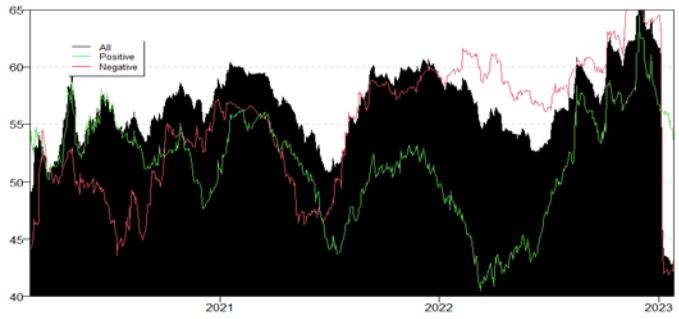
نمودار ۶. گراف ارتباط گروه‌ها در بازدهی مثبت

منبع: یافته‌های پژوهش

۱- مجموع ارتباط گروه‌های مورد مطالعه

نمودار ۷ مجموع ارتباط بین گروه‌های مورد بررسی را در بازه زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۲ نشان می‌دهد. نمودار سیاه بیانگر ارتباط متقارن، نمودار سبز بیانگر ارتباط در بازدهی مثبت و نمودار قرمز ارتباط در بازدهی منفی را نشان می‌دهد. همان‌طورکه مشاهده می‌شود تقریبا از اواسط ۲۰۲۱ تا ابتدای ۲۰۲۳ ارتباط در بازدهی منفی نقش غالب را داشته و در بیشترین مقدار خود به بیش از ۶۰ درصد رسیده است. اما از سال ۲۰۲۳ به این سو با اینکه به طور کل ارتباط گروه‌ها با کاهش محسوسی همراه بوده، اما این کاهش در ارتباط منفی بین گروه‌ها بیشتر بوده و تا ۴۰ درصد رسیده است. با این حال، هرچند ارتباط در بازدهی مثبت نیز روند کاهشی داشته اما این کاهش تنها تا ۵۵ درصد بوده است. همچنین، در اوایل سال ۲۰۲۲ ارتباط

کل گروه‌های مورد بررسی در بازدهی مثبت در حدود ۱۰ درصد کاهش یافته و از حدود ۵۰ درصد به ۴۰ درصد رسیده است. این در حالی است که کاهش در حالت متقارن و بازدهی منفی روند مشابهی را نشان نمی‌دهد.



نمودار ۷. شاخص مجموع ارتباط گروه‌های صنعتی منتخب در الگو.

منبع: یافته‌های پژوهش.

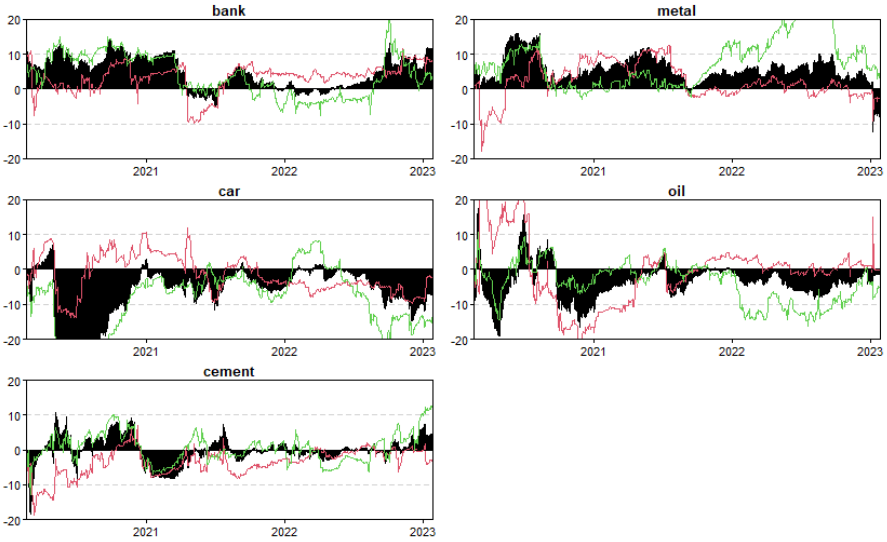
۲- خالص اثرگذاری/ اثرپذیری گروه‌ها

نمودار ۸ روند اثر خالص گروه‌های مورد مطالعه بر سایر گروه‌های صنعتی در الگو را نشان می‌دهد. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، بانکها در اکثر مواقع در این بازه بر سایر گروه‌ها اثرگذار بوده‌اند. البته تا اواسط ۲۰۲۱ اثرگذاری در بازدهی مثبت بیش از بازدهی منفی و در حد ۱۰ درصد بوده است. از این سال به بعد در بازدهی‌های مثبت اثرپذیر و در بازدهی‌های منفی اثرگذار بوده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود اثرگذاری این گروه بر سایر گروه‌ها در انتهای دوره افزایش محسوسی داشته و در برخی بازه‌ها تا بیش از ۱۰ درصد نیز افزایش داشته است.

گروه فلزات اساسی در بازه زمانی مورد مطالعه عمدتا بر سایر گروه‌ها اثرگذار بوده است. همچنین از اواسط ۲۰۲۱ اثرگذاری آن بر سایر گروه‌ها در بازدهی مثبت افزایش چشمگیری داشته به طوری که از مرز ۲۰ درصد نیز گذشته است. نقطه مقابل فلزات اساسی، خودرویی‌ها هستند که در این مدت به طور پیوسته از گروه‌های دیگر اثرپذیرفته‌اند. با این حال قابل مشاده است که در ابتدای دوره مورد مطالعه در بازدهی منفی اثرگذار هم بوده است. به طور کلی قابل مشاهده است که اثرپذیری خودرویی‌ها از سایر گروه‌های مورد مطالعه در بازدهی‌های مثبت بیشتر از بازدهی‌های منفی بوده است. به طور مشخص در انتهای دوره مورد مطالعه این اثرپذیری در بازدهی مثبت بیش از ۱۰ درصد و در بازدهی منفی کمتر از ۱۰ درصد بوده است.

همان‌طورکه مشاهده می‌شود در همین بازه فرآورده‌های نفتی نیز به طور خالص از گروه‌های مورد مطالعه اثرپذیرفته است. نکته قابل توجه آنکه در سال ۲۰۲۲ تا ۲۰۲۳ اثرپذیری فرآورده‌های نفتی در بازدهی مثبت بسیار بیشتر بوده و از ۱۰ درصد نیز فراتر رفته است. در ارتباط با گروه سیمان همان‌طورکه ملاحظه می‌شود انتقال از اثرگذاری به اثرپذیری در بازه زمانی مورد مطالعه به کرات رخ داده است. با این حال به نظر می‌رسد در بازدهی منفی اثرپذیری بیش از اثرگذاری بوده است. به طور مشخص در انتهای دوره مشاهده می‌شود که در بازدهی‌های مثبت اثرگذار و در بازدهی‌های منفی اثرپذیر بوده است.

در نتیجه می‌توان گفت در بین گروه‌های مورد مطالعه بانک‌ها و فلزات اساسی نقش هدایت کننده را بر عهده داشته‌اند. به طوری در ارتباط متقارن (نمودار سیاه رنگ) اثرگذاری در انتهای دوره در بانک‌ها بیش از ۱۰ درصد بوده و در فلزات اساسی پیش از تغییر جهت تقریبا ۵ درصد بوده است. از سوی دیگر در بازدهی‌های مثبت در انتهای دوره فلزات اساسی اثرگذاری بیش از ۲۰ درصد بر سایر گروه‌ها را نیز تجربه کرده است. در مقابل به نظر می‌رسد اثرگذاری بانکها در بازدهی منفی در انتهای دوره پایداری بیشتری داشته است. در عین حال گروه‌های خودرویی و فرآورده‌های نفتی بیشترین اثرپذیری و در نتیجه پیروی را از دو گروه یاد شده داشته‌اند. این موضوع بیانگر آن است که سرمایه‌گذار در انتخاب سبد بهینه خود باید توجه داشته باشد که ریسک در بین گروه‌های مورد بررسی این مطالعه از گروه بانک‌ها و فلزات اساسی به گروه خودرو و فرآورده‌های نفتی منتقل می‌شود. به طور مشخص مشاهده می‌شود اثر پذیری گروه خودرو در بازدهی مثبت نزدیک به ۲۰ درصد بوده و در بازدهی منفی نزدیک به ۱۰ بوده است. در مورد فرآورده‌های نفتی مشاهده می‌شود که اثرپذیری در بازدهی مثبت از سال ۲۰۲۲ نزدیک به ۱۵ درصد بوده است. اما در بازدهی منفی بین اثرگذاری و اثرپذیری در نوسان بوده است.



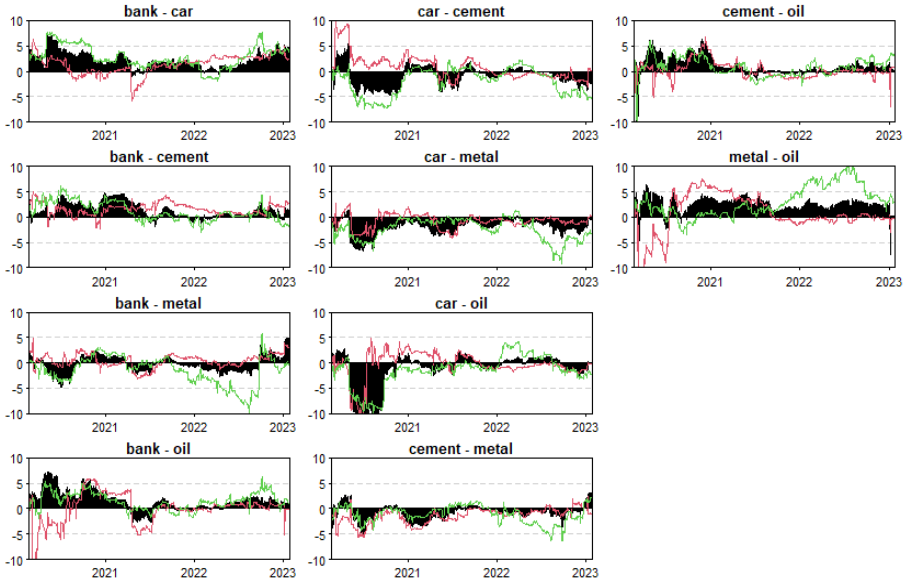
نمودار ۸. اثر خالص گروه‌های صنعتی منتخب در الگو به طور تفکیک شده.

منبع: یافته‌های پژوهش.

۳- خالص اثرگذاری/ اثرپذیری گروه‌ها به صورت دو به دو

در نمودار ۹ ارتباط دو به دوی گروه‌های مورد مطالعه گزارش شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود بانک‌ها بر خودرو، سیمان و فرآورده‌های نفتی اثرگذار بوده‌اند. در سالهای اخیر این اثرگذاری بر گروه خودرو افزایش داشته است و غیر یک بازه کوتاه تقریبا اثرگذاری در بازدهی مثبت، منفی و متقارن یکسان بوده است. در عین حال بانک‌ها در بیشتر مواقع از فزات اساسی اثرپذیرفته‌اند هرچند در انتهای بازه مورد مطالعه در بازدهی منفی و متقارن اثرگذار و در بازدهی

مثبت اثرپذیر بوده‌اند. از سوی دیگر فلزات اساسی بر همه گروه‌ها در تقریبا تمام بازه زمانی مورد مطالعه اثرگذار بوده است. نکته جالب توجه در نمودار آن است که از اواسط سال ۲۰۲۱ تا انتهای دوره اثر فلزات اساسی بر فرآورده‌های نفتی در بازدهی مثبت تا مرز ۱۰ درصد نیز رسیده است. این درحالی است که در همین بازه در بازدهی منفی اثرگذاری حول صفر نوسان داشته است. نتایج به دست آمده در این مطالعه با نتایج مطالعات حسینی ابراهیم آباد و همکاران (۱۳۹۸)، طالبلو و مهاجری (۱۳۹۹) و مهاجری و طالبلو (۱۴۰۱) همسو است. به طورمشخص، مطالعه حسینی ابراهیم آباد و همکاران (۱۳۹۸) بیانگر آن است که انتقال تکانه‌ها بین گروه‌های بانکی و فرآورده‌های نفتی و گروه‌های بانک‌ها و خودرو دو طرفه است. همچنین، مطالعه طالبلو و مهاجری (۱۳۹۹) و مهاجری و طالبلو (۱۴۰۱) نیز بیانگر آن بوده است که از سویی بین صنایع پتروشیمی، فلزات اساسی و فرآورده‌های نفتی ارتباط زیادی وجود دارد و از سوی دیگر فلزات اساسی بیشترین انتقال دهنده ریسک به سایر صنایع بوده‌اند. البته باید توجه داشت که تاکنون مطالعه مشابهی در ارتباط با صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران انجام نشده است.



نمودار ۹. ارتباط گروه‌های صنعتی منتخب به طور دو به دو.

منبع: یافته‌های پژوهش.

بحث، نتیجه گیری و ارائه پیشنهاد

اقبال عمومی به سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه در سال‌های اخیر اهمیت توجه به این بازار را بیش از پیش نمایان ساخته است. این اقبال دارای مزایا و معایبی است که توجه به آنها ضروری است. تعمیق بازار سرمایه و کاهش فعالیت‌های سفته‌بازانه در بازارهای مختلفی چون ارز و طلا از جمله محاسن افزایش تمایل مردم در ورود به بازار سرمایه است. در کنار این موضوع ریسک

از دست دادن سرمایه عامل مهمی در میزان پایداری تمایل افراد به ماندن در این بازار است. به عبارت دیگر، ورود افرادی که فاقد آگاهی لازم از این بازار هستند به سبب بالا بودن احتمال ضرر می‌تواند تبعات مهمی در بعد فردی و اجتماعی داشته باشد. از این روی، افزایش آگاهی سرمایه‌گذاران در اتخاذ تصمیم درست اهمیت زیادی خواهد داشت. در این مطالعه با بررسی ارتباط بین پنج گروه صنعتی مهم در بورس اوراق بهادار تهران شامل بانکها، سیمان، فرآورده‌های نفتی، خودرو و فلزات اساسی در سه حالت تقارن، بازدهی مثبت و بازدهی منفی تلاش شد به این پرسش پاسخ داده شود که آیا ارتباط کل و ارتباطات دوتایی گروه‌های ذکر شده در شرایط بازدهی مثبت و منفی با یکدیگر متفاوت است یا خیر؟

نتیجه مطالعه انجام شده بیانگر پاسخ مثبت به پرسش طرح شده است. به عبارت دیگر، آنچه از بررسی انجام شده حاصل می‌شود بیانگر آن است که در مورد شاخص ارتباط کل در سال‌های اخیر میزان ارتباط در بازدهی منفی بیشتر بوده است که این موضوع بیانگر افزایش شدّت انتقال ریسک بین گروه‌های مورد مطالعه در دوره‌های با بازدهی منفی است. همچنین، مشخص شد که در شبکه ایجاد شده در این مطالعه بانک‌ها و فلزات اساسی نقش انتقال دهنده ریسک را ایفا کرده‌اند. از سوی دیگر، گروه خودرو و فرآورده‌های نفتی پذیرنده ریسک در دوره مورد بررسی بوده‌اند.

با توجه به یافته‌های این مطالعه پیشنهاداتی برای سرمایه‌گذاری در گروه‌های ذکر شده به شرح زیر قابل ارائه است:

- ✓ سرمایه‌گذار باید متوجه باشد که در دوره‌های با بازدهی منفی ارتباط گروه‌های صنعتی ذکر شده در این مطالعه بیشتر است. لذا، انتقال ریسک بین گروه‌ها در این بازه نیز بیشتر خواهد بود. در اینصورت سرمایه‌گذار در دوره‌های با بازدهی منفی باید در ایجاد تنوع در سبد سرمایه‌گذاری خود احتیاط بیشتری داشته باشد.
- ✓ با توجه به اینکه گروه بانکها و فلزات اساسی انتقال دهنده خالص ریسک و گروه خودرو و فرآورده‌های نفتی پذیرنده خالص ریسک در بازه مورد بررسی بوده‌اند، سرمایه‌گذار باید توجه داشته باشد که پورتفویی شامل این چهار گروه نمی‌تواند از او در مقابل ریسک حمایت کند. به عبارت دیگر، اگر پورتفوی سرمایه‌گذاری شامل سهم‌هایی از چهار گروه ذکر شده باشد، به جهت ارتباط بین این چهار گروه، افزایش ریسک در دو گروه بانکها و فلزات اساسی به سرعت به دو گروه فرآورده‌های نفتی و خودرو منتقل می‌شود.
- ✓ نتایج به دست آمده در ارتباط با گروه سیمان نشان دهنده آن است که این گروه صنعتی در ارتباط با چهار گروه دیگر بین اثر گذار خالص و اثر پذیر خالص نوسان داشته است و این نوسان در بازدهی مثبت بیشتر هم بوده است. همچنین، ارتباط دوتایی آن با سایر گروه‌های نیز بیانگر اندک بودن اثرگذاری و اثر پذیری آن است. لذا، گروه سیمان در پورتفوی می‌تواند نقش عامل ثبات دهنده را ایفا کند.

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

Adekoya, O. B; Akinseye, A. B; Antonakakis, N; Chatziantoniou, I; Gabauer, D; & Oliyide, J. (2022). Crude oil and Islamic sectoral stocks: Asymmetric TVP-VAR connectedness and investment strategies. *Resources Policy*, *78*, 102877.

Ahmed, A, Huo, R (2021), Volatility transmissions across international oil market, commodity futures and stock markets: Empirical evidence from China, *Energy Economics*, 93,1-14.

Alshater, M. M; Alqaralleh, H; & El Khoury, R. (2023). Dynamic asymmetric connectedness in technological sectors. *The Journal of Economic Asymmetries*, *27*, e00287.

Antonakakis, N; Chatziantoniou, I; and Gabauer, D. (2020). Refined measures of dynamic connectedness based on time-varying parameter vector autoregressions. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(4):84.

Argha, L; Mowlaei, M; & Khezri, M. (2020). Investigating Impact of the Selected Domestic and Foreign Assets Returns on Stock Price Index Returns in Iran: An Approach from DCC-FIAPARCH Model. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *6*(4), 251-274. (In Persian)

Aroury, M.E.H. Lahiani, A. &khuong Nguyan D. (2015). World gold prices and stock returns in China: Insights for hedging and diversification strategies. *Economic Modeling*, 44, 273-282.

Cao, G; & Xie, W. (2022). Asymmetric dynamic spillover effect between cryptocurrency and China's financial market: Evidence from TVP-VAR based connectedness approach. *Finance Research Letters*, *49*, 103070.

Cheng, S; Deng, M; Liang, R; & Cao, Y. (2023). Asymmetric volatility spillover among global oil, gold, and Chinese sectors in the presence of major emergencies. *Resources Policy*, *82*, 103579.

Dadmehr, M; Rahnama Roodposhti, F; Nikoumaram, H; & Fallah Shams, M. F. (2021). Investigating the Effects of Contagion Between Monetary and Financial Markets of Iran. *Journal of Economics and Modelling*, *12*(2), 123-166. doi: 10.29252/jem.2021.224004.1665 (in persian)

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.

Gkillas, K; Vortelinos, D. I; & Suleman, T. (2018). Asymmetries in the African financial markets. *Journal of Multinational Financial Management*, 45, 72-87.

Hoseini, A; jahangiri, K; Heydari, H; & Ghaemi asl, M. (2019). Study of Shock and Volatility Spillovers among Selected Indices of the Tehran Stock Exchange Using Asymmetric BEKK-GARCH Model. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *8*(29), 123-155. doi: 10.22084/aes.2018.15376.2578. (In Persian)

Karami, sepideh, Rastegar, Mohammad Ali. (2018). Estimation of Return and Volatilities Spillover between Different Industries of Tehran Stocks' Exchange. Financial Engineering and Portfolio Management, 35, 323-342. (In Persian)

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.

Koop, G; Pesaran, M. H; and Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1):119–147.

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.

Mohseni, H; & botshekan, M. H. (2020). Investigating Conditional correlation among Industries in the Capital Market. *Budget and Finance Strategic Research*, *1*(1), 75-91. (In Persian)

Mohajeri, P; & Taleblou, R. (2022). Investigating the Dynamics of Volatility Spillovers across Sectors' Returns Utilizing a Time-Varying Parameter Vector Autoregressive Connectedness Approach; Evidence from Iranian Stock Market. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, *57*(2), 321-356. doi: 10.22059/jte.2023.349895.1008727. (In Persian)

Pesaran, H. H. and Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1):17–29.

Rehman, M. U; Vo, X. V; Ko, H. U; Ahmad, N; & Kang, S. H. (2023). Quantile connectedness between Chinese stock and commodity futures markets. *Research in International Business and Finance*, *64*, 101810.

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

Saiti, B; & Masih, M. (2016). The co-movement of selective conventional and Islamic stock indices: is there any impact on shariah compliant equity investment in China? *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(4), 1895-1905.

Taleblou, R; & Mohajeri, P. (2021). Modeling the Transmission of Volatility in the Iranian Stock Market Space-State Nonlinear Approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi)*, *55*(4), 963-990. doi: 10.22059/jte.2021.322088.1008455. (In Persian)

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

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 دوازدهم، شماره چهل و چهارم، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۱۱۲-۸۷

مقاله پژوهشی

ارائه شاخصی جهت سنجش گرایش احساسی سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران [۱]

محمد توحیدی [۲]، علی امیرشاهی [۳]، احسان آقاسی [۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۲۵

چکیده

گرایش احساسی بازار یا گرایش احساسی سرمایه‌گذار، تلقی عمومی سرمایه‌گذاران نسبت به یک اوراق بهادار خاص یا کل بازار مالی است. احساسات سرمایه‌گذاران یکی از عومل مهم تأثیرگذار بر قیمت سهام ارزیابی می‌گردد اما تورش‌های رفتاری انسان‌ها، سنجش میزان احساسات را با چالش‌هایی مواجه ساخته است؛ بنابراین مسئله اصلی این پژوهش استخراج یک شاخص کمی برای سنجش گرایش احساسی سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران است. این پژوهش از منظر هدف کاربردی و از منظر نحوه گردآوری داده‌ها، توصیفی _ همبستگی محسوب می‌شود. در این پژوهش با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی (PCA) شاخصی برای سنجش گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران بر اساس داده‌های ماهیانه طی بازه زمانی در سال های در سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۹ استخراج گردید. متغیرهای احساسی مورد استفاده در شاخص نهایی عبارت اند از: میزان گردش معاملات سهام، خالص جریان نقد صندوق‌های مشترک سهامی، نسبت معاملات سرمایه‌گذاران خرد، دقیق تنزیل واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته، نسبت قیمت به درآمد، شاخص خط روانشناسی، شاخص قدرت نسبی و حجم معاملات سهام.

واژگان کلیدی: گرایش احساسی سرمایه‌گذاران، بورس اوراق بهادار، تحلیل مؤلفه‌های اساسی، PCA.
طبقه‌بندی موضوعی: *G40 ، G10*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.28613.2226
۲. دانشیار، گروه مالی، دانشکده معارف اسلامی و مدیریت، دانشگاه امام صادق (ع)، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). Email: tohidi@isu.ac.ir.
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه مالی، دانشکده معارف اسلامی و مدیریت، دانشگاه امام صادق (ع). تهران، ایران. Email: ali.amirshahi.isu.ac@gmail.com.
۴. کارشناسی‌ارشد، گروه مالی، دانشکده مالی، دانشگاه خاتم، تهران، ایران. Email: aghasiehsan@gmail.com.

مقدمه

سرمایه‌گذاران همیشه عقلایی تصمیم نمی‌گیرند و احساسات را در تصمیمات خود دخیل می‌کنند این امر گاهی اوقات منجر می‌شود تا تصمیمات نادرستی توسط ایشان اتخاذ گردد. (زارع بهنمیری و همکاران، ۱۴۰۰، ۳۲). احساسات سرمایه‌گذار به‌عنوان گرایش فعالان بازار برای بورس‌بازی تعریف شده و این گرایش می‌تواند به وضعیت روانشناختی ذهن سرمایه‌گذاران مرتبط باشد.

اندازه‌گیری احساس سرمایه‌گذاران به دلیل تصادفی بودن و غیرقابل پیش‌بینی بودن دشوار است (یائو و لی[1]، ۲۰۲۰، ۶۸). قبل از ظهور تئوری مالی رفتاری، اندازه گیری احساسات سرمایه‌گذاران توسط محققان و متخصصان یک امر دست نیافتنی محسوب می شد، زیرا سرمایه‌گذاران به عنوان تصمیم گیرندگان منطقی تصور می‌شدند. (آصف خان و همکاران[2]، ۲۰۲۰، ۱۲) اما هم اکنون با شکل‌گیری علم مالی رفتاری و ثبت و طبقه‌بندی اطلاعات و داده‌های سرمایه‌گذاران تحلیل و اندازه‌گیری احساسات سرمایه‌گذاران نسبت به گذشته با سهولت بیشتری همراه شده هر چند که با سختی‌هایی نیز همراه است. معیارهای احساسات امروزی نظیر داده‌های بازار است و مطالعات صورت گرفته برای انتخاب معیارها برای اندازه‌گیری احساسات و پیش‌بینی تحرکات بازار و سرمایه‌گذاران است. (نوگوئرا ریس و پینهو[3]، ۲۰۲۰، ۴۷).

مطالعات متعددی به طور تجربی نشان داده اند که احساسات سرمایه‌گذار یک عامل اساسی است که می‌تواند به طور قابل‌توجهی بر روند بازار سهام تأثیر بگذارد (سانگ و یو[4]، ۲۰۲۲، ۸۴). براین اساس سنجش احساسات سرمایه‌گذاران به عنوان نمایش دهنده حرکات بازار سرمایه می‌بایست مورد توجه پژوهش‌گران قرار بگیرد؛ لذا سئوال اصلی این پژوهش شناسایی متغیرها و نماگرهای احساسی و استخراج شاخصی ترکیبی متشکل از این متغیرها جهت سنجش گرایش احساسی سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران است. براین اساس در این پژوهش پس از مطالعه مبانی نظری و پیشینه پژوهش ناظر به سنجش شاخص گرایش احساسی و متغیرهای مورد استفاده، مدلی جهت سنجش گرایش احساسی سرمایه‌گذاران به روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی ارائه شده است.

مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش

احساسات سرمایه‌گذاران به عنوان یک گرایش فعال در زمینه بورس بازی تعریف می‌شود که می‌تواند با شرایط روانشناختی ذهن سرمایه‌گذاران مرتبط باشد. با توجه به این‌که معامله‌گران اخلال‌زا تحت تأثیر احساسات و هیجانات بازار تصمیم‌گیری می‌کنند، جهت تبیین رفتار این نوع معامله‌گران از شاخص گرایش احساسی استفاده می‌شود (توحیدی، ۱۳۹۸، ۴۹). دو نوع شاخص برای اندازه‌گیری احساسات وجود دارد: ۱. مستقیم و ۲. غیر مستقیم (یوهانگ و همکاران[5]، ۲۰۲۰، ۴۳). شاخص احساسات مستقیم از طریق

1. Yao & Li
2. Asif Khan & et al
3. Nogueira Reis & Pinho
4. Song & Yu
5. Yuhang & et al

نظرسنجی‌ها، پرسش از سرمایه‌گذاران، جستجو در منابع الکترونیکی مانند اینترنت و رسانه‌های اجتماعی در خصوص احساسات افراد نسبت به بازار سهام و شرایط اقتصادی صورت می‌گیرد. در سمت دیگر شاخص احساسات غیر مستقیم، احساسات سرمایه‌گذاران مبتنی بر متغیرهای مالی و اقتصادی است که ذهنیت سرمایه‌گذاران را نشان می‌دهد (مهوش و اعتزاز، ۲۰۱۸، ۲). لازم به ذکر است که هر دو روش مذکور مورد استفاده پژوهشگران حوزه مالی رفتاری قرار می‌گردد. به اعتقاد یوهانگ و همکاران (۲۰۲۰) شاخص احساسات غیرمستقیم براساس داده‌های ساده‌ی بازار استخراج شده و در مقایسه با شاخص احساسات مستقیم عینی‌تر و آسان‌تر به دست می‌آید (بیر و زواوی[1]، ۲۰۱۳، ۵۲).

براساس پژوهش‌های صورت گرفته، چندین متغیر در زمینه سنجش غیر مستقیم گرایش احساسی معرفی شده‌اند که در ادامه تبیین خواهند شد. گرین وود و ناگل[2] (۲۰۰۶) با پژوهش در داده‌های معاملاتی سطح خرد در می‌یابند که سرمایه‌گذران خرد، سهم‌ها را با یک هم‌اوایی خرید و فروش کرده که سازگار با احساسات‌اند و نسبت عدم‌تعادل خریداران و فروشندگان به عنوان شاخصی برای گرایش احساسی سرمایه‌گذاران به حساب می آید. این شاخص از طریق عدم تعادل بین مقادیر فعال خرید و فروش ایجاد می‌شود. این نسبت جهت سنجش گرایش احساسات سرمایه‌گذاران خرد ایجاد گردیده است. منفی بودن این شاخص نشان‌دهنده گرایشات منفی سرمایه‌گذاران و بالعکس می‌باشد. در رابطه شماره ۱، BSI ارائه می‌گردد:

$$BSI = \frac{VB - VS}{BV + VS} \qquad (1$$

که در آن VB_{ijt} حجم خرید و VS_{ijt} حجم فروش سهام i در ماه j در سال t توسط سرمایه‌گذاران تعریف می‌شود. (یانگ و همکاران[3]، ۲۰۲۲، ۱۰)

حجم معاملات یا به‌طور عمومی‌تر نقدشوندگی بازار می‌تواند به‌عنوان یک شاخص احساسی سرمایه‌گذار در نظر گرفته شود. حجم معاملات بازار، نسبت حجم معاملات به تعداد سهم‌های پذیرش شده در بورس می‌تواند به‌عنوان یک شاخص ساده برای احساس سرمایه‌گذاران مطرح شود. حجم معاملات به گردش معاملات اشاره داشته و برابر با تعداد سهم‌های معامله‌شده تقسیم بر تعداد سهم‌های در دسترس است. گردش سهام وابستگی زیاد میان حجم معاملات و اندازه شرکت را حذف می‌کند (واتکینز، ۲۰۰۲)[4].

شاخص آرمز[5] که رابطه آن در ادامه ارائه می‌شود برابر است با حاصل تقسیم افزایش و کاهش قیمت‌ها بر متوسط افزایش و کاهش حجم معاملات. و این نسبت در عمل حجم معاملات را در بازارهای نزولی و صعودی مقایسه می‌کند. و در صورتی که شاخص آرمز بیشتر از یک باشد نشان دهنده آن است که حجم معاملات در بازارهای نزولی بیشتر است و این برای بازار عملکردی منفی به حساب می‌آید و در صورتی که

1. Bir and Zawawi
2. Greenwood and Nagle
3. Yang & et al
4. Watkins
5. ARMS

این شاخص کمتر از یک باشد که حجم معاملات در بازار مثبت به نسبت بیشتر از بازار منفی است که این نشانه مناسبی به حساب می آید. (اسدی و مرشدی، ۱۳۹۸، ۱۸). به عبارت دیگر، با افزایش شاخص آرمز که احساسات سرمایه‌گذاران را مورد ارزیابی قرار می‌دهد احتمال کاهش سریع قیمت اوراق بهادار و سهام در بازار سرمایه افزایش می‌دهد (یاری و همکاران، ۱۳۹۸، ۱۹).

$$\mathrm{ARMS_{it}} = \frac{\mathrm{NUM_P\ Ascending_{it}} \times \mathrm{AVE_V\ Descending_{it}}}{\mathrm{NUM_P\ Descending_{it}} \times \mathrm{AVE_V\ Ascending_{it}}} \qquad (2$$

در رابطه فوق، NUM_P Ascending بیانگر تعداد افزایش قیمت‌ها، NUM_P Descending: تعداد کاهش قیمت‌ها، AVE_V Ascending: متوسط حجم معاملات مثبت، AVE_V Descending : متوسط حجم معاملات منفی است (رمزی[1]، ۲۰۱۳، ۱۴).

نرخ گردش معاملات سهام، به شاخصی احساسات سرمایه‌گذاران در نظر گرفته می‌شود. لکن لازم به ذکر است که این نرخ تمایل خوش‌بینانه یا بدبینانه تمایل سرمایه‌گذران را نمی‌تواند ارزیابی کند. برخی از پژوهشگران از این نسبت به عنوان شاخصی برای ارزیابی احساسات سرمایه‌گذاران استفاده می‌کنند (چونپینگ و لییون[2]، ۲۰۱۵، ۴). شیوه محاسبه نرخ مزبور به عنوان شاخصی برای سنجش احساسات سرمایه‌گذاران به شرح رابطه شماره ۳ می‌باشد:

$$\mathrm{ATR_{it}} = \frac{\mathrm{R_{it}}}{|\mathrm{R_{it}}|} \times \frac{\mathrm{VOL_{it}}}{\text{shares outstanding at time t}} \qquad (3$$

در این رابطه، R_{it} : بازدهی سهام i در زمان t و VOL_{it}: حجم معاملات سهام i در زمان t است.

اگر بازده سهام مدنظر در زمان مشخص مثبت باشد، نرخ گردش معاملات مثبت بوده و نشان‌دهنده صعودی بودن بازار خواهد بود و درصورتی که بازده سهام مدنظر منفی باشد، این امر برعکس خواهد بود (چونپینگ و لیون[3]، ۲۰۱۵، ۴).

پرمیوم سود نقدی به عنوان شاخصی برای سنجش احساسات سرمایه‌گذاران در نظر گرفته می‌شود. دراصل سرمایه‌گذاران برای سهامی که سود نقدی پرداخت می‌کنند نسبت به سهامی که سود نقدی پرداخت نمی‌کنند تقاضای بشتری نشان می‌دهند، چرا که شرکت‌های با سود نقدی بالا از ثبات بیشتری برخورداراست. نسبت مذکور به عنوان تفاوت بین نسبت ارزش بازاری و ارزش دفتری سهم‌های با نسبت پرداخت سود نقدی بالا و پایین تعریف می‌شود (ماسیمو و آدریا[4]، ۲۰۱۹، ۷). در صورت افزایش گرایش احساس سرمایه‌گذاران از اصل مذکور فاصله گرفته و برای شرکت‌هایی که از ثبات کمتری برخوردارند، ارزش کمتری نسبت به شرکت‌های با سود نقدی بالا قائل می‌شوند و این امر سبب می‌شود که پرمیوم سود نقدی پایین‌تری محاسبه شود. در رابطه ۴ پرمیوم سود نقدی ارائه می‌شود.

1. Ramzi
2. Chunpeng&Liyun
3. Chunping and Lyon
4. Massimo&Andrea

$$DIVPREM_t = \log\left[\frac{1}{N_{DIV}}\sum_{j=1}^{N_{DIV}}\frac{ME_{jt}}{BE_{jt}}\right] - \log\left[\frac{1}{N_{N-DIV}}\sum_{j=1}^{N_{N-DIV}}\frac{ME_{jt}}{BE_{jt}}\right] \quad (4$$

طبق رابطه ۴، NDIV: تعداد شرکت‌های پرداخت‌کننده سود نقدی، NN-DIV: تعداد شرکت‌های با عدم پرداخت سود نقدی، BEj،t: ارزش دفتری سهام شرکت j در ماه t و MEj،t: ارزش بازاری سهام شرکت j درماهt است (کاله و همکاران[1]، ۲۰۰۹، ۳۷).

تنزیل صندوق‌های سرمایه‌گذاری با سرمایه بسته نسبتی است که انحراف خالص ارزش دارایی‌های[2] صندوق را از ارزش بازاری نمایش می‌دهد. این نسبت به عنوان شاخص احساسات سرمایه‌گذاران و سنجه‌ای برای انتظارات سرمایه‌گذاران شناخته می‌شود. تنزیل زیاد و کم به ترتیب به بدبینی و خوش‌بینی سرمایه‌گذاران نسبت داده می‌شود. لازم به ذکر است که این نسبت با فرض نگهداری واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری توسط سرمایه‌گذاران فردی و خرد محاسبه شده که همین امر سبب شده است که برخی از محققان نسبت به غیر واقعی بودن این نسبت انتقاداتی را ارائه کنند (آگاروال[3]، ۲۰۱۸، ۸).

نحوه محاسبه تنزیل واحد صندوق‌های با سرمایه بسته به شرح رابطه شماره ۵ است:

$$CEFD_i = \frac{\sum_{i=1}^{n}((P_{it} - NAV_{it}/NAV_{it}))}{n} \quad (5$$

در رابطه ۵، Pit : قیمت پایانی صندوق i در ماه t، NAVit: آخرین NAV منتشر شده در ماه t و n: تعداد صندوق‌های انتخاب شده است.

تعداد حساب‌های سهام‌داری جدید افتتاح شده تعداد افتتاح حساب‌های سرمایه‌گذار جدید (NIA[4]) به تعداد حساب‌های فعال و جدید اضافه شده در هر دوره به بازار سهام اشاره دارد. این داده تا حد زیادی نشان‌دهنده میزان تمایل و اشتیاق سرمایه‌گذاران جهت حضور در بازار سهم است. در صورت مثبت بودن گرایش احساسی سرمایه‌گذاران اشتیاق آنها جهت ورود به بازار سهام بیشتر می‌شود و باعث می‌شود تا دیگران را جهت ورود به بازار ترغیب کنند (هونگجون[5]، ۲۰۲۰، ۱۲۵).

یکی دیگر از شاخص‌های سنجش گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و انتظارات بازار، شاخص قدرت نسبی (RSI[6]) است. این شاخص از بین ۰ تا ۱۰۰ با خط مرکزی ۵۰ است. یک سهم زمانی صعودی در نظر گرفته می‌شود که RSI آن بالای خط مرکزی باشد، در حالی که زمانی که RSI زیر خط مرکزی باشد، سیگنال نزولی در نظر گرفته می‌شود. در صورت که سهمی شاخص قدرت خرید آن بالای ۷۰ باشد بدین معناست که گرایش مثبت بالایی نسبت به این سهم وجود دارد و از بابت تقاضای خرید اشباع شده است.

1. Kale et al
2. Net Asset Value
3. Aggarwal
4. The number of new investment accounts
5. Hongjun
6. Relative Strength Index

در صورتی که این نسبت زیر ۳۰ باشد، نشان از گرایش منفی سرمایه‌گذاران داشته و از بات عرضه و روش اشباع شده است. این شاخص بر اساس رابطه‌های ۶ و ۷ بدست می‌آید:

$$RSI_t = 100 \times RS_t/(1 + RS_t) \quad (6$$

$$RS_t = \frac{\sum_{t=1}^{30} \max(P_t - P_{t-1}.0)}{\sum_{t=1}^{30} \max(P_{t-1} - P_t.0)} \quad (۷$$

که در آن، Pt : قیمت پایانی سهم i در زمان t است (لای کائو[1]، ۲۰۲۱، ۴۵۲).

شاخص خط روانشناختی (PSY)[2] به صورت رابطه ۸ محاسبه می‌شود:

$$PSY_t = \frac{T^u}{T} \times 100 \quad (8$$

که در آن، T^u تعداد روزهایی است که قیمت پایانی سهام i در زمان t بالاتر از قیمت سهم مزبوردر روز گذشته باشد. T نیز به عنوان دوره معاملاتی سهام شناخته می‌شود. شاخص خط روانشناختی به عنوان یک شاخص احساسی برای بررسی احساسات آشکار بازار و نشان‌گر علت تغییر روند بازار به حساب می‌آید. با توجه به اینکه این شاخص به عنوان یکی از شاخص‌ها جهت سنجش گرایش احساسی سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود، لذا اعداد این شاخص می‌تواند بیان‌گر احساسات سرمایه‌گذران در خصوص معامله یک سهم باشد. براین اساس اگر شاخص خط روانشناختی برابر ۷۵ و یا بالاتر باشد بازار با اشباع خرید مواجه شده و در صورتی که این شاخص ۲۵ و یا پایین‌تر باشد بازار با اشباع فروش مواجه شده است (یانگ و ژو[3]، ۲۰۱۶، ۴۲).

سطح خرید اعتباری سهام میزان اعتماد به نفس بیش از حد[4] سرمایه‌گذاران برای یک سهم را نشان می‌دهد. آمار معاملات اعتباری از سوی بانک‌ها و کارگزاری‌ها اعلام می‌شود و همین امار می‌تواند شاخصی مناسب برای سنجش سطح احساسات سرمایه‌گذاران باشد (کیانا و همکاران[5]، ۲۰۱۸، ۳) و درصورتی که سهامداران از اعتماد به نفس بالا برخوردار باشند از اعتبار بیشتری برای خرید سهام استفاده می‌کنند.

ارزش پایانی به عنوان یک از شاخص‌های گرایش احساسات سرمایه‌گذاران از سه جزء تشکیل می‌شود که در توضیح داده می‌شود. اولین عبارت برابر p0 می‌باشد که نشان‌دهنده قیمت سهام در سهام در زمان t0 است. و جزء دوم، شامل θ بوده که اطلاعات بنیادی در t1 را نمایش می‌دهد و معمولاً با میانگین صفر و واریانس توزیع می‌شود. در نهایت، ε نیز به عنوان یک جزء تصادفی وجود دارد که معمولاً با میانگین صفر و وایانس توزیع می‌شود و مستقل از θ به حساب می‌آید. بر این اساس ارزش پایانی به صورت رابطه ۹ توضیح داده می‌شود (لی، ۲۰۱۴، ۱۱۹).

1. Lai Cao
2. Psychological Line Index (PLI)
3. Yang & Zhou
4. overconfidence
5. Kiana et al

$$\text{Terminal Value} = p0 + \theta + E \quad (9$$

ارزش پایانی به عنوان یک شاخص جهت سنجش گرایش احساسی سرمایه‌گذاران می‌باشد. اگر سرمایه‌گذاران احساساتی نسبت به بازار بد بین باشند سبب می‌شود که ریسک بازار را بیش برآوردی کرده و ارزش پایانی سهام مدنظر پایین برآورد کنند و در صورتی که نسبت به بازار خوش بین باشند ریسک بازار را کم برآورد کرده و در نتیجه ارزش پایانی بالای برای سهام در نظر می‌گیرند (یانگ و وو[1]، ۲۰۱۹).

یکی از ابزارهای سنجش احساسات سرمایه‌گذاران نسبت قیمت به درآمد (P/E[2]) سهم است (انصاری و همکاران، ۲۰۲۰، ۱۲۵). بالا بودن نسبت قیمت به درآمدگاهی اوقات به دلیل انتظارات تحقق سود بالا برای یک سهم است که می‌تواند از درآمدهای مطلوب در دوره‌های اخیر نشات گرفته باشد. زمانی که سرمایه‌گذاران برای یک سهم نسبت p/e بالایی قائل باشند، نشان‌دهنده آن هست که سرمایه‌گذاران دارای اعتماد به نفس کافی جهت پیش‌بینی صحیح خود مبنی بر سودآوری مناسب شرکت مدنظر درآینده هستند.

صرف نوسان (VP[3]) برابر لگاریتم میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام با نوسانات بالای قیمتی به همین نسبت برای سهام با نوسانات پایین قیمتی در نظر گرفته می‌شود. لازم به ذکر است که قبل از محاسبه صرف نوسان می‌بایست تمامی سهام بازار را براساس انحراف معیار به سهم های پرنوسان کم نوسان تقسیم بندی نماییم. VP به عنوان شاخص گرایش احساسات برای تحلیل ها استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که رابطه ی بین صرف نوسان و شاخص احساسات سرمایه‌گذاران مثبت در نظر گرفته می‌شود (وونگ و سوزوکی[4]، ۲۰۲۲، ۴).

چیما و همکاران (۲۰۱۷)[5] در پژوهشی با موضوع امکان‌پذیری پیش‌بینی بازده کوتاه‌مدت بازار سهام چین براساس احساسات سرمایه‌گذاران، در این پژوهش با ایجاد شاخص گرایش احساسی سرمایه‌گذاران به وسیله متغیرهایی نظیر قیمت به درآمد، نسبت گردش مالی (TO[6]) و تعداد حساب‌های سرمایه‌گذاری فردی تازه افتتاح شده (IA[7]) بورس شانگهای، به موضوع مطالعه پرداخته شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد یک رابطه مثبت قوی بین احساسات سرمایه‌گذاران و بازده مورد انتظار بازار در زمان حباب وجود دارد.

فو و همکاران (۲۰۱۹)[8] در پژوهشی به بررسی تاثیر احساسات سرمایه‌گذاران بر ریسک سقوط قیمت سهام پرداخته‌اند. براین اساس، یک شاخص گرایش احساسی سرمایه‌گذاران با متغیرهایی شامل: نسبت

1. Yang and Wu
2. Price To Earning
3. volatility premium
4. Wong and Suzuki
5. Cheema et al
6. Turnover Ratio
7. Number Of Newly Opened Individual Investor Accounts
8. Fu et al

قیمت به درآمد (P/E)، نرخ گردش معاملات سهام (ATR [1]) و عدم تعادل خریداران و فروشندگان (BSI) طراحی شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که احساسات سرمایه‌گذاران به طور قابل توجهی با ریسک سقوط سهام ارتباط مثبت دارند.

نوگویرا و پینهو (۲۰۲۰)[2] در پژوهشی با موضوع ارائه شاخص احساسات سرمایه‌گذاران اروپایی، به ارائه شاخص جدید احساسات سرمایه‌گذار اروپایی[3] این مطالعه یک شاخص جدید احساسات سرمایه‌گذار اروپایی، EURsent را ارائه می‌کنند که این شاخص براساس سنجه‌های احساسات فردی VSTOXX، طلا، و صرف بازده اوراق قرضه آلمانی و ایالات متحده و اروپا طراحی گردیده است.

پی اچ و ریشاد (۲۰۲۰)[4] در پژوهشی با موضوع «بررسی تجربه احساسات سرمایه‌گذاران و نوسانات بازار در هند» به مطالعه نقش احساسات سرمایه‌گذاران در ایجاد نوسانات بازار سهام پرداخته‌اند. بر این اساس، با استفاده از داده‌های ماهانه بازار، یک شاخص احساسات با استفاده از مؤلفه‌هایی شامل: حجم معاملات سهام، نسبت قراردادهای اختیار فروش و خرید، نسبت پیشروی-نزولی[5]، گردش بازار[6]، گردش سهام و تعداد عرضه‌های اولیه، ارائه کرده اند.

لانگ و همکاران (۲۰۲۱)[7] در پژوهشی تحت عنوان «آیا شاخه‌های محاسبه نوسانات بازار سهام چین می‌تواند بیانگر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران باشد؟»، نشان دادند شاخص نوسانات چین می‌تواند احساسات و انتظارات سرمایه‌گذاران در بازه‌های زمانی گوناگون (کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت) به نمایش بگذارد.

گونگ و همکاران (۲۰۲۲)[8] در پژوهشی با موضوع «احساسات سرمایه‌گذار و نوسانات سهام» براساس آخرین شواهد به بررسی قابلیت پیش‌بینی معیار احساسات بر نوسانات واقعی سهام پرداختند. در پژوهش مزبور یک شاخص به نام NISI[9] جهت ارزیابی احساسات سرمایه‌گذاران پیشنهاد شد. براساس یافته‌های پژوهش این شاخص نسبت به سایر شاخص‌ها دارای قدرت پیش‌بینی بهتر بوده و همچنین، در دوران بحرانی نیز به درستی عمل می‌کند و موثر است و همچنین، شاخص مذکور می‌توان نسبت به دوره‌های زمانی بلندمدت‌تر پیش‌بینی مناسبی از خود نشان‌دهد.

رستمی جاز و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی با عنوان «بررسی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر ارزشیابی سهام»، به بررسی تاثیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و نوسانات سود بر قیمت سهام با استفاده از اطلاعات چندین شرکت طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۶ با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه پرداخته‌اند. نتیجه پژوهش نشان می‌دهد که گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر نرخ رشد سرمایه‌گذاران بر نرخ رشد سود و بازده مورد انتشار آتی اثر می‌گذارد. در

1. average turnover rate
2. Nogueira & Pinho
3. EURsent
4. Rishad & PH
5. advance-decline ratio
6. market turnover
7. Long et al
8. Gong & et al
9. new investor sentiment index

این پژوهش جهت سنجش گرایش احساسی سرمایه‌گذاران از چندین عامل شامل: نرخ گردش بازار سهام، بازده عرضه اولیه، درصد افزایش سرمایه شرکت و صرف سود تقسیمی استفاده شده است.

توحیدی (۱۳۹۸) در پژوهشی تحت عنوان «استخراج شاخص ترکیبی گرایش احساسی در بورس اوراق بهادار تهران» به تحلیل متغیرهای احساسی مختلفی جهت استخراج شاخص ترکیبی احساسی بر سرمایه‌گذاران اخلال‌زا در بورس تهران پرداخته است. و در نهایت، از سه متغیر با احتساب وزن مناسب در شاخص تولید شده نهایی استفاده کرده است.

اصغری و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی تحت عنوان «تاثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر درجه نقد شوندگی بازار سهام» پرداخته است. وی در این پژوهش جهت سنجش گرایش احساسی سرمایه‌گذاران از شاخص آرمز استفاده کرده است. نتایج شان می‌دهد احساسات سرمایه‌گذاران بر نقدشوندگی و حجم معاملات بازار سهام دارد.

محمدزاده (۱۴۰۰) در پژوهشی تحت عنوان «رابطه بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و پیش‌بینی‌های سود توسط مدیریت»، در دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ به بررسی ۱۴۶ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران به عنوان نمونه پرداخته است. نتایج مطالعه وی حاکی از وجود رابطه بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و پیش‌بینی‌های سود توسط مدیریت بوده است. وی جهت سنجش گرایش احساسی سرمایه‌گذاران از عواملی شامل مقدار رفتار توده‌وار در زمان t، انحراف معیار پسماندهای رگرسیون برای سهام i، انحراف معیار بازده سهام شرکت به صورت ماهانه و بتای گروهی استفاده کرده است.

محمدزاده و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی تحت عنوان نفراتحلیل (متاآنالیز) گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و بازده سهام» به اجرای اجرای فراتحلیل رابطه گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و بازده سهام پرداختند و براین اساس، به این نتیجه رسیدند که بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و بازده سهام رابطه معنی‌داری وجود دارد.

یوسفی اصل و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی به بررسی رابطه بین گرایش های احساسی سرمایه‌گذاران و سوگیری در پیش‌بینی سود مدیران پرداختند و براین اساس نتیجه گرفتند که احساسات سرمایه‌گذاران رابطه منفی و معنی‌داری با خوش‌بینی در پیش‌بینی سود سالانه توسط مدیریت دارد و همچنین پیش‌بینی‌های سود سالانهٔ مدیران، در دوره‌های زمانی خوش بینی سرمایه‌گذاران، خوش‌بینانه‌تر نیست؛ اما در دوره‌های زمانی بدبینی سرمایه‌گذاران، خوش‌بینانه است.

آقابابایی و علییان (۱۴۰۱) در پژوهشی تحت عنوان «بررسی تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران بر نقدشوندگی بازار و نوسان آن در بورس اوراق بهادار تهران» به بررسی تأثیر شاخص جامع احساسات سرمایه‌گذاران بر نقدشوندگی سهام و نوسان‌های آن و همچنین، بررسی تقارن یا عدم تقارن اخبار (شوک‌های) مثبت و منفی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. براساس نتایج حاصل شده با توجه به اینکه معیار عدم نقدشوندگی، از احساسات سرمایه‌گذاران بیشترین تأثیر را می‌پذیرد، سیاست‌گذاران با کنترل احساسات سرمایه‌گذاران می‌توانند نقدشوندگی بازار را افزایش و نوسان قیمتی را کاهش دهند.

گل ارضی و پیری (۱۴۰۱) در پژوهشی تحت عنوان بررسی تاثیر تصمیمات احساسی سرمایه‌گذاران بر وقوع بحران در بورس اوراق بهادار تهران به بررسی تاثیر احساسات سرمایه‌گذاران و سایر متغیرهای اقتصادی بر احتمال شکل‌گیری بحران در بورس اوراق بهادار تهران, طی دوره زمانی ۱۵ ساله (از فروردین ۱۳۸۵ تا اسفند ۱۳۹۹) بر روی ۱۷۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و براین اساس دریافتند که احساسات سرمایه‌گذاران به تنهایی و نیز, با در نظر گرفتن متغیرهای اقتصادی به عنوان متغیرهای کنترلی, می‌تواند احتمال بروز بحران در بورس اوراق بهادار تهران را پیش‌بینی نماید.

بر اساس مبانی نظری و پیشینه پژوهش ذکر شده مسئله اصلی پژوهش حاضر این است که بر اساس متغیرها و نماگرهای احساسی ذکر شده در پژوهش‌های گذشته داخلی و خارجی و روش مورد استفاده برای سنجش گرایش احساسی، شاخصی ترکیبی متشکل از متغیرهای مختلف برای سنجش گرایش احساسی بازار سهام ایران استخراج نماید. لذا سئوال اصلی پژوهش عبارت است:

"شاخص ترکیبی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران چیست؟"

با توجه به مطالعات داخلی بررسی شده، مشاهده می‌گردد هر چند پژوهش‌هایی در زمینه سنجش شاخص گرایش احساسی و تأثیر گرایش احساسی بر متغیرهایی چون بازدهی، قیمت، نقدشوندگی و ... بازار سهام صورت پذیرفته است، اما در این پژوهش سعی گردیده از تعداد متغیرهای بیشتر و متنوع‌تری برای سنجش گرایش احساسی استفاده گردد؛ بنابرین جامعیت مدل ارائه شده بیشتر از پژوهش‌های سابق است.

روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از بعد هدف کاربردی و از بعد روش زیرمجموعه روش‌های تحلیل همبستگی است و از الگوی تحلیل مؤلفه اصلی جهت تعیین ارتباط و انتخاب متغیرهای مؤثر بر گرایش احساسات سرمایه‌گذاران استفاده می‌کند. همچنین، جهت بررسی اثر گرایش احساسات سرمایه‌گذاران بر عملکرد شاخص کل و حباب قیمتی، از تحلیل رگرسیون استفاده می‌گردد. جهت استخراج مولفه‌های بکار رفته در شاخص از مطالعات کتابخانه‌ای بصورت ساختار یافته و هدفمند، و همچنین، برای جمع‌آوری از اطلاعات سازمان بورس و اوراق بهادار و پایگاه‌های داده‌ای شرکت‌های پردازش اطلاعات مالی همچون نوآوران امین استفاده شده است.

داده‌های آماری این پژوهش شامل اطلاعات ماهیانه طی بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۹۹ بورس اوراق بهادار تهران است.

لازم به ذکر است برای اجرای فرایندتحلیل عاملی از نرم افزارهای Eviews12 و Spss 22 استفاده می‌شود. همچنین، جهت انجام تحلیل عاملی از روش مولفه‌های اصلی استفاده شده است.

در این پژوهش حدود ۱۴ مولفه مورد ارزیابی قرار گرفته که در نهایت، ۸ عدد از آنها در مدل نهایی مورد استفاده قرار گرفتند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و یافته‌های پژوهش

تحلیل توصیفی داده‌های پژوهش

جدول آمار توصیفی داده‌های پژوهش به شرح جدول بعد می‌باشد:

جدول ۱. جدول توصیفی داده‌های پژوهش

نام متغیر	APF	BSI	TV	MARGIN	ATR	CEFD	ARMS	DIVPERM
میانگین	۰.۰۱	۰.۰۱	۹۱.۲۲	۰.۰۶	۰.۸۳	۰.۹۴	۰.۸۹	−۰.۱۶
میانه	۰.۰۰	۰.۰۱	۴۲.۹۲	۰.۰۳	۰.۲۷	۰.۳۴	۰.۶۹	−۰.۱۶
حداکثر	۰.۳۴	۰.۱۲	۵۱۵.۸۴	۱.۶۴	۵.۶۶	۳.۸۸	۴.۰۶	۰.۲۲
حداقل	−۰.۳۲	−۰.۱۴	۱۴.۸۱	−۰.۴۱	−۱.۶۴	۰.۰۸	۰.۱۱	−۱.۳۷
انحراف معیار	۰.۱۱	۰.۰۵	۹۷.۶۷	۰.۲۳	۱.۶۳	۱.۰۸	۰.۶۲	۰.۱۹
چولگی	−۰.۱۵	−۰.۲۲	۱.۹۷	۴.۰۶	۱.۴۳	۱.۲۹	۲.۰۹	−۲.۷۷
کشیدگی	۶.۰۶	۳.۵۵	۷.۰۳	۲۹.۷۸	۴.۳۳	۳.۲۲	۹.۶۷	۱۹.۴۲
Jarque-Bera	۳۳.۰۳	۱.۷۰	۱۱۱.۰۰	۲۷۴۱.۳۹	۳۴.۷۰	۲۳.۵۶	۲۱۶.۷۶	۱۰۵۱.۰۸
Probability	۰.۰	۰.۴۳	۰.۰	۰.۰	۰.۰	۰.۰	۰.۰	۰.۰
شرح	PE	ETF	PSY	RSI	CPI	PPI	NIA	IR
میانگین	۱۵.۷۸	−۰.۱۹	۰.۴۷	۴۹.۸۰	۱.۶۰	۰.۰۲	۰.۰۱	۰.۰۲
میانه	۱۴.۱۰	−۰.۱۸	۰.۴۵	۵۰.۶۰	۱.۲۰	۰.۰۱	۰	۰.۰۲
حداکثر	۶۸.۹۲	−۰.۰۱	۰.۷۶	۶۵.۸۰	۷.۱۰	۰.۰۹	۰.۱۲	۰.۰۵
حداقل	۰.۰۱	−۰.۴۸	۰.۱۹	۳۶.۶۰	−۰.۴۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱
انحراف معیار	۱۲.۹۳	۰.۰۹	۰.۱۰	۶.۱۰	۱.۶۰	۰.۰۲	۰.۰۱	۰.۰۱
چولگی	۲.۰۶	−۰.۰۶	۰.۳۳	−۰.۱۰	۱.۷۰	۱.۲۷	۶.۷۵	۱.۸۹
کشیدگی	۸.۴۵	۳.۴۱	۳.۶۶	۲.۹۰	۵.۹۰	۳.۷۵	۵۳.۹۸	۸.۳۱
Jarque-Bera	۱۶۳.۱۵	۰.۶۲	۳.۰۱	۰.۳۲	۷۱.۲۹	۲۴.۶۴	۹۷۳۳.۲۶	۱۱۵.۲۱
Probability	۰.۰	۰.۷۳	۰.۲۲	۰.۸۵	۰.۰	۰.۰	۰.۰	۰.۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

انتخاب مولفه‌های مناسب و انجام تحلیل عاملی

پس از مشخص شدن مولفه‌های مورد نظر و استخراج داده‌های مربوطه از پایگاه های معتبر که نشان‌دهنده گرایش احساسات سرمایه‌گذاران هستند، آن‌ها را وارد نرم‌افزارها کرده و با استفاده از روش مؤلفه‌های اصلی (PCA)، تحلیل عاملی انجام می‌گردد.

جدول ۲. نتایج تحلیل عاملی

معیار KMO		۰.۷۳۵
آزمون بارتلت	آماره کای دو	۵۹۰
	درجه آزادی	۹۱
	معنی‌داری	۰,۰۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

برای متغیرهای مورد بررسی، معیار کیسر، میر و اولکین[1] مقدار ۰,۷۳۵ را نشان می‌دهد و بنابراین این ۱۴ متغیر گرایش احساسات سرمایه‌گذاران مناسب برای تحلیل عاملی هستند. طبق آزمون صورت گرفته براساس آماره بارلت، مقدار ۵۹۰ معنی‌دار بوده و نمی‌توان آن را صفر در نظر گرفت. زیرا مقدار سطح معنی‌داری آن تقریبا صفر و کوچکتر از احتمال خطای نوع اول است لذا با توجه به سطح معنی‌داری آزمون بارتلت، تحلیل عاملی برای شناسایی ساختار مدل عاملی مناسب است و فرض شناخته بودن ماتریس همبستگی رد می‌شود.

جدول ذیل به ترتیب اشتراک اولیه و اشتراک استخراجی را نشان می‌دهد. اشتراک یک متغیر برابر مربع همبستگی چندگانه (R^2) برای متغیرهای مربوطه با استفاده از عامل‌ها است.

جدول ۳. اشتراک عامل‌ها

اشتراک		
متغیر	اولیه	استخراجی
APF	۱	۰.۷۰۶
ARMS	۱	۰.۶۳۱
ATR	۱	۰.۷۱
BSI	۱	۰.۶۷۹
CEFD	۱	۰.۸۱۷
DIVPERM	۱	۰.۷۴۵
ETF	۱	۰.۴۱۷
IR	۱	۰.۴۸۳
MARGIN	۱	۰.۶۳۲
NIA	۱	۰.۲۸۵
PE	۱	۰.۶۷۱
PSY	۱	۰.۸۶۴
RSI	۱	۰.۷۶۹
TV	۱	۰.۸۶۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

از آنجا که ستون اشتراک اولیه، اشتراک‌ها را قبل از استخراج عامل‌ها بیان می‌کند، تمامی اشتراک‌های اولیه برابر ۱ است. هرچه مقادیر اشتراک استخراجی بزرگ‌تر باشد، عامل‌های استخراج شده، متغیرها را بهتر نمایش می‌دهند. اگر هریک از مقادیر اشتراک استخراجی کوچک باشند، ممکن است استخراج عامل دیگری الزامی شود لذا متغیرهایی که مقادیر اشتراک استخراجیشان پایین (کوچکتر از ۰,۵) باشد را بایستی حذف کرد (مؤمنی و قیومی، ۱۳۹۴، ۵۵).

از آنجا که مقدار اشتراک استخراجی متغیرهای ETF، IRو NIA کمتر از مقدار ۰,۵ بوده، بایستی متغیرهای مذکور در طراحی شاخص سنجش گرایش احساسات سرمایه‌گذاران حذف گردند. پس از حذف

1. KMO

متغیرهای مذکور، نتایج تحلیل عاملی با استفاده از روش مؤلفه‌های اصلی برای ۱۱ متغیر باقیمانده گرایش احساسات سرمایه‌گذاران در جدول ذیل ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج تحلیل عملی

مؤلفه	واریانس توضیح داده شده توسط مؤلفه	درصد از کل واریانس توضیح داده شده	درصد از کل واریانس توضیح داده شده تجمعی
۱	۴.۳۷۹	۳۹.۸	۳۹.۸
۲	۱.۹۵۶	۱۷.۸	۵۷.۶
۳	۱.۱۳۸	۱۰.۳	۶۷.۹
۴	۱.۰۳۴	۹.۴	۷۷.۳
۵	۰.۷۴۱	۶.۷	۸۴.۱
۶	۰.۶۰۱	۵.۵	۸۹.۵
۷	۰.۳۸۸	۳.۵	۹۳.۱
۸	۰.۲۹۸	۲.۷	۹۵.۸
۹	۰.۲۷۱	۲.۵	۹۸.۳
۱۰	۰.۱۱۳	۱	۹۹.۳
۱۱	۰.۰۸	۰.۷	۱۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بدین ترتیب مقدار ویژه مؤلفه‌ی اول (درصد واریانس توضیح داده شده) ۴۰ درصد از مقدار کل واریانس می‌باشد. مولفه‌هایی که از بین کل مولفه‌ها دارای مقدار واریانس توضیح داده شده بالای یک هستند انتخاب می‌شوند. جدول ذیل مقادیر بار عاملی متغیرها را نشان می‌دهد.

جدول ۵. مقادیر بار عاملی (ضرایب مؤلفه‌ها)

نام متغیر	مؤلفه‌اول	مؤلفه دوم	مؤلفه سوم	مؤلفه چهارم
APF	۰.۷۵۸	۰.۲۴۵	۰.۱۹۵	-۰.۱۶۴
ARMS	-۰.۲۸	۰.۵۲	-۰.۵۳۵	۰.۰۴۱
ATR	۰.۸۲۸	۰.۰۳۲	-۰.۱۴۴	۰.۱۶۷
BSI	۰.۶۵۳	-۰.۴۳۴	-۰.۱۵۵	-۰.۲۸۷
CEFD	۰.۴۷۴	۰.۷۸۸	۰.۲۲۵	۰.۰۸۶
DIVPERM	-۰.۰۷۶	-۰.۲۸۹	۰.۵۶۳	۰.۶۸۸
MARGIN	۰.۲۸۸	-۰.۰۹۹	۰.۵۵۷	-۰.۵۶۷
PE	۰.۷۴	-۰.۰۶۱	-۰.۱۳۹	۰.۲۷۱
PSY	۰.۸۶۶	-۰.۲۸۵	-۰.۱۵۳	۰.۱۳۲
RSI	۰.۷۹۳	-۰.۳۶۷	-۰.۱۸۱	۰.۰۲۷
TV	۰.۶۱۱	۰.۷۱	۰.۱۲۷	۰.۰۴

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانگونه که در جدول فوق ملاحظه می‌گردد، مقادیر بار عاملی (ضرایب) مؤلفه‌های انتخابی در متغیرهای شاخص ARMS و پرمیوم سود نقدی (DIVPERM) منفی است. از آنجا که علامت همهٔ این متغیرها براساس ادبیات پژوهش باید با گرایش احساسات سرمایه‌گذاران هم‌راستا باشد، منفی بودن این ضرایب حاکی از آن است که غیر از هیجانات و احساسات تصادفی، عوامل ناشناخته‌ی دیگری نیز بر این متغیرها تأثیرگذارند لذا متغیرهای مذکور بایستی در مدل پژوهش حذف گردند. در تخمین جدید ضریب متغیر MARGIN دارای رقم کمتر از ۰,۲۸ محاسبه گردید که به معنای ارتباط کمتر متغیر مذکور با شاخص گرایش احساسات سرمایه‌گذاران می‌باشد بدین ترتیب پس از حذف متغیر اعتبارات اعطایی کارگزاران، مجدداً محاسبات مربوط به مدل PCA به شرح جدول زیر صورت گرفت:

جدول ۶. نتایج تحلیل عاملی

مؤلفه	واریانس توضیح داده شده توسط مؤلفه	درصد از کل واریانس توضیح داده شده	درصد از کل واریانس توضیح داده شده تجمعی
۱	۴.۲۵۲	۵۳.۲	۵۳.۲
۲	۱.۷۸۲	۲۲.۳	۷۵.۴
۳	۰.۶۸۱	۸.۵	۸۳.۹
۴	۰.۴۱۵	۵.۲	۸۹.۱
۵	۰.۳۹۸	۵	۹۴.۱
۶	۰.۲۷۲	۳.۴	۹۷.۵
۷	۰.۱۱۵	۱.۴	۹۸.۹

ماخذ: یافته‌های پژوهش

لذا مؤلفه‌های اول و دوم هرکدام به ترتیب بیش از ۵۳ و ۲۲ درصد از کل واریانس را توضیح داده و در مجموعه مؤلفه‌های اول و دوم بیش از ۷۵ درصد از کل واریانس را توضیح می‌دهند. میزان تأثیر هرمتغیر در تخمین مؤلفه مربوط به آن در جدول بعد ارائه شده است:

جدول ۷. مقادیر بار عاملی (ضرایب مؤلفه‌ها)

نام متغیر	مؤلفه‌اول	مؤلفه دوم
APF	۰.۷۵	۰.۲۷۸
ATR	۰.۸۳۹	−۰.۰۲۷
BSI	۰.۶۳	−۰.۴۸۹
CEFD	۰.۵	۰.۸۱۱
PE	۰.۷۴۸	−۰.۱
PSY	۰.۸۶۵	−۰.۳۴۵
RSI	۰.۷۹	−۰.۴۴۴
TV	۰.۶۳۷	۰.۶۹۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

چرخش محورها با هدف کم کردن بیشتر مولفه‌ها

همانطور که توضیح داده شد، می‌توان با تشکیل بردارهای ویژه و چرخش محورهای مربوط به آن تلاش کرد روابط قوی‌تری در خصوص ارتباط برخی از مؤلفه‌ها و متغیرها به دست آورد. این موضوع در روش «تحلیل مؤلفه‌های اصلی» برای بررسی اینکه آیا می‌توان مؤلفه دیگری را نیز حذف کرد یا خیر توصیه شده است (وونش[1]، ۲۰۱۲، ۵۵). جدول ذیل نتایج مربوط به واریانس توضیح داده شده قبل و بعد از چرخش محورها را به صورت مقایسه‌ای نشان می‌دهد. برای چرخش از روش چرخش وریمکس استفاده شده است. وونش (۲۰۱۲) این نوع از چرخش را متداول‌ترین نوع چرخش محورهای همبستگی می‌داند.

جدول ۸. واریانس توضیح داده شده مؤلفه‌ها قبل و بعد از چرخش محورها

	واریانس توضیح داده شده قبل از چرخش			واریانس توضیح داده شده پس از چرخش		
مؤلفه	واریانس توضیح داده‌شده توسط مؤلفه	درصد از کل واریانس توضیح داده‌شده	درصد از کل واریانس توضیح داده شده‌تجمعی	واریانس توضیح داده‌شده توسط مؤلفه	درصد از کل واریانس توضیح داده‌شده	درصد از کل واریانس توضیح داده‌شده تجمعی
۱	۴.۲۵۲	۵۳.۱۵۲	۵۳.۱۵۲	۳.۵۰۸	۴۳.۸۵۴	۴۳.۸۵۴
۲	۱.۷۸۲	۲۲.۲۷۵	۷۵.۴۲۷	۲.۵۲۶	۳۱.۵۷۳	۷۵.۴۲۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج مربوط به چرخش محورها نشان می‌دهد که هیچ‌یک از مؤلفه‌ها قابل حذف نیستند چراکه بعد از چرخش نیز مقادیر ویژه دو مؤلفه اول بیشتر از ۱ بوده و میزان درصد از کل واریانس توضیح داده شده کمتر شد. در نهایت شاخص گرایش احساسات سرمایه‌گذاران که از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) استخراج شده به صورت جدول زیر می‌باشد:

جدول ۹. ضرایب متغیرها در شاخص گرایش احساسات سرمایه‌گذاران

نام متغیر	APF	ATR	BSI	CEFD	PE	PSY	RSI	TV
ضرایب متغیر	۰,۷۵	۰,۸۳۹	۰,۶۳	۰,۵	۰,۷۴۸	۰,۸۶۵	۰,۷۹	۰,۶۳۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش

درنتیجه، شاخص گرایش احساسات به شرح رابطه ۱۰ است:

$$Sentiment_i = ۰,۷۵\ APF_i + ۰,۸۳۹\ ATR_i + ۰,۶۳\ BSI_i + ۰,۵\ CEFD_i + ۰,۷۴۸ PE_i + ۰,۸۶۵ PSY_i + ۰,۷۹\ RSI_i + ۰,۶۳۷\ TV_i \quad (10$$

که در آن، Sentiment: شاخص احساسات سرمایه‌گذاران، APF: خالص جریان نقد صندوق‌های مشترک سهام، ATR: گردش معاملات سهام ، BSI: معاملات سرمایه‌گذاران خرد، CEFD: دقیق تنزیل

1. Wuensch

واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته، PE: نسبت قیمت به درآمد، PSY: شاخص خط روانشناسی،RSI : شاخص قدرت نسبی و TV: حجم معاملات است.

باکر و وورگر[1] (۲۰۰۶) استدلال می‌کنند که از آنجا که متغیرهای نشان‌دهنده گرایش احساسات سرمایه‌گذاران ممکن است ناشی از چرخه‌های تجاری باشند، بایستی اثر چرخه‌های تجاری را از آن‌ها حذف نمود و سپس اقدام به محاسبه شاخص سنجش گرایش احساسات سرمایه‌گذاران نمود. بدین ترتیب ابتدا بایستی هریک از متغیرهای بیانگر احساسات را برروی متغیرهای درصد تغییر شاخص قیمت تولیدکننده (PPI)، درصد تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)و متغیر مجازی چرخه تجاری (REC) رگرس کرده و باقیمانده حاصل را به صورت متغیر مذکور در نظر گرفت.

پس از برآورد مدل PCA ، ضرایب متغیرهای ARMS ، DIVPERM و NIA همچون حالت قبل، منفی شدند که باتوجه به توجیه ارائه شده در قسمت پیشین، متغیرهای مذکور بایستی حذف گردند. در تخمین جدید از آنجا که مقدار اشتراک استخراجی متغیرهای ETF و IR کمتر از مقدار ۰,۵ بوده، متغیر مذکور در طراحی شاخص سنجش گرایش احساسات سرمایه‌گذاران حذف گردید. همچنین، با توجه به پایین بودن بار عاملی متغیر MARGIN، متغیر مذکور نیز حذف گردید و در نهایت نتایج تحلیل عاملی در مطابق جدول بعد بدست آمد:

جدول ۱۰. نتایج تحلیل عاملی

مؤلفه	واریانس توضیح داده‌شده توسط مؤلفه	درصد از کل واریانس توضیح داده‌شده	درصد از کل واریانس توضیح داده‌شده تجمعی
۱	۴.۱۵	۵۱.۹	۵۱.۹
۲	۱.۶۱	۲۰.۱	۷۲
۳	۰.۷۸	۹.۷	۸۱.۷
۴	۰.۴۹	۶.۱	۸۷.۹
۵	۰.۴۴	۵.۵	۹۳.۳
۶	۰.۳۲	۳.۹	۹۷.۳
۷	۰.۱۳	۱.۷	۹۹
۸	۰.۰۸	۱	۱۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بدین ترتیب، مقدار ویژه مؤلفه‌ی اول (درصد واریانس توضیح داده شده) ۵۲ درصد از مقدار کل واریانس می‌باشد که عدد قابل قبولی است. مولفه‌هایی که از بین کل مولفه‌ها دارای مقدار واریانس توضیح داده شده بالای یک هستند انتخاب می‌شوند. جدول زیر مقادیر بار عاملی متغیرها را نشان می‌دهد.

1. Baker and Wurgler

جدول ۱۱. مقادیر بار عاملی (ضرایب مؤلفه‌ها)

نام متغیر	مؤلفه‌اول	مؤلفه دوم
RESAPF	۰.۷۳۸	۰.۱۴۶
RESATR	۰.۸۱۷	۰.۰۲۸
RESBSI	۰.۵۷۳	-۰.۵۱۸
RESCEFD	۰.۵۳۲	۰.۷۷۸
RESPE	۰.۷۰۴	-۰.۰۵
RESPSY	۰.۸۶۷	-۰.۳۱۱
RESRSI	۰.۷۸۷	-۰.۴۶۹
RESTV	۰.۶۸۲	۰.۶۲۵

ماخذ: یافته‌های پژوهش

از آنجا که با چرخش محورها از طریق رویکرد وریمکس[1]، تعداد مؤلفه‌ها همچنان ۲ مؤلفه باقی‌مانده و میزان واریانس توضیح داده شده توسط مولفه اول بهبود نیافت، لذا شاخص گرایش احساسات سرمایه‌گذاران با استفاده از دیدگاه دوم که اثر چرخه‌های تجاری از متغیرها حذف گردید، از طریق روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) به صورت جدول زیر می‌باشد:

جدول ۱۲. ضرایب متغیرها در شاخص گرایش احساسات سرمایه‌گذاران

نام متغیر	RESAPF	RESATR	RESBSI	RESCEFD	RESPE	RESPSY	RESRSI	RESTV
ضرایب متغیر	۰.۷۳۸	۰.۸۱۷	۰.۵۷۳	۰.۵۳۲	۰.۷۰۴	۰.۸۶۷	۰.۷۸۷	۰.۶۸۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

به بیان دیگر، شاخص گرایش احساسات به شرح رابطه ۱۱ است:

$$\text{Sentiment} = ۰,۷۳۸\ \text{APFi} + ۰,۸۱۷\ \text{ATRi} + 0.573\ \text{BSIi} + ۰,۵۳۲\ \text{CEFDi} + ۰,۷۰۴\ \text{PEi} + ۰,۸۶۷\ \text{PSYi} + 0.787\ \text{RSIi} + ۰,۶۸۲\text{TVi} \quad (11$$

که در آن، Sentiment : شاخص احساسات سرمایه‌گذاران، APF : خالص جریان نقد صندوق‌های مشترک سهام، ATR: گردش معاملات سهام، BSI: معاملات سرمایه‌گذاران خرد، CEFD: دقیق تنزیل واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته، PE: نسبت قیمت به درآمد، PSY: شاخص خط روانشناسی، RSI: شاخص قدرت نسبی و TV:حجم معاملات است.

1. Varimax

در این پژوهش، عوامل اثرگذار بر گرایش احساسات سرمایه‌گذاران که در پیشینه پژوهش داخلی و خارجی مورد استفاده قرار گرفته بودند، استخراج گردیده و با رویکرد تحلیل مؤلفه‌های اساسی (PCA) به استخراج شاخص گرایش احساسات سرمایه‌گذاران اقدام گردید.

میزان گردش معاملات سهام، خالص جریان نقد صندوق‌های مشترک سهامی، نسبت معاملات سرمایه‌گذاران خرد، تنزیل واحدهای صندوق های با سرمایه بسته، نسبت قیمت به درآمد، شاخص خط روانشناسی، شاخص قدرت نسبی و حجم معاملات سهام همگی نشان دهنده احساسات سرمایه‌گذاران با ضرایب ذکر شده در فرمول بالا می‌باشند.

متغیر خالص جریان نقد صندوق‌های مشترک سهامی با ضریب ۰,۷۵ به عنوان یکی از مؤلفه‌های احساسات سرمایه‌گذاران تلقی می‌شود. صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک با بهره بردن از مدیران حرفه‌ای، باتجربه و آشنا به قوانین و مقررات بازار، امکان انباشته‌شدن سرمایه‌های کوچک و هدایت آن به بازارهای مالی برای برطرف کردن نیاز مالی بنگاه‌های سرمایه‌پذیر را فراهم می‌کنند. مدیریت حرفه‌ای، تنوع‌بخشی اوراق بهادار و کاهش ریسک، صرفه‌جویی در مقیاس، پایین‌بودن هزینهٔ معاملات و سهولت سرمایه‌گذاری، نقش مهمی به این صندوق‌ها در بازارهای مالی بخشیده است. در بررسی رابطه جریانات نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و بازار سهام، دو رویکرد وجود دارد: رویکرد خرد و رویکرد کلان. در رویکرد خرد، جریانات نقدی هرصندوق بررسی‌شده و براساس آن صندوق‌ها وجوه سرمایه‌گذاری جدید را بر اساس عملکرد گذشته صندوق جذب می‌کنند. از سوی دیگر، در رویکرد کلان مجموع جریانات صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک بررسی شده و بر حجم بالای جریان‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری فارغ از اینکه این جریانات به کدام صندوق‌ها وارد یا خارج شده‌اند تمرکز می‌شود لذا پژوهش حاضر با توجه به تعریف متغیر خالص جریان نقد صندوق‌های مشترک سهامی، دیدگاه کلان دارد. نتایج پژوهش حاضر با یافته‌های براون و کلیف[1] (۲۰۰۴)، فِرازینی و لامونت[2] (۲۰۰۸) منطبق می‌باشد. با توجه به نتایج پژوهش‌های داخلی و خارجی مبنی بر تأیید اثر جریانات نقد صندوق‌های سرمایه‌گذاری بر بازدهی سهام‌شرکت‌ها و در بعد کلان بر شاخص بورس اوراق بهادار گردش معاملات سهام و حجم معاملات از دیگر مؤلفه‌های شاخص‌گرایش احساسات سرمایه‌گذاران تعریف گردید. حجم معاملات در واقع مسئله پایداری و صحت قیمت را مورد بررسی قرار می‌دهد و پژوهش‌هایی که حجم معاملات را در کنار قیمت در نظر نمی‌گیرند در واقع مسأله صحت قیمت را مورد توجه قرار نمی‌دهند. این متغیر یکی از معیارهای اصلی در تحلیل تکنیکال است که به همراه قیمت می‌تواند تصویر کاملی از روندهای بازار را برای تحلیلگران نمایان سازد. بدیهی است توجه به روند قیمت‌ها فارغ از تغییرات حجم معاملات که روحیه و جو بازار را مشخص می‌کند، می‌تواند به استنباط‌های غلطی بینجامد و تغییرات قیمت در صورتی معنی‌دار است که با تغییرات قابل‌توجه حجم همراه باشد. به بیان دیگر از دیدگاه تحلیلگران تکنیکی، حجم معاملات باید تایید کننده روند معاملات باشد و این مهمترین کاربردی است که حجم معاملات می‌تواند در تحلیل سهام داشته باشد. در توضیح این مطلب باید بیان کرد؛ حجم معاملات سنگین‌تر حاکی از تمایل خریداران به سهم و یا فشار فروش بیشتر بر روی یک سهم است که

1. Brown and Cliff
2. Frazzini and Lamont

هم‌راستا با روند حرکتی سهم است. اگر روند قیمتی یک سهم صعودی باشد، برای تداوم این صعود لازم است حجم در روزهای مثبت سنگین‌تر و بالعکس اگر روند نزولی بر سهم حاکم باشد، تا زمانی که حجم معاملات در روزهای منفی سنگین‌تر است، روند نزولی همچنان ادامه خواهد داشت. از این رو گفته می‌شود که باید حجم معاملات تایید کننده روند باشد. نکته دیگری که در رابطه با حجم معاملات بسیار حائز اهمیت است، مربوط به ارتباط معکوس معاملات با روند بازار است! در بسیاری از مواقع زمانی که حجم معاملات یک سهم کاهش پیدا می‌کند، نشان‌گر رشد آن در بازه زمانی نه چندان دور است؛ در مقابل زمانی که حجم معاملات یک سهم روند نزولی پیدا می‌کند اما قیمت‌ها همچنان بالا هستند نمایانگر روند نزولی آن در آینده است. حجم معاملات می‌تواند ناشی از ورود پول هوشمند باشد. تحیلگران فنی، اعتبار شکست سطوح مقاومتی بااهمیت و انتظارات بر تداوم روند را با حجم معاملات صورت گرفته اندازه‌گیری می‌کنند. گردش معاملات بالا، باعث می‌شود که سهام به طور فعال معامله شده و توجه بیشتری را جلب کند و درنتیجه تقاضای بیشتری برای سهام ایجاد شود. به عبارتی ریسک سهام کاهش می‌یابد و به دنبال آن بازده مورد انتظار نیز کاهش خواهد یافت. گردش معاملات بالا ممکن است ناشی از نوسانات زیاد قیمت و افزایش اختلاف نظر معامله‌گران در مورد اطلاعات شرکت باشد.

براساس معادله شاخص گرایش احساسات سرمایه‌گذاران، معاملات سرمایه‌گذاران خرد نیز یکی دیگر از مؤلفه‌های احساسات سرمایه‌گذاران درنظر گرفته شده است. جمشیدی و فدایی‌نژاد (۱۳۹۷) در بازار سرمایه ایران نشان دادند که سرمایه‌گذارانی که نرخ گردش سبد بالاتری داشتند، بازده بالاتری نیز کسب کرده‌اند هرچند شفرین[1] (۲۰۱۰) معتقداست افرادی که دچار سوگیری فرااعتمادی‌اند، اعتماد بیش از حدی درباره دانش و توانایی خود دارند و این امر در نهایت موجب عملکرد ضعیف آنان می‌شود. از آنجا که عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد، توجه به بالابودن هزینه‌های جمع‌آوری اطلاعات و محدودیت زمان، اغلب معامله‌گران تلاش می‌کنند تا معاملات خود را منطبق با اقدامات اکثریت انجام دهند چراکه آن‌ها فرض‌می‌کنند افراد دیگر به داده‌های بیشتری نسبت به ایشان دسترسی دارند. از سوی دیگر، سرمایه‌گذاران نهادی عمدتاً تیم‌های تحلیلی تخصصی، کمیته سرمایه‌گذاری و... داشته و معاملات خود را بیشتر بر اساس اطلاعات برآمده از آن مدیریت می‌کنند. درنتیجه، سرمایه‌گذاران فردی بیشتر به رفتارهای گروهی تمایل دارند. این موضوع با پژوهش‌هان و کومار[2] (۲۰۱۳) که دریافتند سهم‌هایی که سرمایه‌گذاران خرد بیشتر در آن فعال هستند، بیش از اندازه قیمت‌گذاری شده و درنتیجه معاملات خرد بر قیمت سهام تأثیرگذار است، همخوانی دارد.

یکی دیگر از مؤلفه‌های موجود در فرمول شاخص سنجش گرایش احساسات سرمایه‌گذاران، دقیق تنزیل واحدهای صندوق های با سرمایه بسته می‌باشد. قیمت تابلوی سهام هلدینگ‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری باید دقیقا برابر با ناو آن‌ها باشد لیکن در اکثر مواقع قیمت تابلو کمتر و گاهی هم بیشتر است. توضیحات متفاوتی درباره چرایی این مسئله ارائه شده و شاید مهم‌ترین علت یا توضیح چنین وضعیتی، احساسات بازار باشد که با توجه به شرایط و هیجانات سرمایه‌گذاران ممکن است قیمت سهام نسبت به خالص ارزش دارایی‌های شرکت افزایش یا

1. Shefrin
2. Han & Kumar

کاهش یابد. اختیارات مدیریتی و قابلیت نفوذ به علت دارا بودن سهام زیاد توسط هلدینگ‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری، علت دیگری است که البته برای شرایط مازاد ارزش مطرح می‌شود. به عبارت دیگر، با توجه به اینکه هلدینگ‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری تعداد سهام بیشتری در مقایسه با سهامداران خرد دارند و از این رو اختیارات مدیریتی مضاعف بر سایر مزیت‌های سهامداری دارند پس باید در شرایط مساوی، ارزندگی بیشتری نسبت به مالکیت مستقیم در سهام شرکت‌های زیرمجموعه آن هلدینگ‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری داشته باشند. البته دلایلی که برای شرایط تخفیف و به عبارتی پایین‌تر بودن قیمت نسبت به NAV مطرح می‌شود بیشتر است. وجود هزینه‌های نمایندگی در هلدینگ‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری نسبت به سرمایه‌گذاری مستقیم و همچنین، غیربورسی و در نتیجه مبهم بودن ارزش ذاتی برخی از زیرمجموعه‌ها و ریسک عدم نقدشوندگی دارایی‌های شرکت‌های سرمایه‌گذاری از جمله این دلایل هستند. همچنین، از آنجا که غالب شرکت‌های سرمایه‌گذاری در بازار سهام ایران، فعالیتی ترکیبی دارند. یعنی علاوه بر مدیریت سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار، اقدام به کنترل و مدیریت دیگر شرکت‌ها نیز می‌نمایند که این عملیات هلدینگی موجب پیچیدگی و ابهام در محاسبه NAV هر سهم می‌شود.

یکی دیگر از مؤلفه‌های موجود در شاخص گرایش احساسات سرمایه‌گذاران، نسبت قیمت به درآمد می‌باشد. نسبت مذکور، میزان ارزش سهم را در مقایسه با درآمد شرکت نشان می‌دهد. این نسبت به ما می‌گوید که سرمایه‌گذاران، حاضرند چه مقدار برای سهم، براساس درآمد گذشته یا آینده آن، بپردازند و درصورتی که نرخ رشد شرکت ثابت بوده و نسبت تقسیم سود بالایی باشد، می‌تواند نشان‌دهنده نرخ بازگشت سرمایه باشد. نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران و نرخ رشد سودآوری دوعامل کلیدی و مؤثر در نسبت قیمت بر درآمد می‌باشند. نسبت P/E بالا یا پایین همیشه نشان‌دهنده ارزان و یا گران بودن سهم نیستند بلکه بالا یا پایین بودن این نسبت، توقع بازار از آینده شرکت و سودآوری آن را نشان می‌دهد. بدیهی‌است در بازارهای هیجانی که احساسات سرمایه‌گذاران نقش بیشتری در تصمیم‌گیری‌های آن‌ها ایفا می‌کند، به دلیل خوش‌بینی‌های موجود در بازارهای رو به بالا[1] به ازای هرواحد سود دریافتی، سرمایه‌گذاران حاضرند قیمت بالاتری بپردازند و به بیان دیگر، نسبت قیمت به درآمد (P/E) از میانگین تاریخی خود فاصله می‌گیرد. در بازارهای هیجانی رو به پایین[2] نیز در تکاپوی فروش سهام به هر قیمت، احساسات سرمایه‌گذاران منجر می‌شود که قیمت‌ها از میانگین خود فاصله گرفته و این بار پایین‌تر از میزان منطقی قرار گیرند.

بحث، نتیجه گیری و پیشنهادها

در این پژوهش به روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی و با ترکیب هشت متغیر احساسی، شاخصی ترکیبی برای سنجش گرایش احساسی بازار سهام ایران استخراج گردید. این متغیرها عبارت‌اند از: (۱) خالص جریان نقد صندوق‌های مشترک سهام (APF) ، (۲) گردش معاملات سهام (ATR)، (۳) معاملات سرمایه‌گذاران خرد (BSI)، (۴) دقیق تنزیل واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته (CEFD)، (۵) نسبت قیمت به درآمد (PE)، (۶) شاخص خط روانشناسی (PSY)، (۷) شاخص قدرت نسبی (RSI) و (۸) حجم معاملات (TV).

1. Bullish
2. Bearish

با هدف مقایسه نتایج این پژوهش با سایر پژوهش‌های مرتبط، در ادامه به بررسی تعداد و نوع متغیرهای موجود در شاخص نهایی پیشنهاد شده توسط سایر پژوهش گران پرداخته خواهد شد:

- چن و همکاران (۲۰۱۳): در شاخص نهایی پیشنهاد شده ۲ متغیر شامل: میزان گردش معاملات سهام و تعداد حساب‌های سهامداری جدید افتتاح شده موجود است.
- چوانگ ژیا و همکاران (۲۰۱۴): در شاخص نهایی پیشنهاد شده ۵ متغیر شامل: میزان گردش معاملات سهام، تعداد حساب‌های سهامداری جدید افتتاح شده، بازدهی متوسط روز اول عرضه عمومی اولیه، حجم عرضه‌های عمومی اولیه و تعداد واحدهای صندوق با سرمایه بسته موجود است.
- هیجن و همکاران (۲۰۱۷): در شاخص نهایی پیشنهاد شده ۳ متغیر شامل: میزان گردش معاملات سهام، شاخص قدرت نسبی و حجم معاملات موجود است.
- نوگویرا و پینمو (۲۰۲۰): در شاخص نهایی پیشنهاد شده ۳ متغیر شامل: سنجه‌های احساسات فردی، قیمت طلا و صرف بازده اوراق قرضه موجود است.
- پی اچ و ریشاد (۲۰۲۰): در شاخص نهایی پیشنهاد شده ۶ متغیر شامل: حجم معاملات سهام، نسبت قراردادهای اختیار خرید و فروش، نسبت پیشروی نزولی، گردش بازار، گردش سهام و تعداد عرضه های اولیه موجود است.
- توحیدی (۲۰۲۰): در شاخص نهایی پیشنهاد شده ۳ متغیر شامل: نسبت حجم ماهانه معاملات سهام به وسیله صندوق‌ها و شرکت‌های سبدگردانی به حجم کل معاملات بازار سهام، نسبت حجم معاملات آنلاین به حجم کل معاملات بازار سهام و نسبت حجم معاملات خرد به حجم کل معاملات بازار سهام موجود است.

در این پژوهش ۸ متغیر در شاخص نهایی با اعمال ضرایب گوناگون در نظر گرفته شده است.

با توجه به موارد فوق، نتایج پژوهش حاضر بیشترین سازگاری را از نظر تعداد متغیرهای مشابه مورد استفاده با پژوهش هیجن و همکاران (۲۰۱۷)، با میزان سه مشابهت در معیارهای لحاظ شده در شاخص نهایی پیشنهاد شده، دارد. و همچنین کمترین سازگاری را با پژوهش نوگویرا و پینمو (۲۰۲۰)، با میزان صفر مشابهت در معیارهای لحاظ شده در شاخص نهایی پیشنهاد شده، دارد.

نتایج پژوهش حاضر بیانگر توانایی مناسب شاخص طراحی‌شده جهت سنجش احساسات سرمایه‌گذاران می‌باشد. لذا معامله‌گران، تحلیلگران بازار سرمایه، مدیران پرتفوی و سرمایه‌گذاران خرد و سرمایه‌گذاران نهادی می‌توانند از شاخص مذکور جهت سنجش رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران و تصمیم‌گیری بهتر در معاملات خود استفاده نمایند.

در ادامه، ناظر به نتایج پژوهش پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

- سازمان بورس و اوراق بهادار بایستی به متغیرهای میزان گردش معاملات سهام، نسبت معاملات سرمایه‌گذاران خرد، خالص جریان نقد صندوق‌های مشترک سهامی، دقیق تنزیل واحدهای صندوق های با سرمایه بسته، نسبت قیمت به درآمد، شاخص خط روانشناسی ، شاخص قدرت نسبی و حجم معاملات سهام به عنوان نشانگرهای احساسات سرمایه‌گذاران توجه ویژه نماید. با توجه به طراحی فرمول شاخص گرایش احساسات

سرمایه‌گذاران در پژوهش حاضر، پیشنهاد می‌شود شاخص مذکور به صورت ماهیانه محاسبه گردیده و با انتشار آن در پلتفرم‌های موجود، در دسترس عموم قرار گیرد.

- با توجه به تأثیر بلندمدت و معنی‌دار نرخ بهره بر تلاطم بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران بانک‌مرکزی در تصمیم‌گیری‌های خود در حوزه سیاست‌های پولی اثر تغییرات در نرخ بهره بر ریسک بازار سرمایه را مدنظر قرار دهند.
- تفاوت قیمت و NAV شرکت‌های سرمایه‌گذاری به عنوان یکی از مؤلفه‌های سنجش گرایش احساسات سرمایه‌گذاران می‌تواند ناشی از ابهام در ارزشیابی پرتفوی غیربورسی شرکت‌های سرمایه‌گذاری باشد. پیشنهاد می‌شود سازمان بورس و اوراق بهادار سازوکاری را جهت ارزشیابی منصفانه شرکت‌های سرمایه‌گذاری از پرتفوی غیربورسی خود و انتشار آن درهنگام درج گزارش فعالیت ماهیانه و صورت وضعیت پرتفوی دوره ۳ ماهه، در سامانه کدال طراحی نماید.
- سازمان بورس و اوراق بهادار درهنگام تنظیم دستورالعمل‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری اعم از صندوق‌های سهامی، درآمد ثابت و مختلط بایستی به اهمیت خالص جریان نقد صندوق‌های سرمایه‌گذاری سهامی به عنوان یکی دیگر از مؤلفه‌های سنجش گرایش احساسات سرمایه‌گذاران سازمان بورس توجه ویژه نماید.
- ازآنجا که نسبت P/E به عنوان یکی از سنجه‌های احساسات سرمایه‌گذاران در فرمول طراحی شده وجود دارد، و با توجه به آنکه نسبت P/E آینده‌نگر کاربرد اصلی را داشته و نسبت P/Eگذشته‌نگر و نسبت P/E ttm چندان کاربردی نمی‌باشد و نظر به سخت‌بودن پیش‌بینی مداوم EPS سال‌های آتی شرکت‌ها توسط تحلیلگران و فعالین بازار سرمایه، پیشنهاد می‌شود سازمان بورس و اوراق بهادار شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و فرابورس را ملزم به انتشار گزارش پیش‌بینی سود سال‌های آتی نموده و در پایان هرسال اقدام به رتبه‌بندی شرکت‌های ناشر نسبت به دقت در پیش‌بینی سود سال آتی خود نماید.
- همچنین، درحال حاضر تنها یک نهادمالی خصوصی در سطح گسترده اقدام به جمع‌آوری پیش‌بینی تحلیلگران بصورت فصلی از سود سال‌های آتی شرکت‌ها و انتشار آن می‌نماید. پیشنهاد می‌شود سازمان بورس و اوراق بهادار به عنوان نهادناظر و در راستای شفافیت و کارایی اطلاعاتی بیشتر بازار سرمایه، سازوکار جمع‌آوری نظرات تحلیلگران، دسته بندی آن و انتشار گزارشات برای عموم را اجرایی نماید.
- با توجه به اهمیت حجم معاملات سرمایه‌گذاران خرد در سنجش گرایش احساسات سرمایه‌گذاران، سازمان بورس و اوراق بهادار باهمکاری سازمان صدا و سیما و دیگر شبکه‌های اجتماعی به آگاهی‌بخشی و ارتقای سوادمالی و سرمایه‌گذاری سهامداران خرد بیش از پیش اقدام نماید.
- سازمان بورس و اوراق بهادار بایستی با جذاب‌تر نمودن صندوق‌های سرمایه‌گذاری سهامی از طریق روش‌های متعدد همچون تخصیص درصدبالایی از عرضه‌های اولیه به صندوق‌های سرمایه‌گذاری، کاهش کارمزدها، طراحی سازوکاری جهت دریافت اعتبار برای خرید واحد صندوق‌های سرمایه‌گذاری سهامی و ... سرمایه‌گذاران تازه وارد و با سواد مالی اندک را به سرمایه‌گذاری غیرمستقیم ترغیب نماید.

- به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود علی‌رغم حضور کمتر سرمایه‌گذاران خارجی در بازار سرمایه ایران، با تفکیک سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی، به بررسی احساسات سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی و تأثیر آن بر مؤلفه‌های بازار سرمایه بپردازند.
- به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود با استفاده از شاخص احساسات سرمایه‌گذاران که در این پژوهش تعریف گردید، به بررسی اثر احساسات سرمایه‌گذاران بر دیگر مشخصه‌های بازار سرمایه همچون بازده مازاد سهام، نقدشوندگی سهام و... اقدام نمایند.
- به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران در خالص جریانات نقد صندوق‌های سرمایه‌گذاری به تفکیک سهامی، مختلط و درآمد ثابت مورد بررسی قرار گیرد.

محدودیت‌هایی که در مراحل اجرای پژوهش حاضر وجود داشته است و در تعبیر و تفسیر نتایج حاصله، باید مورد ملاحظه قرار گیرد، به شرح زیر می‌باشد:

- داده‌های مورد نیاز برای محاسبه برخی از متغیرهایی که به عنوان معیاری برای احساسات سرمایه‌گذاران در پژوهش‌های خارجی معرفی شده‌اند وجود نداشته و درنتیجه دراین پژوهش براساس داده‌های منتشر شده و داده‌های اخذ شده از شرکت سپرده‌گذاری مرکزی و سازمان بورس و اوراق بهادار، اقدام به تعریف حداکثری تعدادمتغیرهایی که نماینده احساسات سرمایه‌گذاران باشند، گردید.
- باتوجه به عدم انتشار برخی از متغیرها، بازه زمانی از سال ۹۳ انتخاب گردید تا حداکثر تعداد متغیر نشان‌دهنده احساسات سرمایه‌گذاران درنظر گرفته شود. درصورتی که داده‌های بیشتری موجود می‌بود، بازه زمانی بررسی پژوهش بیشتر درنظر گرفته می‌شد تا حباب سهام در دوره‌های پیشتر نیز مورد بررسی قرارگیرد.
- در پژوهش حاضر از شاخص کل[1] جهت محاسبه حباب بازار سرمایه استفاده گردید. تعمیم نتایج به تفکیک هرصنعت بایستی با احتیاط انجام گیرد.
- به دلیل محدود بودن قلمرو زمانی به سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۹ ، در تعمیم نتایج به بازه‌ی زمانی قبل و بعد از دوره مذکور بایستی با احتیاط انجام گیرد.
- باتوجه به محدود بودن جامعه آماری به بورس اوراق بهادار تهران، تسری نتایج به دیگر کشورها بایستی با احتیاط انجام گیرد.

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.

1. TEDPIX

References

Aghababaei, M; Aliyan, E. (2022). The Impacts of Investor Sentiment on Liquidity and its Volatility: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 24(1), 61-80. (In Persian).

Asghari, E; Abbasian Fredoni, M; Naslmosavi, H. (2019). The Impact of Investor Sentiments on Stock Market Liquidity. *Journal of Accounting Advances*, 80(12), 1-27. (In Persian).

Asif Khan, M; Hernandez, J. (2020). Time and frequency relationship between household investors' sentiment index and US industry stock returns. *Finance Research Letters*, 36(2).

Assadi, G; Morshedi, F. (2019). Investigating the effect of Investor Sentiment on the stock price crash risk in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective*, 25(9), 9-30. (In Persian).

Audrino, F; Sigrit, F; & Ballinari, D. (2020). The impact of sentiment & attention measures on stock market volatility. *International Journal of Forecasting*, 36(2), 334-357.

Azarbooye, N. (2020). An overview of the origins of investors' emotional behavior and its effects on the stock market. *geography and human relationships*, ۳(2), ۱۶-26. (In Persian).

Breitmayer, B; Mensmann, M; & Pelster, M. (2018). *Social Recognition and Investor Overconfidence*. TAF Working Paper Series.

Cheema, A; Nartea, V. (2017). Momentum returns, market states, and market dynamics: Is China different? *International Review of Economics & Finance*, 50(1), 85-97.

Chen, G; Chen, L; Liu, Y; & Qu, Y. (2021). Stock price bubbles, leverage and systemic risk. *International Review of Economics & Finance*, 74(1), 405-417.

Cornell, B; Landsman, W; & Stubben, S. (2017). Accounting information, investor sentiment and market pricing. *Journal of Law, Finance and Accounting*, 2 (2), 325-345.

Fang, J; Gozgor, G; Lau, Ch; & Lu, Zh. (2020). The impact of Baidu Index sentiment on the volatility of China's stock markets. *Finance Research Letters*, 32(2), 320-338.

Golarzi, G; Piri, S. (2022). Assay the Impact of Investors' Emotional Decisions on Occurrence Crisis in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Strategy*, 10(2), 99-116. (In Persian).

Han, B; Hirshleifer, D; & Walden, J. (2018). *Social transmission bias and investor behavior*. NBER working paper.

Hill, J. (2018). Chapter 5 - Bubbles, Panics, Crashes, and Crises. *FinTech and the Remaking of Financial Institutions. J. Hill, Academic Press*, 95-137.

Hirshleifer, D; Jiang, D; & DiGiovanni, Y. M. (2020). Mood beta and seasonalities in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 137 (3), 272-295.

Jamshidi, N; Fadaie Nejad, M. (2019). Investigating the Performance of Active and Passive Individual Investors in Tehran Stock Exchange by Using Portfolio Study

and Own Benchmark Abnormal Return Approaches. *Journal of Asset Management and Financing*, 7(2), 25-40. (In Persian).

Jiang, S; & Jin, X. (2020). Effects of investor sentiment on stock return volatility: A spatio-temporal dynamic panel model. *Economic Modelling*, 97 (c), 298-306.

Kumari, J. (2019). Investor sentiment and stock market liquidity: Evidence from an emerging economy. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 23(1), 166-180.

Lee, P. E. (2019). The Empirical Study of Investor Sentiment on Stock Return Prediction, *International Journal of Economics and Financial Issues* 9(2), 119-127.

Liang, C. (2020). Which sentiment index is more informative to forecast stock market volatility? Evidence from China. *International Review of Financial Analysis*, 71 (3), 125-138.

Matthias, W. (2017). Emotions Matter: Sentiment and Momentum in Foreign Exchange. *Journal of Behavioral Finance*, 18(3), 249-257.

Mohamadzadeh, H. (2021). The relationship between investors' emotional orientation and earnings forecasts by management. *Accounting and management perspective*, 4(40), 51-64. (In Persian).

Negrelli, S. (2020). Bubbles and persuasion with uncertainty over market sentiment. *Games and Economic Behavior*, 120(1), 67-85.

Nogueira, p; & Pinho, C. (2020). A new European investor sentiment index (EURsent) and its return and volatility predictability. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27(1). 51-63.

Pelster, M; & Breitmayer, B. (2019). Attracting attention from peers: excitement in social trading. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 161(1), 158-179.

PH, H; Rishad, A. (2020). An empirical examination of investor sentiment and stock market volatility: evidence from India. *Financial Innovation*, 6(1), 1-15.

Piñeiro-Chousa, J; Lopez, M; Caby, J; & Sevic, A. (2021). The influence of investor sentiment on the green bond market. *Technological Forecasting and Social Change*, 162(1), 120-351.

Rostami Jaz, H; Yaghoobnezhad, A; Tariverdi; Y. (2021). Investigating the effects of investors' sentiments on stocks valuation. *Journal of Investment knowledge*, 10(39), 283-303. (In Persian).

Saranj, A; Tehrani, R; Abbasi Museloo; K. (۲۰۱۸). Identifying the Trading Behaviors and Risk of Noise Traders in Iran Stock Market. *Financial Management Strategy*, 6(3), 31-58. (In Persian).

Song, Z. & Yu, C. (2022). Investor sentiment indices based on k-step PLS algorithm: A group of powerful predictors of stock market returns. *International Review of Financial Analysis*, 83(1). 44-59.

Steiger, S. & Pelster, M. (2020). Social interactions and asset pricing bubbles. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 179(1), 503-522.

Walkshausl, C. (2016). Mispricing and the five-factor model. *Economics Letters*, 147(1), 99-102.

Wei-Fong, P. (2019). Does Investor Sentiment Drive Stock Market Bubbles? Beware of Excessive Optimism. *Journal of Behavioral Finance*, 24(1), 27-41.

Xu, Q; Wang, L; Jiang, C; & Jhang, X. (2019). A novel UMIDAS-SVQR model with mixed frequency investor sentiment for predicting stock market volatility, *Expert Systems with Applications*, 132(1), 12-27.

Yang, C; & Hu, X. (2020). Individual stock sentiment beta and stock returns, *The North American Journal of Economics and Finance*, 55 (1), 41-60.

Yao, C. Z; & Li, H. Y. (2020). Time-varying lead–lag structure between investor sentiment and stock market. *The North American Journal of Economics and Finance*, 52(1), 25-48.

Yusefi asl, F,. Hajian, N,. safari khalkiasari, M. (2021). Investor Sentiment and Management Earnings Forecast. *Empirical Research in Accounting*, 12(1), 1-26. (In Persian).

Zare Bahnamiri, M; Nazari, A; Beiky; N. (۲۰۲۲). Corporate Social Performance and Investor Sentiment: A Simultaneous Equation System Approach. *Accounting and Social Interests*, 12(1), 61-80. (In Persian).

Zheng, Y; Osmer, E; & Zhang, R. (2018). Sentiment hedging: how hedge funds adjust their exposure to market sentiment. *Journal of Banking & Finance*, 88 (1), 147-160.

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 دوازدهم، شماره چهل و چهارم، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۱۳۸-۱۱۳

مقاله پژوهشی

بررسی اثر سرایتی ریسک سیستمی میان صنایع اصلی در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد شبکه رخداد دنباله‌ای محور[۱]

الهام فرزانگان[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۱۷ تاریخ پذیرش:۱۴۰۲/۰۷/۲۵

چکیده

ریسک سیستمی ثبات بازار مالی را به خطر می‌اندازد، چرا که شکست هر بخش می‌تواند به کل سیستم مالی آسیب برساند. ازاین‌رو اندازه‌گیری دقیق ریسک سیستمی و تجزیه‌وتحلیل مکانیزم انتقال ریسک‌های مالی میان بخش‌های مختلف برای محافظت سیستم مالی دربرابر ریسک‌های سیستمی، از اهمیت خاصی برخوردار است. لذا در پژوهش حاضر، یک شبکه رخداد دنباله‌ای محور ساخته می‌شود تا با استفاده از آن اثر سرایتی ریسک سیستمی و وابستگی متقابل ریسک‌های دنباله‌ای میان صنایع در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شود. بدین‌منظور، ۲۹صنعت اصلی در بورس اوراق بهادار تهران، متشکل از ۱۹۶ شرکت فعال، طی دوره زمانی ۱۳۹۷ الی ۱۴۰۱ که دوره‌های استرس مختلفی را پوشش می‌دهد مورد آزمون قرار می‌گیرند. برای اندازه‌گیری پروفایل‌های ریسک، ریزش‌های مورد انتظار شرطی (CoES) محاسبه می‌شود. ماتریس‌های مجاورت زمان متغیر که براساس مشابهت بین پروفایل‌های ریسک هر جفت گره بدست می‌آیند نشان می‌دهند که ارتباط متقابل در شبکه وجود دارد. پروفایل‌های ریسک صنایع به‌طور مثبت همبسته هستند؛ صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری و صنعت بیمه و بازنشستگی هیچ‌گونه نقشی در تنوع‌بخشی ریسک طی رخدادهای دنباله‌ای، ندارند. با محاسبه نمره ریسک سیستمی و استفاده از تکنیک تجزیه ریسک سیستمی، می‌توان نتیجه گرفت که بجز صنایع مالی، سایر صنایع، صنایع مهم سیستمی در شبکه محسوب می‌شوند. نتایج حاصل از مدل رگرسیون کوانتیل شبکه‌ای رخداد دنباله‌ای محور در کوانتیل‌های مختلف، نشان می‌دهد که همه صنایع در انتقال ریسک تحت شرایط حدی بازار، نقش دارند. یافته‌های حاصل از این پژوهش، از اهمیت کاربردی برای مقامات نظارتی جهت اصلاح سیاست‌های مالی و بهبود چارچوب‌های سیاست‌های کلان برخوردار است و نیز برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در تخصیص دارایی‌ها مفید واقع می‌شوند.

واژگان کلیدی: صنایع، ریزش مورد انتظار شرطی، ریسک سیستمی، تحلیل شبکه‌ای، سرایت ریسک.

طبقه‌بندی موضوعی: *C58، G1، G32.*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.43587.2819

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی‌سینا-مجتمع آموزش عالی نهاوند (ویژه دختران)، همدان، ایران. (نویسنده مسئول). E-mail: e.farzanegan@basu.ac.ir

مقدمه

بورس اوراق بهادار تهران و صنایع فعال در آن از ریسک رخدادهای دنباله‌ای به‌وقوع پیوسته طی سال‌های اخیر از قبیل تحریم‌های همه‌جانبه آمریکا و اروپا علیه ایران و پاندامی COVID-19 در سال ۲۰۲۰، سهیم[1] شده‌اند (رودری و همایونی‌فرد، ۱۴۰۰). در واقع، صنایع مختلف تحت تأثیر این بحران‌ها ارتباط بیشتری با یکدیگر پیداکرده‌اند (طباطبایی، ۱۴۰۱)؛ شرایط بحرانی موجب تقویت انتشار ریسک درون سیستم مالی می‌گردد؛ هرزمانی که یک تکانه به یک صنعت وارد می‌شود، به‌سرعت از طریق مکانیزم سرایت به صنایع دیگر انتقال می‌یابد که در نهایت، نوسانات کلی در بُعد سیستمی را موجب می‌شود (ژانگ و همکاران[2]، ۲۰۲۰). همه این موارد نشان می‌دهد که در شرایط استرس، تقویت ثبات مالی می‌باید در اولویت قانون‌گذاران و پژوهش‌های دانشگاهی قرار بگیرد. بدین منظور، اندازه‌گیری ریسک سیستمی و طراحی متعاقب سیاست‌های احتیاطی کلان، رویکردهای اصلی برای اصلاح مقررات و نظارت مالی محسوب می‌شوند (آرنولد و همکاران[3]، ۲۰۱۲). به‌بیان‌دیگر، ارزیابی دقیق اندازه ریسک سیستمی و درک مکانیزم سرایت ریسک‌های مالی بین صنایع درون بازار، برای محافظت در برابر ریسک‌های سیستمی و بهبود بخشیدن به چارچوب سیاست‌های احتیاطی کلان، حیاتی است.

به‌طورکلی، بازار سهام نقش حیاتی در عملکرد سیستم مالی دارد چرا که تخصیص منابع مالی و کارکرد قیمت‌گذاری دارایی‌ها در این بازار انجام می‌شود. به‌هرحال، بورس اوراق بهادار تهران یک بازار رشد نیافته محسوب می‌شود که خود فرآیند انتقال ریسک‌های بالقوه در این بازار را تقویت می‌کند. برای مثال، فروپاشی حباب‌های مختلف در بورس اوراق بهادار تهران طی دو دهه گذشته زیان‌های بزرگی را به سرمایه‌گذاران وارد نمود و اثرات آن بر اقتصاد حقیقی ویران‌کننده بود. وقوع این نوع آشوب‌های بازار، اهمیت پیش‌بینی ریسک‌های مالی سیستمی را برجسته می‌کند و نیاز به شناسایی دقیق و اندازه‌گیری ریسک‌های سیستمی در بازار سهام را می‌رساند. همچنین، شاخص صنایع تشکیل‌دهنده بازار نشانگرهای مهمی در تشکیل پورتفوها محسوب می‌شوند که می‌تواند اطلاعات مفید و کاربردی برای تصمیمات سرمایه‌گذاری مشارکت‌کنندگان در بازار داشته باشند (کاواگلیا و همکاران[4]، ۲۰۰۰). بر طبق منطق اسپرد ریسک سیستمی[5]، چون غالباً اثر ارتباطی مشهودی میان صنایع وجود دارد، یک ریسک در یک صنعت می‌تواند تشنج را به سایر صنایع مرتبط منتقل کند و نوساناتی را در آن صنایع در همان جهت یا در جهت معکوس پدید آورد (عاصم‌اوغلو و همکاران[6]، ۲۰۱۲). ازاین‌رو، بررسی ارتباطات متقابل میان صنایع و شناسایی صنایعی که به‌طور سیستمی مرتبط با یکدیگر هستند برای هشدار مؤثر وقوع بحران مالی و کنترل ریسک‌های سیستمی در بازار سهام، امری ضروری محسوب می‌گردد.

1. Share
2. Zhang et al.
3. Arnold et al.
4. Cavaglia et al.
5. Logic of Systemic Risk Spread
6. Acemoglu et al.

در پژوهش حاضر اثر سرایتی و اثر تنوع‌بخشی ریسک سیستمی میان صنایع اصلی فعال در بورس اوراق بهادار تهران تحت شرایط حدی تحلیل می‌شود به‌گونه‌ای که پژوهش‌های انجام شده در حوزه شبکه همبستگی ریسک میان صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران را تعمیم می‌دهد.

مرور پژوهش‌های انجام شده در بخش پیشینهٔ پژوهش، نشان می‌دهد که مطالعات داخلی ریسک سیستمی را برای بخشی از بازار اوراق بهادار تهران، در قالب صنعت بانکداری (صادقی شاهدانی، ۱۴۰۱؛ راعی و همکاران، ۱۴۰۲) و یا برای تعدادی از صنایع (حکمتی فرید و همکاران، ۱۳۹۷؛ خیابانی و محمدیان نیک‌پی، ۱۳۹۷) و یا تعدادی از شرکت‌های پذیرفته‌شده (باباجانی و همکاران، ۱۳۹۷؛ نمکی و همکاران، ۱۴۰۱) محاسبه نموده‌اند؛ اما پژوهش حاضر برای نخستین‌بار بورس اوراق بهادار تهران را از رویکرد کلان، در قالب ۲۹ صنعت اصلی و مهم، متشکل از ۱۹۶ شرکت فعال، پوشش داده است.

نوآوری دیگر این پژوهش در استفاده از رویکرد نوین ریزش مورد انتظار شرطی[1] (CoES) برای اندازه‌گیری پروفایل‌های ریسک هر صنعت است که با استفاده از آن می‌توان به اطلاعات دقیق‌تری درباره زیان‌های حدی دست یافت؛ اما در مطالعات داخلی انجام گرفته، ریسک سیستمی عمدتاً از طریق رویکردهای[2] (VaR)، ریزش مورد انتظار[3] (ES) و ریزش مورد انتظار نهایی[4] (MES) و رویکرد ارزش در معرض ریسک شرطی[5] (CoVaR) و ارزش در معرض ریسک شرطی تفاضلی[6] (ΔCoVaR) و نیز روش ارزش در معرض ریسک خودرگرسیونی شرطی[7] (CAViaR)، اندازه‌گیری شده است (شاکری و همکاران، ۱۳۹۹؛ مهرانی و همکاران، ۱۴۰۰).

تا کنون در داخل کشور، روابط ریسکی میان صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران و نقش آن‌ها در سرایت ریسک به کل بازار، مورد بررسی قرار نگرفته است. پژوهش‌های داخلی عمدتاً به اندازه‌گیری سرریز نوسان‌پذیری پرداخته‌اند و از خانواده مدل‌های نوسان‌پذیری که تنها می‌تواند متوسط همبستگی را در بربگیرد و از رویکرد تجزیه واریانس مبتنی بر مدل خودرگرسیون برداری، استفاده کرده‌اند (راعی و همکاران، ۱۴۰۲؛ طباطبایی، ۱۴۰۱). در مقابل، در پژوهش حاضر به پیروی از ژو و همکاران[8] (۲۰۲۲)، برای پیدا کردن ارتباط متقابل و اندازه‌گیری درجه این روابط در شبکه، ماتریس‌های مجاورت نامتقارن ساخته می‌شود که از ویژگی زمان متغیر برخوردار هستند و بر اساس مشابهت بین جفت پروفایل‌های ریسک گره‌ها، در یک شبکه از روابط ریسکی غیرجهت‌دار ایجاد می‌شوند. بر اساس این رویکرد، اثرات سرریز ریسک سیستمی میان صنایع مختلف تحت رخدادهای دنباله‌ای بررسی می‌گردد؛ سپس، امتیاز ریسک سیستمی

1. Conditional Expected Shortfalls
2. Value-at-Risk
3. Expected Shortfall
4. Marginal Expected Shortfall
5. Conditional Value-at-Risk
6. Difference of Conditional Value-at-Risk
7. Conditional Autoregressive Value-at-Risk
8. Xu et al.

جهت اندازه‌گیری ریسک کلی سیستم محاسبه می‌گردد؛ تا با استفاده از آن و از طریق تجزیه ریسک، صنایع مهم سیستمی[1] (SIFI)، از نظر سهمی که در ریسک سیستمی دارند، شناسایی شوند. در پایان، به‌منظور تحلیل اثر سرایتی ریسک سیستمی در کوانتیل‌های مختلف، مدل رگرسیون کوانتیل شبکه‌ای رخدادِ دنباله‌ای محور[2] (TENQR)، مورد استفاده قرار می‌گیرد و نقش صنایع مختلف در انتقال و در تنوع‌بخشی ریسک سیستمی، اندازه‌گیری می‌شود. به هر حال، رویکرد شبکه رخداد دنباله‌ای محور هرگز پیش از این در داخل کشور مورد استفاده قرار نگرفته است. نمکی و همکاران (۱۴۰۱) و صادقی‌شاهدانی و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از شبکه‌های توپولوژی، میزان ریسک سیستمی مؤسسات مالی و ارتباط آن را با ویژگی‌های ساختاری توپولوژی بررسی نمودند؛ اما موضوع ریسک دنباله‌ای، انتقال ریسک سیستمی و شناسایی نهادهای مهم سیستمی در شبکه را طی رخدادهای دنباله‌ای، مطالعه نکرده‌اند. در پایان، برخلاف همه مطالعات داخلی فوق، در پژوهش حاضر برای محاسبه ارزش در معرض ریسک، از اطلاعات ترازنامه شرکت‌ها در قالب ۴ عامل ریسک سیستماتیک فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و کارهارت (۱۹۹۷) استفاده شده است.

در ادامه این مقاله مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش مرور و فرضیه‌های پژوهش بیان می‌شوند. با معرفی مدل پژوهش، یافته‌های تجربی و نتایج آزمون فرضیه‌ها ونتیجه‌گیری و پیشنهادها، بیان می‌شوند.

مبانی نظری و مروری بر پیشینهٔ پژوهش

کافمن و اسکات[3] (۲۰۰۳) ریسک سیستمی را براساس احتمال فروپاشی کل سیستم ناشی از حرکت هم‌زمان اکثر یا همه بخش‌های بازار، تعریف می‌کنند. از این رو می‌توان مشخصه‌های ریسک سیستمی را به‌صورت زیر بیان نمود: (i) دامنه تأثیر گسترده در مقابل یک بخش فردی از بازار، (ii) یک اثر موجی که شوک اولیه را به کل بازار پخش می‌کند، (iii) اثرات خارجی منفی به اینصورت که همه صنایع در بازار، به‌طور مشترک تأثیر منفی سقوط بازار را سهیم خواهند شد.

موضوع اصلی مطالعات انجام‌گرفته پیرامون اثرات سرایت ریسک، اندازه‌گیری دقیق ریسک سیستمی است. کاربردی‌ترین تکنیک معرفی‌شده در این زمینه، رویکرد VaR است که ریسک دنباله‌ای دارایی‌ها را توصیف می‌کند؛ اما این روش تنها بر ریسک یک دارایی فردی متمرکز است و روابط متقابل میان دارایی‌های متعدد را درنظر نمی‌گیرد. به‌منظور حل این مسئله، آدریان و برونرمیر[4] (۲۰۱۶) رویکرد CoVaR را پیشنهاد کردند که برای اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک سیستم مالی مشروط بر نهادی که تحت استرس قرار دارد، تعریف شده است؛ و بر این اساس ΔCoVaR، برای اندازه‌گیری ریسک سیستمی بکار برده می‌شود (لوپز-اسپینوسا و همکاران[5]، ۲۰۱۲). همچنین، رویکرد ES نیز می‌تواند به عنوان مکمل در کنار رویکرد VaR قرار

1. Systemically Important Financial Institutions
2. Tail Event driven Network Quantile Regression
3. Kaufman & Scott
4. Adrian & Brunnermeier
5. López-Espinosa et al.

بگیرد، چرا که ریسک دنباله‌ای را از طریق محاسبه مقدار زیان مورد انتظار، بطور جامع‌تری در بر می‌گیرد. آچاریا و همکاران[1] (۲۰۱۷) ریزش مورد انتظار سیستمی[2] (SES) و ریزش مورد انتظار نهایی[3] (MES) را به ترتیب برای اندازه‌گیری سهم یک نهاد مالی و سهم نهایی نهاد، در وقوع ریسک سیستمی تعمیم دادند. اخیراً، ژو و همکاران (۲۰۲۲) رویکرد CoES را برای اندازه‌گیری ریسک سیستمی معرفی کردند. در مقایسه با رویکرد CoVaR، رویکرد CoES بر مقدار متوسط زیان دنباله‌ای و نه فقط مقدار مورد انتظار زیان در یک کوانتیل متمرکز است و از این رو می‌تواند اطلاعات بیشتری درباره زیان‌های حدی فراهم کند.

اسپرد ریسک به کل سیستم از طریق مکانیزم سرایت و نیز از طریق ارتباطات متقابل بین صنایع، عامل اصلی سرایت ریسک در بازار سهام است. در پژوهش‌های انجام گرفته، عمدتاً از تابع کاپیولا[4] برای بررسی اثر سرایتی ریسک سیستمی، استفاده شده است. لو و همکاران[5] (۲۰۱۵) با استفاده از مدل پویای کاپیولای تغییر رژیم مارکف[6] (MRS-Copula) سرایت ریسک مالی را بین بازار سهام چین و بازارهای سهام بین‌المللی، در دوران بعد از بحران وام‌های رهنی بدون پشتوانه آمریکا و بحران بدهی‌های اروپا، نتیجه گرفتند.

در سال‌های اخیر، برخی محققین از جمله دیبولد و ییلماز[7] (۲۰۱۴) رویکرد شبکه را به علت قابلیت بالای آن در به تصویر کشیدن روابط متقابل بین بازارهای مالی، نیز تعمیم داده‌اند. براساس این رویکرد، وابستگی نوسان‌پذیری بازده سهام نهادهای مالی عمده آمریکا را در دوران بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ مورد بررسی قرار دادند. کانگ و لی[8] (۲۰۱۹) مدل‌های نوسان‌پذیری را به چارچوب شبکه وارد کرده تا بتوانند سرریزهای نوسان‌پذیری را مورد بررسی قرار دهند. آن‌ها متدولوژی پژوهش خود را برای ارزیابی وابستگی شبکه‌ای بین شاخص سهام و بازارهای آتی کالا طی دوره‌های بحرانی بکار بردند. به‌هرحال، عدم مزیت اصلی مدل‌های نوسان‌پذیری در آن است که تنها می‌توانند متوسط همبستگی و نه اطلاعات مربوط به سرریزهای ریسک دنباله‌ای را دربربگیرند. برای حل این مشکل در ادبیات، مدل‌های شبکه‌ای مبتنی بر روش رگرسیون کوانتیل به‌طور گسترده مورد استفاده قرار گرفته است. هاردل و همکاران[9] (۲۰۱۶) یک تکنیک شبکه‌ای مبتنی بر رخدادهای دنباله‌ای[10] (TENET) را بر پایه رویکرد رگرسیون کوانتیل نیمه پارامتریک معرفی کردند و با استفاده از آن به تحلیل وابستگی متقابل رخدادهای دنباله‌ای میان ۲۵ نهاد مالی آمریکا پرداختند.

1. Acharya et al.
2. Systemic Expected Shortfall
3. Marginal Expected Shortfall
4. Copula Function
5. Luo et al.
6. Markov Regime Switching Copula
7. Diebold & Yilmaz
8. Kang & Lee
9. Härdle et al.
10. Tail-Event driven Network

ژو و همکاران[1] (۲۰۱۹) با معرفی یک مدل خودرگرسیون کوانتیل شبکه‌ای، به تحلیل شبکه‌ایِ انتقال ریسک دنباله‌ای پویا در بازار سهام چین پرداختند و وابستگی شبکه‌ای زمانی بالاتری را زمانی که بازار در معرض سطح بالاتر نوسان‌پذیری قرار دارد، نتیجه گرفتند. سپس، چن و همکاران[2] (۲۰۱۹) مدل رگرسیون کوانتیل شبکه‌ای رخداد دنباله‌ای محور را برای اندازه‌گیری سهم ریسک نهادهای مالی، تعمیم دادند.

در رابطه با ریسک سیستمی میان بخش‌های مالی، پژوهش‌های جامعی انجام نشده است؛ فنگ و همکاران[3] (۲۰۲۳) بر سرریزهای نوسان‌پذیری میان بازارهای مالی از دیدگاه بین‌المللی تمرکز نموده‌اند. با استفاده از رویکرد رگرسیون کوانتیل شبکه‌ای رخداد محور، نشان دادند سرمایه‌گذاری و تجارت بین‌المللی کانال‌های اصلی سرایت هستند در حالیکه آزادی اقتصادی محرک بالقوه است. گونگ و همکاران[4] (۲۰۲۰) با معرفی مفهوم SIFIها، به ساختن مدل‌های شبکه‌ای پرداختند تا بتوانند روابط متقابل و ریسک‌های سیستمی نهادهای مالی را علاوه بر شناسایی SIFIها، مورد بررسی قرار دهند.

تاکنون موضوع اثرات سرایتی ریسک میان صنایع مختلف، چندان مورد بررسی قرار نگرفته است. چن و جین[5] (۲۰۲۰) کانال‌های انتقال سرریز ریسک صنایع را از نظر سرریز اطلاعات مطالعه کرده‌اند. برطبق نتایج، کانال ارتباطی حقیقی و کانال اطلاعاتی هر دو کانال انتقال موثر برای اثرات سرریز محسوب می‌شوند و کانال اطلاعات از اهمیت زیادی برخوردار است. فنگ و همکاران[6] (۲۰۱۸) از مدل‌های خانواده GARCH برای به تصویر کشیدن اثرات سرریز نوسان‌پذیری میان صنایع در بازارهای مالی استفاده کرده‌اند. دیبولد و ییلماز (۲۰۱۴)، از توپولوژی شبکه‌ای برای تجزیه واریانس استفاده کرده‌اند. به علت وقوع مکرر رخدادهای حدی، مطالعه سرایت ریسک دنباله‌ای میان صنایع مورد توجه روز افزون قرار گرفته است. یانگ و وانگ[7] (۲۰۲۰) از یک مدل انتقال هموار غیرخطی[8] (STVAR) برای اندازه‌گیری ریسک‌های نامطلوب صنایع بهره گرفتند و مکانیزم سرایت ریسک کلان‌محور میان صنایع را در کشور چین توضیح دادند. در همین زمان، مدل‌سازی وابستگی دنباله‌ای از طریق شبکه‌های توپولوژی نیز برای اندازه‌گیری ارتباط متقابل و سرریزهای ریسک بین صنایع مورد استفاده قرار گرفته است (ژانگ و همکاران، ۲۰۲۰). اخیراً، هو و همکاران[9] (۲۰۲۳) با استفاده از رویکرد شبکه چندلایه به بررسی ریسک سیستمی در ارتباط چندگانه درون شبکه بانکی پرداخته‌اند. بر طبق یافته‌ها، سهم روابط غیرمستقیم از طریق سرمایه‌گذاری در اوراق قرضه، در ریسک سیستمی در مقایسه با روابط خطی از طریق معاملات بین بانکی بیشتر است. به علاوه، ریسک‌های سیستمی ناشی از شوک‌های مختلف از قبیل شوک نقدینگی، شوک اعتباری و شوک قیمت دارایی، از مشخصه‌های متفاوتی برخوردار است.

1. Zhu et al.
2. Chen et al.
3. Feng et al.
4. Gong et al.
5. Chen & Jin
6. Feng et al.
7. Yang & Wang
8. nonlinear Smooth Transition VAR
9. Hu et al.

در میان پژوهش‌های انجام گرفته برخی محققین نقش صنایع مالی شامل صنعت بانکداری و صنعت بیمه را در تنوع‌بخشی ریسک سیستمی طی شرایط حدی بازار نتیجه گرفته‌اند. ژو و همکاران (۲۰۲۲) یک شبکه مبتنی بر رخدادهای حدی را برای بررسی وابستگی متقابل ریسک‌های دنباله‌ای میان صنایع در بازار سهام چین طی دوره ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۹ ساختند . آن‌ها با استفاده از تکنیک تجزیه ریسک سیستمی، صنایعی که سهم قابل توجهی را در سرایت ریسک دارند شناسایی نمودند. برطبق نتایج، صنعت مالی بالاخص صنعت بانک‌داری نقش مهمی را در تنوع‌بخشی ریسک در شبکه دارد. اما، سایر صنایع در شبکه نقش انتشار ریسک سیستمی را بازی می‌کنند. یافته‌های حاصل از مدل TENQR، دلالت بر این دارد که صنایع بالادستی نقش قالب را در شبکه از لحاظ گسترش ریسک در شرایط حدی بازار دارند. ژانگ و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی سرریز ریسک سیستمی و روابط ریسکی در یک شبکه از ریسک‌های دنباله‌های صنایع برای بازار سهام چین پرداختند. یافته‌های حاصل از برآورد ارزش در معرض ریسک و تکنیک رگرسیون کوانتیل تک شاخصی بیانگر آن است که طی دوره‌های شکست بازار، بازار سهام به میزان بیشتری در معرض ریسک سیستمی قرار می‌گیرد و روابط میان صنایع درون بازار بیشتر هم می‌شود. یافته‌ها همچنین بیانگر آن است که صنعت خدمات و صنعت مالی صنایع مهم سیستمی هستند.

برای ایران، مطالعه ریسک سیستمی به‌طور گسترده در صنعت بانکداری انجام‌گرفته است. راعی و همکاران (۱۴۰۲) با استفاده از نظریه ارزش فرین به اندازه‌گیری و تجزیه شاخص ریسک سیستمی در بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ پرداختند. سپس با استفاده از مدل ARDL، نشان دادند که با افزایش اندازه بانک، ریسک سیستمی و ریسک دنباله آن که خاص هر بانک است، کاهش و شاخص پیوند سیستمی، به عنوان بعد دوم شاخص ریسک سیستمی، افزایش می‌یابد. صادقی شاهدانی و همکاران (۱۴۰۱) شاخص $\Delta CoVaR$ را بر اساس رویکرد ARMA-gjrGARCH-DCCt برآورد نموده و با بکارگیری رویکرد شبکه به بررسی ریسک سیستمی میان ۹ بانک موجود در بورس ایران طی دوره‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۰ و ۱۳۹۹-۱۳۹۷ پرداختند. آن‌ها نشان دادند که یکپارچگی در شبکه بانکی طی زمان افزایش یافته است که باعث تقویت احتمال وقوع ریسک سیستمی و انتقال ریسک در شبکه می‌شود. همچنین توپولوژی شبکه بانکی بر وقوع ریسک سیستمی در شبکه تاثیر بالایی دارند. نمکی و همکاران (۱۴۰۱) با بکارگیری سنجه $\Delta CoVaR$ بر مبنای مدل DCC-MVGARCH، به بررسی تاثیر ساختار توپولوژی محلی موسسات مالی در شبکه مالی بر میزان ریسک سیستمی ۲۰ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ پرداختند. برطبق نتایج حاصل از درخت مینیمم پوشا، موسسات مالی با مرکزیت نزدیکی بیشتر، قدرت گره کمتر و درجه گره کوچکتر، میزان ریسک سیستمی بیشتری دارند. مهرانی و همکاران (۱۴۰۰) نیز به برآورد VaR و CoVaR برای ۳ شاخص اصلی و مهم بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد توزیع فریشه FD[1] پرداختند. شاکری و همکاران (۱۳۹۹) با بکارگیری سنجه‌های $\Delta CoVaR$ و MES که براساس مدل DCC-GARCH محاسبه می‌شود، به برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی کشور طی بازه

1. Fréchet Distribution

زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۸ پرداختند. خیابانی و محمدیان نیک‌پی (۱۳۹۷) با استفاده از مدل CAViaR و روش VAR-VAR[1] وایت، به محاسبه ریسک و سرایت آن در بازار سرمایه کشور برای ۵ صنعت منتخب‌شده بر اساس ارزش بازاری، پرداخته‌اند. برطبق نتایج، اثر معنادار سرریز ریسک از شاخص سمت کل بازار بر بسیاری از صنایع وجود دارد. همچنین، نحوه واکنش صنایع به شوک شاخص کل متفاوت می‌باشد. عیوضلو و رامشگ (۱۳۹۸) با استفاده از رویکردهای MES و CoVaR که با استفاده از الگوی DCC برآورد شده‌اند، به رتبه‌بندی بانک‌های تجاری براساس ریسک سیستمی پرداختند. باباجانی و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از دو معیار ΔCoVaR و CAViaR که به ترتیب با استفاده از رگرسیون کوانتیل با لحاظ متغیرهای حالت و با لحاظ ویژگی‌های خاص شرکت‌ها محاسبه شده‌اند، به پیش‌بینی ریسک سیستمی میان ۴۴ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. حکمتی فرید و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از روش ΔCoVaR، ریسک سیستمی را میان بخش‌های مالی شامل بانک، بورس و بیمه طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۴ پرداختند و نشان دادند که صنعت بیمه بیشترین و صنعت بانک کمترین سهم را در ایجاد ریسک سیستمی دارد.

فرضیه‌ها

با توجه به ادبیات موضوع، فرضیه‌های زیر مطرح می‌گردد:

فرضیه اول: وابستگی متقابل میان ریسک‌های دنباله‌ایِ صنایع در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی پژوهش وجود دارد.

فرضیه دوم: صنایع مالی شامل صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری و صنعت بیمه و بازنشستگی، نقش مهمی را در شبکه از جهت تنوع‌بخشی ریسک سیستمی، طی رخدادهای دنباله‌ای دارند.

فرضیه سوم: سایر صنایع، بجز صنایع مالی، در بورس اوراق بهادار تهران نقش انتقال‌دهنده ریسک سیستمی را در شبکه طی دوره‌های استرس، دارند.

فرضیه چهارم: صنایع مالی، صنایع مهم سیستمی در شبکه محسوب می‌شوند.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری پژوهش، شامل کلیه صنایع اصلی فعال در بورس اوراق بهادار تهران است. در انتخاب جامعه آماری، دسترسی به اطلاعات صنایع ملاک اصلی انتخاب است. براین اساس، ۳۱ صنعت فعال که اطلاعات قابل استخراج از نرم‌افزار ره‌آورد نوین دارند به‌عنوان جامعه آماری انتخاب شدند.

به علاوه، در این پژوهش ارزش در معرض ریسک صنایع بر حسب اطلاعات ترازنامه‌ای شرکت‌های فعال در این صنایع، برآورد می‌شود. به همین منظور، به پیروی از هاردل و همکاران (۲۰۱۶) از مشاهدات روزانه عوامل ریسک مدل چهار عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها مبتنی بر فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و کارهارت

1. Vector Autoregressive for Value at Risk

(۱۹۹۷) شامل صرف ریسک بازار، عامل اندازه (SMB)، عامل ارزش (HML) و مومنتوم استفاده می‌شود[۱]. شرکت‌های با وضعیت نماد مجاز که ارزش دفتری مثبت و سال مالی منتهی‌به اسفند ماه، ندارند حذف گردیدند. شرکت‌هایی که برای آن‌ها اطلاعات مالی لازم جهت محاسبه متغیرهای پژوهش طی بازه زمانی ۱۳۹۷ لغایت ۱۴۰۱ دردسترس نبود نیز حذف شدند. همچنین صنعتی که بر اساس فیلتر فوق هیچ شرکتی از آن انتخاب نشود، نیز حذف گردید. در انتها، تعداد ۱۹۶ شرکت در قالب ۲۹ صنعت در مجموعه نمونه باقی ماند. لازم به ذکر است که برای سال‌های قبل از ۱۳۹۷، اطلاعات برخی شرکت‌ها در دسترس نبود. برای جلوگیری از حذف شرکت‌ها و کاهش حجم نمونه، بازه زمانی از ۱۳۹۷/۱/۱ لغایت ۱۴۰۱/۱۲/۲۹ انتخاب شد. در جدول ۱، گزارش کامل صنایع ارائه شده است.

جدول ۱. اسامی صنایع و حروف اختصاری نام صنایع و تعداد شرکت‌ها در هر صنعت

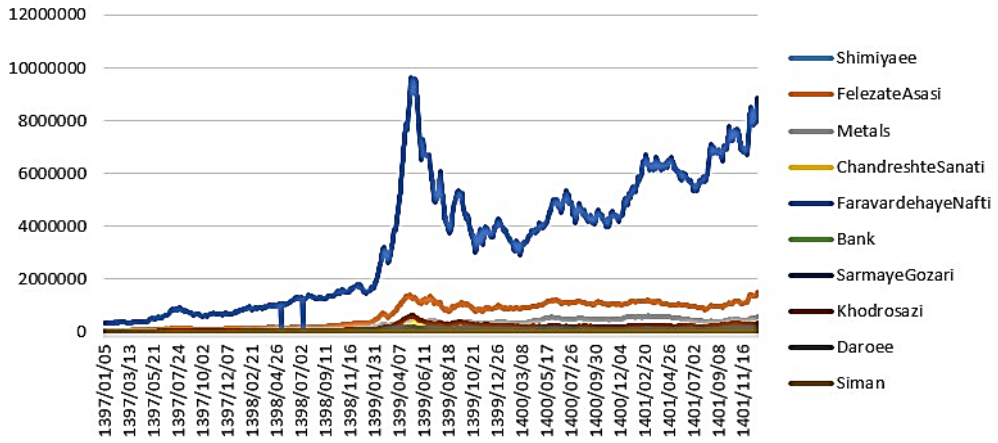
صنعت	مخفف	تعداد شرکت‌ها	صنعت	مخفف	تعداد شرکت‌ها
استخراج زغال‌سنگ	CM	۱	غذایی به‌جز قند و شکر	GZ	۱۲
زراعت و خدمات وابسته	AG	۱	چندرشته‌ای صنعتی	CH	۲
استخراج کانه‌های فلزی	MT	۹	قند و شکر	GH	۲
استخراج سایرمعادن	SM	۱	دارویی	DA	۲۴
منسوجات	MS	۱	شیمیایی	SH	۱۱
محصولات چرمی	MC	۱	رایانه	RA	۷
محصولات کاغذی	PA	۲	کاشی و سرامیک	KS	۵
فرآورده‌های نفتی	FN	۸	سیمان، آهک‌گچ	SI	۱۷
لاستیک و پلاستیک	LA	۶	کانی غیرفلزی	KG	۸
فلزات اساسی	FA	۱۹	سرمایه‌گذاری ها	SR	۱
محصولات فلزی	MF	۴	بانک‌ها و مؤسسات اعتباری	BA	۸
ماشین‌آلات و تجهیزات	MA	۹	بیمه و بازنشستگی	BI	۵
دستگاه‌های برقی	DB	۶	استخراج نفت جز اکتشاف	ST	۱
وسایل ارتباطی	VE	۱	عرضه برق، گاز، بخار و آب‌گرم	TA	۲
خودرو و قطعات	KH	۲۲	جمع کل		۱۹۶

مأخذ: محاسبات پژوهش

۱. این متغیرها بر اساس رویکرد پیشنهادی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و کارهارت (۱۹۹۷) محاسبه شده‌اند اما برای جلوگیری از زیادشدن تعداد صفحات مقاله، تعریف عملیاتی این متغیرها ارائه نشده است.

در این پژوهش از قیمت بسته شدن و ارزش بازاری روزانه شاخص هر صنعت و قیمت تعدیل‌شده با سود نقدی و افزایش سرمایه با احتساب آورده هر شرکت استفاده شده است و بازدهی روزانه براساس تفاضل لگاریتم قیمت‌ها (P_t)، به‌صورت $R_{i,t} = \ln(P_{i,t}/P_{i,t-1})$، محاسبه می‌شود؛ بازه زمانی درنظر گرفته‌شده تعداد ۱۱۹۸ مشاهده روزانه را تشکیل می‌دهد. داده‌های موردنیاز از نرم‌افزار ره‌آورد نوین۳ جمع‌آوری شده است. کلیه تجزیه و تحلیل‌های آماری با استفاده از نرم‌افزارهای Excell2016، MATLAB2019، RStudio و Eviews12 انجام‌شده‌اند.

شکل ۱، نمو شاخص قیمت ۱۰ صنعت برتر از نظر متوسط ارزش بازاری را طی دوره زمانی پژوهش نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که اکثر شاخص‌ها روند نسبتاً همواری را در سال ۱۳۹۷ نشان می‌دهند اما تقریباً از تیرماه سال ۱۳۹۹ وارد یک جهش ناگهانی شده و متعاقباً نوسانات شدیدی را تجربه کرده‌اند. صنایع شیمیایی، سیمان‌آهک‌گچ، فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی، جهش خاصی را در روند قیمتی خود طی بازه زمانی پژوهش تجربه نکرده‌اند اما در سال ۱۴۰۱ به بالاترین مقدار قیمت رسیده‌اند. در مقایسه با سایر صنایع، صنعت فرآورده‌های نفتی با نرخ رشد بالاتر، توجه سرمایه‌گذاران را بیشتر به خود جلب نموده است.



شکل ۱. قیمت‌های بسته شدن ۱۰ صنعت برتر از نظر متوسط ارزش بازاری طی دوره زمانی پژوهش

مأخذ: محاسبات پژوهش

از جدول ۲ ملاحظه می‌شود که صنعت زراعت و خدمات وابسته، بالاترین مقدار متوسط بازده با مقدار ۰/۰۰۱۵ را دارد، درحالی‌که صنعت رایانه، پایین‌ترین مقدار متوسط بازده ۰/۰۰۰۶ را دارد. صنعت دستگاه‌های برقی به‌طور نسبی نوسان‌پذیری بالاتر با مقدار انحراف معیار ۰/۰۷۰۹ را دارد که می‌تواند به علت وجود اطلاعات نامتقارن باشد؛ در حالی که صنعت سرمایه‌گذاری‌ها نوسان‌پذیری پایین با مقدار انحراف معیار ۰/۰۰۵۷ را نشان می‌دهد. نتایج در دو ستون آخر مشخص می‌کند که برای اکثر صنایع توزیع بازده

از توزیع نرمال منحرف شده است. از نظر ارزش بازاری، مشاهده می‌شود که صنایع شیمیایی و فلزات اساسی پیشرو هستند، سپس صنایع استخراج کانه‌های فلزی و چندرشته‌ای صنعتی و فرآورده‌های نفتی با ارزش بازاری بیشتر از ۱ میلیارد ریال، قرارگرفته‌اند. این مشاهدات نشان می‌دهند که صنایع فوق از موقعیت بازاری مهمی برخوردار هستند که می‌تواند بر اثرات سرریز ریسک قابل توجه این صنایع در بازار دلالت داشته باشد.

جدول ۲. آماره‌های توصیفی بازده روزانه ۲۹ صنعت و متوسط ارزش بازاری (میلیارد ریال)

صنعت	ارزش بازار	ماکزیمم	مینیمم	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
زراعت و خدمات وابسته	۱۰۹۰۰۰	۰/۰۵۲۵	۰/۰۲۲۴	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۰۲	۰/۰۱۰۳	۰/۲۶۷۳	۳/۳۵۵۲
بانک‌ها و مؤسسات اعتباری	۲۹۱۹۰۰۰	۰/۰۴۲۷	۰/۰۲۹۴	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۸۳	۰/۲۶۳۸	۰/۶۵۶۰
بیمه و بازنشستگی	۲۳۵۰۰۰	۰/۰۲۴۲	۰/۰۲۳۳	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۷۷	۰/۱۴۶۹	۳/۰۰۳
چندرشته‌ای صنعتی	۳۷۱۳۰۰۰	۰/۰۳۰۶	۰/۰۵۴۰	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۸۳	۰/۰۸۲۲	۵/۲۰۱۷
استخراج زغال‌سنگ	۴۳۰۰۰	۰/۰۷۱۲	۰/۰۴۵۷	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۲۸	۰/۰۷۵۱	۳/۰۰۴۴
دارویی	۱۱۵۴۰۰۰	۰/۰۲۵۰	۰/۰۱۸۹	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۶۹	۰/۳۵۷۰	۳/۵۳۲۰
دستگاه‌های برقی	۲۴۰۰۰۰	۱/۰۰۷۴	۰/۹۹۳۳	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۷۰۹	۰/۱۹۰۱	۱۹۴/۹۳۲۳
استخراج نفت جز اکتشاف	۴۸۰۰۰	۰/۰۹۳۲	۰/۰۹۲۴	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۳۸	۰/۲۸۸۹	۷/۱۰۸۵
فرآورده‌های نفتی	۳۱۶۵۰۰۰	۱/۰۰۹۳	۰/۹۹۹۷	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰۶	۰/۰۵۸۷	۰/۰۴۶۰	۲۸۱/۳۳۳۴
فلزات اساسی	۸۰۲۶۰۰۰	۰/۰۲۸۱	۰/۰۲۲۱	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۸۷	۰/۲۲۴۷	۳/۳۵۳۱
غذایی به‌جز قند و شکر	۵۳۱۰۰۰	۰/۰۴۴۱	۰/۰۲۳۷	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۷۴	۰/۱۷۴۲	۳/۸۲۰۷
قند و شکر	۱۵۸۰۰۰	۰/۰۲۹۶	۰/۰۳۵۲	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۱۲	۰/۰۰۷۳	۰/۰۸۸۱	۳/۷۷۴۷
کانی غیرفلزی	۱۸۶۰۰۰	۰/۰۲۶۹	۰/۰۳۷۲	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۷۳	۰/۰۹۱۸	۳/۹۱۸۱
کاشی و سرامیک	۷۴۰۰۰	۰/۰۴۸۸	۰/۰۴۰۴	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۸۲	۰/۱۱۳۴	۳/۳۸۷۵
خودرو و قطعات	۱۸۳۷۰۰۰	۰/۰۴۹۲	۰/۰۲۶۶	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۸	۰/۰۱۰۴	۰/۱۸۳۲	۳/۱۴۷۹
لاستیک و پلاستیک	۱۳۱۰۰۰	۰/۰۳۱۳	۰/۰۳۵۲	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۹۲	۰/۰۴۷۷	۲/۸۹۹۷
محصولات چرمی	۴۳۰۰۰	۰/۱۵۱۴	۰/۰۲۹۸	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۱۸	۱/۹۲۰۷	۲۴/۹۵۷۴
محصولات فلزی	۱۱۹۰۰۰	۰/۰۴۵۱	۰/۰۴۱۶	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۹۱	۰/۰۰۴۵	۳/۴۰۸۷
منسوجات	۸۰۰۰	۰/۰۶۱۶	۰/۱۹۵۳	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۰۹	۴/۷۳۵۳	۹۱/۳۰۲۹
ماشین‌آلات و تجهیزات	۲۰۳۰۰۰	۰/۰۲۹۹	۰/۰۲۰۰	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۷۳	۰/۱۳۹۸	۳/۲۵۰۷

صنعت	ارزش بازار	ماکزیمم	مینیمم	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
استخراج کانه‌های فلزی	۴۰۷۸۰۰۰	۰/۰۳۹۷	۰/۰۲۳۸	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۸۸	۰/۳۱۰۵	۳/۹۴۰۸
محصولات کاغذی	۵۵۰۰۰	۰/۰۳۵۹	۰/۰۳۸۷	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۱۱	۰/۰۷۲۸	۲/۶۰۵۲
رایانه	۵۶۷۰۰۰	۰/۰۲۹۲	۰/۰۲۱۴	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۶۵	۰/۰۹۰۹	۴/۳۸۵۲
سرمایه‌گذاری‌ها	۲۲۲۷۰۰۰	۰/۰۴۰۵	۰/۰۱۸۷	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۵۷	۰/۷۳۴۵	۶/۴۹۸۸
استخراج سایرمعادن	۸۰۰۰	۰/۰۸۴۶	۰/۱۰۰۳	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۴۱	۰/۰۸۶۷	۵/۱۴۷۳
شیمیایی	۹۸۵۶۰۰۰	۰/۰۲۵۶	۰/۰۲۵۴	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۷۸	۰/۰۸۱۸	۳/۵۹۲۳
سیمان، اهک و گچ	۷۶۸۰۰۰	۰/۰۲۳۲	۰/۰۱۹۶	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۷۲	۰/۱۸۱۶	۲/۹۱۸۰
عرضه برق، گاز، بخار و آب‌گرم	۷۰۷۰۰۰	۰/۰۳۷۲	۰/۰۲۲۰	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۸۶	۰/۲۵۱۶	۴/۰۰۹۴
وسایل ارتباطی	۳۱۰۰۰	۰/۰۵۰۲	۰/۲۷۸۵	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۵۶	۴/۸۰۳۱	۸۸/۲۹۸۸

مأخذ: محاسبات پژوهش

مدل پژوهش

در این پژوهش، با پیروی از چن و همکاران (2019)، از ریزش مورد انتظار شرطی (CoES)، به‌عنوان پروفایل ریسک استفاده می‌شود. $CoES$ صنعت i مشروط بر اینکه زیان صنعت j بیشتر از مقدار VaR در سطح α باشد، به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$CoES_{ij,t}(\alpha) \equiv E\left[R_{i,t} \middle| R_{j,t} < VaR_{j,t}(\alpha)\right] \qquad \text{رابطه (۱)}$$

بطوریکه $R_{i,t}$ بازده صنعت i در زمان t و $VaR_{j,t}(\alpha)$ عبارت است از ارزش در معرض ریسک در سطح α صنعت j در زمان t. ازاین‌رو، برای هر صنعت i در زمان t، برداری از پروفایل‌های ریسک $X_{i,t} = \{CoES_{ij,t}(\alpha)\}_{j=1,\dots,N}$ از بعد $N = 29$ وجود دارد. براساس این بردار، ماتریس مشابهت[1] $\rho_{ij,t}$ متشکل از مشابهت‌های کسینوسی بین جفت صنایع i و j، برای زمان t به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\rho_{ij,t} = \frac{X_{i,t}^{\intercal} X_{j,t}}{\|X_{i,t}\| \|X_{j,t}\|} \quad \text{for } j \neq i, \qquad i = 1, \dots, N, \qquad t = 1, \dots, T \qquad \text{رابطه (۲)}$$

برای امکان‌پذیر ساختن تفسیر نتایج، از رویکرد نقطهٔ شکست نامتقارن[2] استفاده می‌شود. بالأخص، بردار مشابهت‌های $\rho_t = (\rho_{1t}, \rho_{2t}, \dots, \rho_{nt})^{\intercal}$ به صورت $\rho_{1t} < \cdots < \rho_{nt}$ قرار داده می‌شود

1. Similarity Matrix
2. Asymmetric Breakpoint Approach

که $n = N(N-1)/2$. سپس، بردار ρ_t به بردار مثبت $\rho_t^+ = \left(\rho_{1t}^+, \rho_{1t}^+, \dots, \rho_{n_{1t}}^+\right)^T$ و بردار منفی $\rho_t^- = \left(\rho_{1t}^-, \rho_{2t}^-, \dots, \rho_{n_{2t}}^-\right)^T$ تقسیم می‌شود بطوریکه $n_{1t} + n_{2t} = n$. کسرهای شکست θ_t^+ و θ_t^- که درصدی از نمونه که در دو بردار ρ_t^+ و بردار ρ_t^- قرارگرفته‌اند را مشخص می‌کنند، با استفاده از روش فاصله‌گذاری[1] (ان‌جی[2]، ۲۰۰۶) برآورد می‌شوند. بالأخص، Φ را تابع توزیع تجمعی از توزیع نرمال استاندارد درنظر گرفته و بر مبنای دو بردار تبدیل یافته زیر:

$$\phi_1^+ = \left(\phi_{1t}^+, \phi_{2t}^+, \dots, \phi_{n_{1t}}^+\right)^T = \left(\Phi\left(\sqrt{N}\rho_{1t}^+\right), \dots, \Phi\left(\sqrt{N}\rho_{n_{1t}}^+\right)\right)^T \quad \text{رابطه (۳)}$$

$$\phi_1^- = \left(\phi_{1t}^-, \phi_{2t}^-, \dots, \phi_{n_{1t}}^-\right)^T = \left(\Phi\left(\sqrt{N}\rho_{1t}^-\right), \dots, \Phi\left(\sqrt{N}\rho_{n_{2t}}^-\right)\right)^T \quad \text{رابطه (۴)}$$

فاصله‌گذاری مثبت و فاصله‌گذاری منفی به ترتیب به‌صورت $\Delta_{kt}^+ = \phi_{kt}^+ - \phi_{k-1,t}^+$ و $\Delta_{kt}^- = \phi_{kt}^- - \phi_{k-1,t}^-$ تعریف می‌شوند. ایدهٔ اصلی رویکرد فاصله‌گذاری، جستجو برای انتقالِ میانگین‌ها در فاصله‌های Δ_{kt}^+ و Δ_{kt}^- می‌باشد. کسرِ فاصله‌گذاری[3] θ_t^+ که همبستگی‌های مثبت بزرگ (L^+) را از همبستگی‌های مثبت کوچک (S^+) مجزا می‌کند، از حل مسئله کمینه‌سازی مطلق زیر تخمین زده می‌شود:

$$\hat{\theta}_t^+ = \underset{\theta_t^+ \in [\underline{\theta}, \overline{\theta}]}{\arg\min} \sum_{k=1}^{[\theta_t^+ n_1]} \left(\Delta_{kt}^+ - \mu_{St}^+\right)^2 + \sum_{k=[\theta_t^+ n_1]+1}^{n_1} \left(\Delta_{kt}^+ - \mu_{Lt}^+\right)^2 \quad \text{رابطه (۵)}$$

بطوریکه $\mu_{St}^+ = \frac{1}{[\theta_t^+ n_1]} \sum_{k=1}^{[\theta_t^+ n_1]} \Delta_{kt}^+$ و $\mu_{Lt}^+ = \frac{1}{n_1 - [\theta_t^+ n_1]} \sum_{k=[\theta_t^+ n_1]+1}^{n_1} \Delta_{kt}^+$. بهینه‌سازی با قرار دادن مقادیر $\underline{\theta} = 0/1$ و $\overline{\theta} = 0/9$ انجام می‌شود.

به همین شکل، کسر فاصله‌گذاری θ_t^- که همبستگی‌های منفی بزرگ (L^-) را از همبستگی‌های منفی کوچک (S^-) جدا می‌کند، به‌صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$\hat{\theta}_t^- = \underset{\theta_t^- \in [\underline{\theta}, \overline{\theta}]}{\arg\min} \sum_{k=1}^{[\theta_t^- n_2]} \left(\Delta_{kt}^- - \mu_{St}^-\right)^2 + \sum_{k=[\theta_t^- n_2]+1}^{n_2} \left(\Delta_{kt}^- - \mu_{Lt}^-\right)^2 \quad \text{رابطه (۶)}$$

بطوریکه $\mu_{St}^- = \frac{1}{[\theta_t^- n_2]} \sum_{k=1}^{[\theta_t^- n_2]} \Delta_{kt}^-$ و $\mu_{Lt}^- = \frac{1}{n_2 - [\theta_t^- n_2]} \sum_{k=[\theta_t^- n_2]+1}^{n_2} \Delta_{kt}^+$. از دو الگوریتم فوق ملاحظه می‌شود که افراز نمونه‌ها در نقاط $\hat{\theta}_t^+$ و $\hat{\theta}_t^-$ به‌طور بهینه انجام می‌شود.

با استفاده از مقادیر برآوردی برای دو کسرِ فاصله‌گذاری $\hat{\theta}_t^+$ و $\hat{\theta}_t^-$، ماتریس مجاورت A_t با درایه‌های $a_{ij,t}$ ساخته می‌شود که به‌صورت زیر بدست می‌آیند:

1. Spacing Method
2. Ng
3. Spacing Fraction

$$a_{ij,t}=\begin{cases}1 & \text{if } \rho^{+}_{\upsilon^{+}_{t}(i,j)}>\rho^{+}_{\hat{\theta}^{+}_{t}}\\ -1 & \text{if } \rho^{-}_{\upsilon^{-}_{t}(i,j)}>\rho^{-}_{\hat{\theta}^{-}_{t}}\\ 0 & \text{otherwise}\end{cases}$$ رابطه (۷)

بطوریکه $\upsilon^{+}_{t}(i,j)$ اندیسِ ρ^{+}_{t} را به زوج مرتب (i,j) و $\upsilon^{-}_{t}(i,j)$ اندیسِ ρ^{-}_{t} را به زوج مرتب (i,j) اختصاص می‌دهد. $\rho^{+}_{\hat{\theta}^{+}_{t}}$ و $\rho^{-}_{\hat{\theta}^{-}_{t}}$ مقادیر ρ در نقاط شکست هستند که به ترتیب بر مبنای کسرهای $\hat{\theta}^{+}_{t}$ و $\hat{\theta}^{-}_{t}$ محاسبه می‌شوند.

برای اندازه‌گیری ریسک کل در شبکه، نمره ریسک سیستمی S_t به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$S_t(C_t,A_t)=C_t^{I}A_tC_t$$ رابطه (۸)

بطوریکه منظور از $C_t=(C_{1t},\dots,C_{Nt})^{\intercal}\in\mathbb{R}^{N}$، همان بردار گره‌های ارزش بازار است. نمره ریسک سیستمی $S_t(C_t,A_t)$ را می‌توان به سهم هر صنعت فردی $S_{i,t}$، به‌صورت زیر تجزیه نمود:

$$S_t=\sum_{i=1}^{N}S_{i,t}=\frac{\partial S_t}{\partial C_{1t}}C_{1t}+\frac{\partial S_t}{\partial C_{2t}}C_{2t}+\ \dots+\frac{\partial S_t}{\partial C_{Nt}}C_{Nt}$$ رابطه (۹)

توجه شود که $\frac{\partial S_t}{\partial C_{it}}=2\sum_{j=1}^{N}a_{ij,t}C_{jt}$. براین اساس، سهم ریسک صنعت i، مثبت (منفی) است اگر سایر صنایع به‌طور مثبت (به‌طور منفی) همسایه صنعت i باشند.

به‌منظور تحلیل اثرات شبکه‌ای نامتقارن هر صنعت فردی، از مدل رگرسیون کوانتیل با عوامل شبکه‌ای[1] استفاده می‌شود. نخست، ماتریس مجاورت A_t به A_t^{+} و A_t^{-} با درایه‌های زیر افراز می‌شود:

$$a^{+}_{ij,t}=\begin{cases}1 & \text{if } \rho^{+}_{\upsilon^{+}_{t}(i,j)}>\rho^{+}_{\hat{\theta}^{+}_{t}}\\ 0 & \text{otherwise}\end{cases}\quad\text{و}\quad a^{-}_{ij,t}=\begin{cases}1 & \text{if } \rho^{-}_{\upsilon^{-}_{t}(i,j)}>\rho^{-}_{\hat{\theta}^{-}_{t}}\\ 0 & \text{otherwise}\end{cases}$$ رابطه (۱۰)

در مرحله دوم، عوامل شبکه‌ای مثبت و منفی به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$f^{+}_{i,t-1}=\frac{\sum_{j=1}^{N}a^{+}_{ij,t-1}R_{j,t-1}}{\sum_{j=1}^{N}a^{+}_{ij,t-1}}\quad\text{و}\quad f^{-}_{i,t-1}=\frac{\sum_{j=1}^{N}a^{-}_{ij,t-1}R_{j,t-1}}{\sum_{j=1}^{N}a^{-}_{ij,t-1}}$$ رابطه (۱۱)

که میزان تأثیر متوسط از iامین صنعت را اندازه می‌گیرند. بر این اساس، تابع کوانتیل شرطی بازده R_{it} در τامین کوانتیل به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$Q_{R_{it}}(\tau)=\gamma_i+\beta_0(\tau)+\beta_1(\tau)R_{i,t-1}+\beta_2(\tau)R_{i,t-2}+\beta^{+}(\tau)f^{+}_{i,t-1}+\beta^{-}(\tau)f^{-}_{i,t-1}$$ رابطه (۱۲)

ضرایب عوامل شبکه‌ای مثبت $\beta^{+}(\tau)$ و عوامل شبکه‌ای منفی $\beta^{-}(\tau)$ به ترتیب اثرات سرایت ریسک و اثرات تنوع‌بخشی ریسک را اندازه‌گیری می‌کنند.

1. Panel Quantile Autoregression Model

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

مشابهت پروفایل‌های ریسک میان صنایع

در پژوهش حاضر به پیروی از رویکرد پیشنهادی براونلس و انگل[1] (۲۰۱۷)، برای محاسبه CoES هر صنعت، مدل AR(1)-GARCH(1,1)-DCC(1,1) برآورد می‌شود. سپس، به پیروی از هاردل و همکاران (۲۰۱۶)، مقدار VaR سطح $\alpha = 5\%$ صنعت i در زمان t، از طریق رگرسیون کوانتیل خطی و با استفاده از متغیرهای وضعیت کلان M_{t-1}، به‌صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$R_{it} = \alpha_i + \gamma_i M_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه ۱۳)}$$

به طوری‌که R_{it} بازده صنعت i در زمان t است. ازاین‌رو، مقدار برازش شده VaR صنعت i در زمان t، بر اساس تخمین‌های حاصل از رگرسیون کوانتیل، به‌صورت زیر بدست می‌آید:

$$VaR_{i,t}(\alpha) = \hat{\alpha}_i + \hat{\gamma}_i M_{t-1} \quad \text{رابطه ۱۴)}$$

M_{t-1} شامل متغیرهای صرف ریسک بازار، SMB، HML و مومنتوم می‌باشد[2].

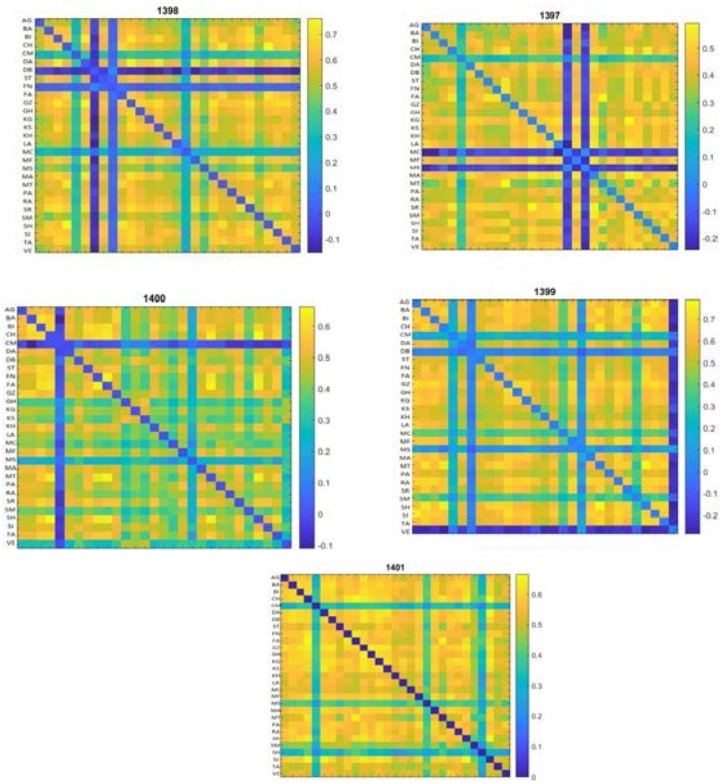
به‌منظور درک بهتر روند تعاملات میان صنایع، ماتریس‌های مشابهت برای سال‌های ۱۳۹۷ الی ۱۴۰۱ در شکل ۲ به تصویر کشیده شده است. توجه شود که در این پژوهش، CoES در کوانتیل سطح $\tau = 0/05$ با متوسط اندازه پنجره ۲۳۹، به‌عنوان یک پراکسی برای پروفایل ریسک تخمین زده شده است. به علاوه،، تغییر رنگ طیف‌ها از آبی تا زرد، بیانگر تغییرات از همبستگی‌های منفی تا همبستگی‌های مثبت است. از شکل ۲، کاملاً مشخص است که درجه شباهت پروفایل ریسک[3] میان ۲۹ صنعت طی زمان تغییر می‌کند. درواقع، مشابهت‌ها میان صنایع، بدون توجه به مثبت یا منفی بودن مقدار آن، از سال ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۱ زیاد شده است. از این رو فرضیه اول پژوهش پذیرفته می‌شود. ملاحظه می‌شود که در سال ۱۴۰۱، مساحت زیادی از ماتریس مشابهت با رنگ زرد پوشیده شده است. بالأخص، در سال ۱۳۹۷، صنایع محصولات چرمی MC و منسوجات MS؛ در سال ۱۳۹۸، صنعت دستگاه‌های برقی DB؛ در سال ۱۳۹۹، صنعت وسایل ارتباطی VE؛ و در سال ۱۴۰۰ صنعت استخراج زغال‌سنگ CM، همبستگی‌های منفی با سایر صنایع را نشان می‌دهند؛ بر این اساس می‌توان بیان داشت، این صنایع در سال‌های فوق، به‌عنوان تثبیت کننده برای بازار سهام عمل کرده‌اند.

---

1. Brownless & Engle

۲. در این پژوهش، مانایی متغیرها توسط آزمون ریشه واحد ADF در سطوح معناداری مختلف تایید شده است؛ اما با توجه به شیوه‌نامه نگارش فصلنامه و جلوگیری از زیاد شدن تعداد صفحات، جدول آزمون ریشه واحد و نیز جداول نتایج تخمین رگرسیون کوانتیل VaR و تخمین مدل AR-GARCH-DCC ارائه نشده است.

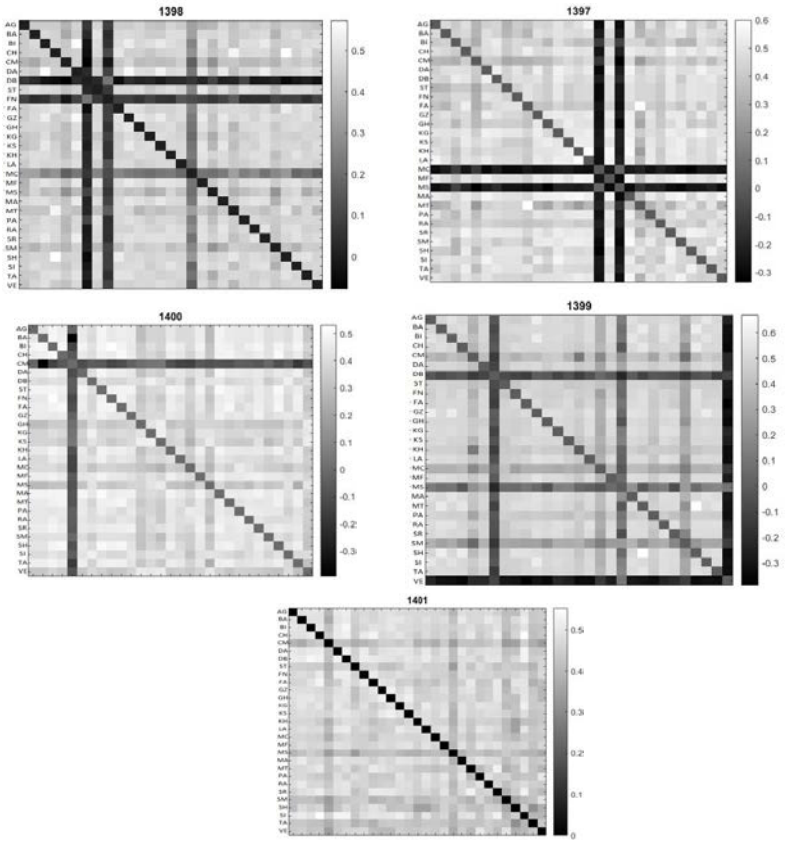
3. Risk Profile Similarity



شکل ۲. ماتریس‌های مشابهت. از طیف رنگ‌ها در شبکه‌ها، برای بیان درجه مشابهت از منفی (آبی) به مثبت (زرد) استفاده شده است.

مأخذ: محاسبات پژوهش

به علاوه، در این پژوهش، ماتریس مجاورت که متناظر با ماتریس‌های مشابهت بدست می‌آیند، نیز در شکل ۴ به‌تصویر کشیده شده است. ملاحظه می‌شود که صنایع محصولات چرمی MC و منسوجات MS، به میزان بالایی همبستگی منفی با سایر صنایع در سال ۱۳۹۷ دارند. در سال ۱۳۹۹، صنعت وسایل ارتباطی VE و صنعت دستگاه‌های برقی DB، همبستگی‌های منفی قوی با اکثر صنایع را نشان می‌دهند؛ در سال ۱۴۰۰، صنعت استخراج زغال‌سنگ CM همبستگی منفی با سایر صنایع دارد. ازاین‌رو می‌توان نتیجه گرفت که صنایع فوق در این سال‌ها می‌توانند پوشش ریسک خوبی در مقابل نوسان‌پذیری بازار باشند و در تنوع‌بخشی ریسک در میان همه صنایع سهم قابل‌توجه داشته باشند، می‌توانند به خوبی گسترش ریسک را مهار کنند و ثبات مالی را به طور قابل قبولی تقویت نمایند.



شکل ۳. ماتریس‌های مجاورت. سلول‌های قرارگرفته برروی قطر اصلی عدم ارتباط را نشان می‌دهند و به رنگ خاکستری تیره هستند.

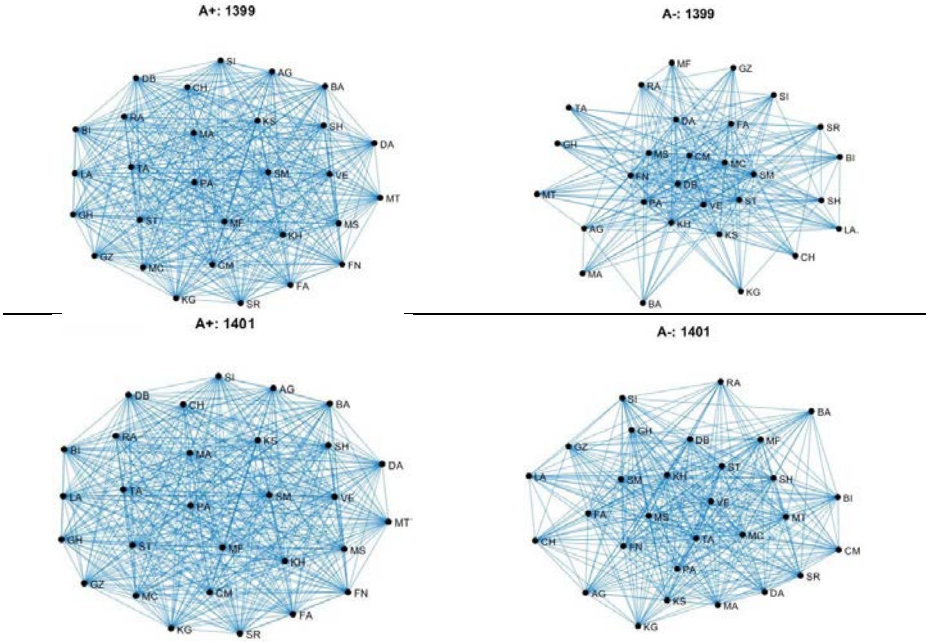
مأخذ: محاسبات پژوهش

برخلاف یافته‌های سایر محققین (یانگ و وانگ، ۲۰۲۰؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ ژو و همکاران، ۲۰۲۲)، یافته‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهد که صنعت بانک‌ها و مؤسسات اعتباری و صنعت بیمه و بازنشستگی هیچ نقش معناداری در تنوع‌بخشی ریسک طی رخدادهای دنباله‌ای ندارند. ازاین‌رو فرضیه دوم پژوهش پذیرفته نمی‌شود. دلیل اصلی این است که نظارت دقیق و سختگیرانه‌ای درتأسیس نهادهای مالی وجود ندارد. برای مثال، در فرآیند وام‌دهی و سپرده‌پذیری کنترل ریسکی وجود ندارد و حتی نهادهای مالی مورد ارزیابی قرار نمی‌گیرند. از سوی دیگر، صنعت مالی و بانکداری از نوسانات چرخه‌های تجاری تأثیرپذیر هستند که علت آن به کوچک بودن اندازه این صنایع و دامنه غیرمتنوع تجارت آن‌ها برمی‌گردد. ازاین‌رو، صنعت مالی و بانکداری نمی‌توانند تخصیص کارآیی از وجوه اعتباری، نه در میان‌مدت و نه در بلندمدت،

داشته باشند و بنابراین قادر به تقویت توانایی خود در پیشگیری از ریسک مالی نخواهند بود. به علاوه،، پول عمدتاً وارد صنایع حبابی شده و در آنجا سرمایه‌گذاری می‌شود. از این رو، صنعت بانکداری، نیازمند توسعه استراتژی‌های بلندمدت است تا بتوانند وجوه را عمدتاً به صنایع اصلی اختصاص داده تا از این طریق توسعه پایدار تضمین شود.

در شکل ۴، شبکه‌های به تصویر کشیده شده براساس ماتریس‌های مجاورت مربوط به دو سال ۱۳۹۹ و ۱۴۰۱ براساس گراف‌های غیرجهت‌دار نشان داده شده است. ماتریس مجاورت A^{+} در شکل سمت چپ، شبکه‌ای را که متناظر با انتقال ریسک است و ماتریس مجاورت A^{-} در شکل سمت راست، تنوع‌بخشی ریسک را به تصویر می‌کشند. ۲۹ گره در گراف‌های فوق، متناظر با ۲۹ صنعت منتخب می‌باشند. ملاحظه می‌شود که ارتباطات یک گره خاص در شبکه‌های ارتباطی مثبت و منفی متفاوت است که دلالت‌بر واکنش نامتقارن هر صنعت به ریسک‌های سیستمی دارد. در واقع همه ۵ گراف مربوط به سال‌های ۱۳۹۷ لغایت ۱۴۰۱، نشان می‌دهند که همه گره‌ها در شبکه ارتباطات مثبت به‌طور متراکم با یکدیگر متصل شده‌اند اما این ارتباطات در شبکه ارتباطی منفی مختصر و کم شده است[1]. برای مثال، در سال ۱۳۹۹، گره مربوط به صنعت استخراج سایرمعادن SM، تنها به ۴ گره در شکل سمت راست ولی به همه ۲۹ گره در شکل چپ متصل شده است که دلالت بر این دارد که صنعت SM نقش برجسته‌تری را در انتقال ریسک و نه در تنوع‌بخشی ریسک، بازی کرده است. همینطور در سال ۱۴۰۱، دو صنعت بانک‌ها و مؤسسات اعتباری BA و صنعت لاستیک و پلاستیک LA، تنها به ۱۹ گره از صنایع دیگر در گراف سمت راست مربوط به شبکه ارتباطات منفی، متصل شده‌اند. این‌ها نشان می‌دهد که در سال ۱۴۰۱ دو صنعت BA و صنعت LA در انتقال ریسک، نه در تنوع‌بخشی ریسک، نقش برجسته‌تری را داشته‌اند. به‌هرحال، تحریم‌های همه‌جانبه اعمال شده و به دنبال آن شیوع بیماری COVID-19 که دوره زمانی پژوهش حاضر را نیز دربر می‌گیرد موجب پیدایش ریسک دنباله‌ای حدی در بازار شده که تأثیر منفی بر همه صنایع داشته است و به شکست بازار سهام سرعت بخشیده است. طی این دوره، وحشت و اضطراب میان سرمایه‌گذاران آن‌ها را به رفتار غیرعقلایی کشانده و با فروش گله‌ایِ سهامِ صنایع موجب ریزش سریع شاخص کل شدند؛ در ادامه، سیاست‌های اعمال شده نظیر آزادسازی سهام عدالت موجب هجوم غیرعقلایی سرمایه‌گذاران به بازار اوراق بهادار تهران شد که به افزایش شاخص کل طی دوره‌ای از زمان که بخش بزرگی از آن حباب قیمتی بود، منجر گردید. غالب شدن احساسات غیرعقلایی سرمایه‌گذاران در نهایت موجب فروپاشی بازار سهام تهران شد. همه این موارد، می‌تواند موجب از بین رفتن همبستگی منفی بین صنایع طی دوره زمانی پژوهش از سال ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۱ شود.

۱. در این پژوهش، با توجه به شیوه‌نامه نگارش مجله مبنی بر محدودیت تعداد صفحات، فقط گراف‌های مربوط به سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۱ که وضعیت انتقال ریسک را بهتر نشان می‌دهند، ارائه شده است.



شکل ۴. تصویرسازی شبکه‌های مربوط به $+A$ و $-A$ برای سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۱.

مأخذ: محاسبات پژوهش

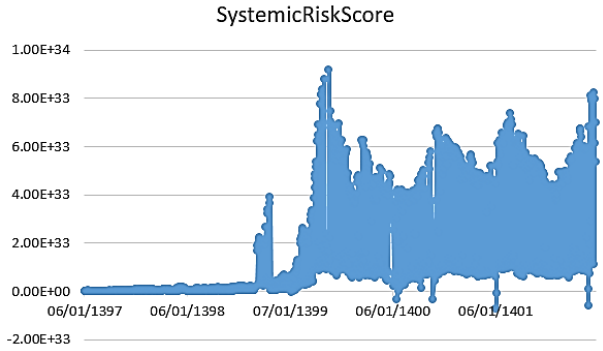
نمره ریسک سیستمی و تجزیه ریسک

در این بخش، نمره ریسک سیستمی برای اندازه‌گیری ریسک کل سیستم، محاسبه می‌شود. سپس، با استفاده از آن گره‌هایی که بیشترین سهم را در ریسک سیستمی دارند از طریق تجزیه ریسک شناسایی می‌شوند. برای اندازه‌گیری نمره ریسک سیستمی، ارزش بازاری گره‌ها در نظر گرفته می‌شود؛ زیرا ارزش بازاری بطور کامل منعکس کننده استحکام کلی صنعت از قبیل سودآوری، موقعیت صنعت در زنجیره و پتانسیل رشد شرکت‌ها است. صنایع با ارزش بازاری بزرگ‌تر دسترسی بیشتری به تخصیص سرمایه پایدار و باثبات دارند، درحالی‌که دیگر صنایع با نوسان‌پذیری بالا همراه خواهند شد. در شکل ۶، ملاحظه می‌شود که تا قبل از سال ۱۳۹۸، نمره ریسک سیستمی کل پایین و پایدار بوده است ولی از سال ۹۸ شروع به افزایش می‌کند سپس به قله خود در سال ۱۳۹۹ می‌رسد و مجدداً فرو می‌ریزد. این جهش‌ها و فروپاشی‌ها چندین بار دیگر تا سال ۱۴۰۱ ادامه داشته است. با مقایسه روند نزولی نسبت تعداد همبستگی‌های منفی (n_2/n)، می‌توان ملاحظه نمود که یک همبستگی منفی بین تعداد همبستگی‌های منفی و نمره ریسک سیستمی کل وجود دارد که مشابهت‌های ریسک غیرمنفی میان صنایع و متعاقب با آن ریسک سیستمی بالاتر را نشان می‌دهد.

در جدول ۳، نتایج حاصل از تجزیه ریسک سیستمی کل به سهم هر صنعت طی دوره زمانی پژوهش گزارش شده است. بر این اساس، می‌توان به رتبه‌بندی سهم هر گره در ریسک سیستمی کل پرداخت.

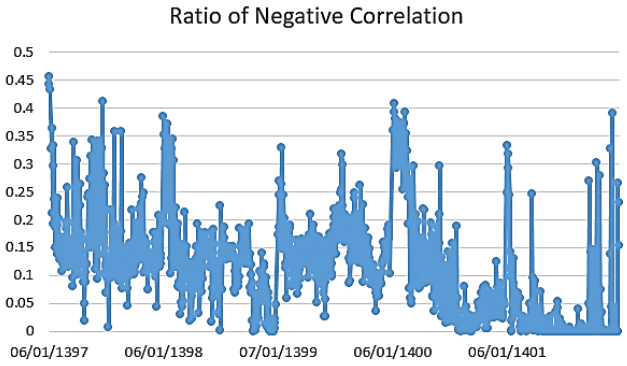
ملاحظه می‌شود که صنعت دستگاه‌های برقی DB سهم اصلی را در ریسک کل در سال ۱۳۹۷ داشته است که در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۴۰۰ صنعت شیمیایی SH، در سال ۱۳۹۹ صنعت چندرشته‌ای صنعتی CH و در سال ۱۴۰۱ صنعت کاشی و سرامیک KS این سهم بزرگ در ریسک را داشته‌اند؛ از این رو، فرضیه چهارم پژوهش پذیرفته نمی‌شود. از طرف دیگر، این یافته‌ها دلالت دارد بر اینکه نهادهای نظارتی می‌باید هنگام تصمیم‌گیری راجع به سرمایه مورد نیاز و هزینه‌های ریسک سیستمی، اطلاعات مربوط به این گره‌ها را به خاطر تأثیری که در افزایش ریسک در شبکه دارند، مورد توجه خود قرار دهند.

درمقابل، نمره‌های ریسک صنعت منسوجات MS در سال ۱۳۹۷ و صنعت محصولات کاغذی PA در سال ۱۴۰۱ منفی بوده است که نشان می‌دهد که این صنایع سهم منفی در ریسک سیستمی دارند. این گره‌ها به دلیل داشتن روابط منفی غیرمحتمل است که ریسکی را در سطح کل سیستم موجب شوند. ازاین‌رو قرار گرفتن این صنایع در بازار سهام، سیستم مالی را تثبیت می‌کند.



شکل ۵. نمره ریسک سیستمی

مأخذ: محاسبات پژوهش



شکل ۶. نسبت همبستگی منفی

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۳. نتایج تجزیه ریسک هر صنعت. رنگ قرمز بیشترین سهم ریسک و رنگ آبی کمترین سهم ریسک را نشان می‌دهد.

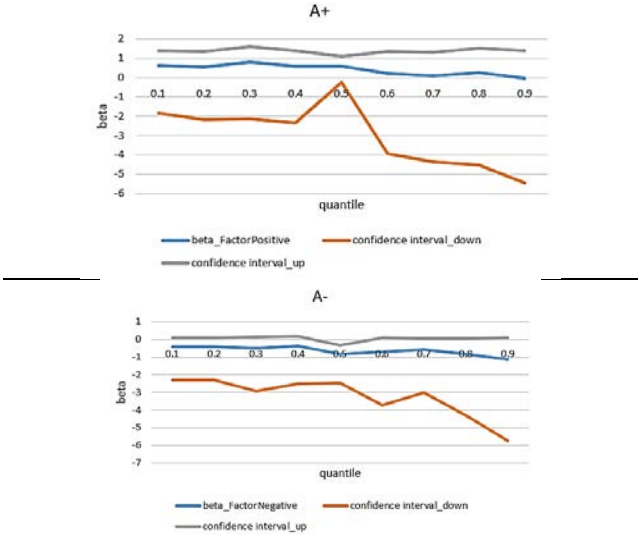
صنعت	مخفف	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰	۱۴۰۱
زراعت و خدمات وابسته	AG	۱۷۴E+۱۶	۱۳۴E+۱۴	۱۰۰E+۱۷	۲۶۳E+۱۴	۷۶۱E+۱۶
بانک‌ها و مؤسسات اعتباری	BA	۱۷۵E+۱۶	۲۵۲E+۱۵	۹۹۵E+۱۶	۶۸۶E+۱۵	۱۳۱E+۱۷
بیمه و بازنشستگی	BI	۱۶۵E+۱۶	۹۷۶E+۱۴	۹۹۲E+۱۶	۴۴۴E+۱۴	۱۳۱E+۱۷
چندرشته‌ای صنعتی	CH	۱۶۴E+۱۶	۱۹۰E+۱۵	۱۰۱E+۱۷	۹۰۴E+۱۵	۱۲۹E+۱۷
استخراج زغال‌سنگ	CM	۱۷۲E+۱۶	۱۹۹E+۱۴	۹۳۶E+۱۶	۱۳۸E+۱۴	۹۲۷E+۱۶
دارویی	DA	۱۷۵E+۱۶	۱۸۹E+۱۵	۱۰۰E+۱۷	۲۱۱E+۱۵	۷۶۱E+۱۶
دستگاه‌های برقی	DB	۱۷۵E+۱۶	۴۶۴E+۱۴	۳۹۳E+۱۶	۳۹۵E+۱۴	۱۳۱E+۱۷
استخراج نفت جز اکتشاف	ST	۱۶۷E+۱۶	۸۳۳E+۱۳	۱۰۱E+۱۷	۷۹۲E+۱۳	-۴۵۰E+۱۶
فرآورده‌های نفتی	FN	۱۶۷E+۱۶	۲۵۰E+۱۵	۱۰۱E+۱۷	۷۳۲E+۱۵	۷۶۱E+۱۶
فلزات اساسی	FA	۱۷۲E+۱۶	۶۱۶E+۱۵	۱۰۱E+۱۷	۲۲۱E+۱۶	۷۷۸E+۱۶
غذایی به‌جز قند و شکر	GZ	۱۷۵E+۱۶	۱۱۰E+۱۵	۱۰۱E+۱۷	۱۰۳E+۱۵	۱۲۹E+۱۷
قند و شکر	GH	۱۷۰E+۱۶	۱۶۱E+۱۵	۶۵۰E+۱۶	۲۵۸E+۱۴	۱۲۹E+۱۷
کانی غیرفلزی	KG	۱۷۵E+۱۶	۱۲۸E+۱۵	۴۹۸E+۱۶	۳۳۵E+۱۴	۷۵۹E+۱۶
کاشی و سرامیک	KS	۱۷۲E+۱۶	۱۱۲E+۱۴	۴۸۹E+۱۶	۱۴۵E+۱۴	۱۳۲E+۱۷
خودرو و قطعات	KH	۱۷۲E+۱۶	۱۶۱E+۱۵	۵۳۰E+۱۶	۴۱۲E+۱۵	۷۵۹E+۱۶
لاستیک و پلاستیک	LA	۱۷۵E+۱۶	۱۲۳E+۱۵	۴۹۱E+۱۶	۱۹۹E+۱۴	۷۶۱E+۱۶
محصولات چرمی	MC	۴۱۸E+۱۵	۴۳۲E+۱۳	۹۳۸E+۱۶	۵۹۵E+۱۳	۷۶۱E+۱۶
محصولات فلزی	MF	۱۷۵E+۱۶	۱۹۹E+۱۴	۹۴۴E+۱۶	۱۷۳E+۱۴	۱۳۱E+۱۷
منسوجات	MS	-۲۸E+۱۴	۱۰۲E+۱۳	۹۴۳E+۱۶	۲۰۹E+۱۳	۱۲۹E+۱۷
ماشین‌آلات و تجهیزات	MA	۱۷۲E+۱۶	۲۹۹E+۱۴	۹۴۴E+۱۶	۳۲۸E+۱۴	۷۶۱E+۱۶
استخراج کانه‌های فلزی	MT	۱۷۵E+۱۶	۲۹۵E+۱۵	۹۳۸E+۱۶	۱۳۵E+۱۶	۱۲۹E+۱۷
محصولات کاغذی	PA	۱۷۲E+۱۶	۱۱۱E+۱۴	۹۴۱E+۱۶	۷۵۶E+۱۳	-۴۶۲E+۱۶
رایانه	RA	۹۸۳E+۱۵	۸۱۸E+۱۴	۹۴۱E+۱۶	۱۰۶E+۱۵	-۲۹۹E+۱۶
سرمایه‌گذاری‌ها	SR	۱۷۵E+۱۶	۱۱۶E+۱۵	۹۴۰E+۱۶	۶۴۱E+۱۵	۷۴۶E+۱۵
استخراج سایرمعادن	SM	۱۷۵E+۱۶	۱۷۶E+۱۳	۹۴۰E+۱۶	۱۳۳E+۱۳	۸۹۶E+۱۶
شیمیایی	SH	۱۶۴E+۱۶	۸۴۱E+۱۵	۹۴۶E+۱۶	۲۴۵E+۱۶	۱۲۹E+۱۷
سیمان، آهک‌گچ	SI	۱۴E+۱۴	۹۰۴E+۱۲	۹۳۴E+۱۶	۱۵۱E+۱۵	۱۲۹E+۱۷
عرضه برق، گاز، بخار و آب‌گرم	TA	۱۷۲E+۱۶	۸۱۳E+۱۴	۹۴۰E+۱۶	۱۵۰E+۱۵	۷۶۱E+۱۶
وسایل ارتباطی	VE	۱۷۲E+۱۶	۳۸۱E+۱۳	۲۰۹E+۱۵	۵۸۲E+۱۳	-۲۷۹E+۱۵

مأخذ: محاسبات پژوهش

آنالیز عوامل شبکه‌ای صنایع [1]

در این بخش، تأثیر عوامل ریسک، بالأخص عوامل شبکه‌ای مثبت و منفی بر ریسک‌های دنباله‌ای صنایع از طریق رگرسیون کوانتیل درسطوح کوانتیل از ۰/۱ تا ۰/۹، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. شکل ۷، مقادیر تخمین شیب‌های رگرسیون‌های کوانتیل بازدهی شاخص صنایع بر روی عوامل شبکه‌ای مربوط به ماتریس‌های مجاورت A^+ و A^- به‌تصویر کشیده است. خطوط نارنجی و طوسی رنگ فواصل اطمینان ۹۵٪ را نشان می‌دهند.

از شکل بالا، می‌توان ملاحظه نمود که منحنی ضرایب شبکه یک منحنی تقریباً یکنواخت است. ضرایب عوامل شبکه‌ای مثبت بر دنباله‌های چپ و راست توزیع بازدهی بطور معناداری تأثیرگذار هستند که دلالت براین دارد که ۲۹ صنعت می‌توانند سرایت ریسک سیستمی را موجب شوند. هر چند که در کوانتیل ۰/۹ مقدار این ضریب از نظر آماری معنادار اما بسیار کوچک و تقریباً صفر است. پس نقش صنایع در سرایت ریسک در طول محور کوانتیل‌ها از چپ به راست بطور یکنواخت کاهش می‌یابد. در نتیجه، در طی دوران شکست بازار، شباهت‌های پروفایل ریسک افزایش می‌یابد و سرایت ریسک بیشتر می‌شود. همچنین، شکل پایین نشان می‌دهد که صنایع فوق نیز از نظر آماری بطور معناداری متاثر از عوامل شبکه‌ایِ منفی شده‌اند. منحنی ضرایب تقریباً یکنواخت است و مقدار ضرایب در طول محور کوانتیل‌ها از سمت چپ به راست منفی‌تر نیز می‌شود.



شکل ۷. تخمین شیب‌های رگرسیون‌های کوانتیل بازدهی شاخص صنایع بر روی عوامل شبکه‌ای مربوط به ماتریس‌های مجاورت A^+ و A^-.

مأخذ: محاسبات پژوهش

1. Network Factor Analysis

از این رو نتیجه گرفته می‌شود که صنایع منتخب نمی‌توانند در دریافت ریسک یا همان تنوع‌بخشی ریسک نقش مؤثری داشته باشند. پس بطورکلی، این نتایج بیانگر آن است که کلیه صنایع از جمله صنایع غیرمالی سهم قابل‌توجهی در انتقال ریسک سیستمی و انتشار آن در شبکه صنایع طی دوره‌های استرس، دارند. این نتیجه‌گیری بر رد فرضیه دوم و پذیرش فرضیه سوم پژوهش دلالت دارد.

بحث و نتیجه گیری

در پژوهش حاضر، ارتباط متقابل ریسک میان ۲۹ صنعت اصلی در بورس اوراق بهادار تهران و نقش آن‌ها در سرایت ریسک سیستمی با استفاده از تحلیل شبکه‌ای رخدادِ دنباله‌ای محور، مورد مطالعه قرار گرفته است.

نخست، ماتریس‌های مشابهت و ماتریس‌های مجاورت نشان می‌دهند که طی دوره زمانی پژوهش، مشابهت میان صنایع افزایش یافته است. ازاین‌رو، وابستگی متقابل میان صنایع با گذر زمان مثبت می‌شود و فرضیه اول پژوهش پذیرفته می‌شود. همچنین، صنعت بانک‌ها و مؤسسات اعتباری و صنعت بیمه و بازنشستگی همبستگی منفی با هیچ کدام از دیگر صنایع ندارد ازاین‌رو نقشی در کنترل گسترش ریسک در بازار و بهبود بخشیدن به ثبات بازار مالی ندارد و فرضیه دوم پژوهش پذیرفته نمی‌شود؛ بنابراین، صنایع بانک‌ها مؤسسات اعتباری و صنعت بیمه و بازنشستگی نمی‌توانند در تخصیص منابع مالی نقش مؤثر و کارآ داشته باشد و ازاین‌رو نمی‌توانند توسعه بازار سهام را بهبود بخشند. با این حال، در برخی از سال‌ها صنایع محصولات چرمی، منسوجات، دستگاه‌های برقی، وسایل ارتباطی و استخراج زغال‌سنگ، در تنوع‌بخشی ریسک سیستمی در شبکه نقش داشته‌اند. گراف‌های مستخرج از ماتریس‌های مجاورت بیانگر نقش غالب همه صنایع مالی و غیرمالی، در انتقال ریسک است؛ و فرضیه سوم پژوهش پذیرفته می‌شود.

دوم، نتایج حاصل از تجزیه ریسک سیستمی بیانگر آن است که در شبکه، سایر صنایع غیر از صنایع مالی سهم عمده در سرایت ریسک سیستمیِ کل را دارند. بالأخص، صنعت دستگاه‌های برقی در سال ۱۳۹۷، در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۴۰۰ صنعت شیمیایی، در سال ۱۳۹۹ صنعت چندرشته‌ای صنعتی و در سال ۱۴۰۱ صنعت کاشی و سرامیک سهم بزرگ در ریسک را داشته‌اند. از این رو، فرضیه چهارم پژوهش نیز پذیرفته نمی‌شود. براین اساس، پیشنهاد می‌شود که نهاد قانون‌گذار می‌باید از طریق بهبود بخشیدن به شفافیت قانونی یک سپر سیاستی را در زمان اعلام سیاست‌ها ایجاد کرده تا بتواند به انتظارات در بازار سهام ثبات بخشیده و اعتماد بازار و ریسک‌پذیری را افزایش دهد.

در پایان، نتایج حاصل از تخمین مدل TENQR، نشان می‌دهد که ۲۹ صنعت منتخب در انتقال ریسک و نه در تنوع‌بخشی ریسک نقش قالب دارند. این نتیجه‌گیری نیز دلالت بر عدم پذیرش فرضیه دوم و پذیرش فرضیه سوم پژوهش دارد.

بطور کلی نتایج پژوهش حاضر از نظر ارتباط متقابل میان صنایع طی دوران بحرانی، با یافته‌های طباطبایی (۱۴۰۱) همراستا است. او نشان داده است که طی دوران کرونا، ارتباط تلاطم میان صنایع به بیشترین میزان خود رسیده است. صادقی شاهدانی و همکاران (۱۴۰۱) نیز افزایش همبستگی بین شبکه

بانکی را در طول زمان نتیجه گرفتند. یافته‌های پژوهش حاضر از نظر نقش عمده صنایع بانکداری و بیمه در انتقال ریسک دنباله‌ای با یافته‌های یانگ و وانگ (۲۰۲۰)، ژانگ و همکاران (۲۰۲۰) و ژو و همکاران (۲۰۲۲) متفاوت است چراکه آن‌ها نقش صنایع مالی را در تنوع‌بخشی ریسک طی دوران بحرانی نتیجه گرفته‌اند. طباطبایی (۱۴۰۱) نیز نقش تعدادی از صنایع مهم بورس اوراق بهادار را در انتقال ریسک و نیز در دریافت ریسک نتیجه گرفت. به علاوه،، یافته‌های این پژوهش مبنی بر سهم عمده صنایع غیرمالی در ریسک سیستمی شبکه، با یافته‌های حکمتی‌فرید و همکاران (۱۳۹۷) در تناقض است زیرا آن‌ها سهم عمده صنعت بیمه را در ایجاد ریسک سیستمی نتیجه گرفته‌اند.

نتایج حاصل از پژوهش حاضر از اهمیت کاربردی نیز برخوردار هستند. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که مقامات نظارتی می‌باید توجه زیادی به روابط میان صنایع مهم سیستمی اختصاص دهد. همچنین، نهادهای نظارتی می‌توانند از طریق مداخله‌های سیاستی در بخش صنایع، عملکرد صنایع مختلف را در انتقال و تنوع‌بخشی ریسک بهبود بخشند. همچنین، صنایع نیز می‌توانند رشد پایدار ارزش بازار را از طریق بهبود نوآوری‌ها، موجب شوند. از طرف دیگر، سرمایه‌گذاران می‌توانند روند آتی بازار را از طریق آنالیز ارتباطات متقابل میان صنایع به‌طور مؤثر پیش‌بینی کنند که بر تصمیم‌گیری‌های آن‌ها برای تخصیص دارایی‌ها و سرمایه‌گذاری کمک شایانی می‌کند.

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

Acharya, V. V; Pedersen, L. H; Philippon, T; & Richardson, M. (2017). Measuring systemic risk. *The Review of Financial Studies*, 30(1), 2-47.

Adrian, T; & Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *The American Economic Review*, 106(7), 1705.

Arnold, B; Borio, C; Ellis, L; & Moshirian, F. (2012). Systemic risk, macroprudential policy frameworks, monitoring financial systems and the evolution of capital adequacy. *Journal of Banking & Finance*, 36(12), 3125-3132.

Acemoglu, D; Carvalho, V. M; Ozdaglar, A; & Tahbaz-Salehi, A. (2012). The network origins of aggregate fluctuations. *Econometrica*, 80(5), 1977-2016.

Baba Jani, J; Taghavi Fard, M. T; & Ghazali, A. (2018). A framework for measuring and predicting system risk with the conditional value at risk approach. *Financial Knowledge of Securities Analysis, 11*(39), 15-36. (In Persian)

Brownlees, C; & Engle, R. F. (2017). SRISK: A conditional capital shortfall measure of systemic risk. *The Review of Financial Studies, 30*(1), 48-79.

Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82.

Cavaglia, S; Brightman, C; & Aked, M. (2000). The increasing importance of industry factors. *Financial Analysts Journal*, 56(5), 41-54.

Chen, C. Y. H; Härdle, W. K; & Okhrin, Y. (2019). Tail event driven networks of SIFIs. *Journal of Econometrics*, 208(1), 282-298.

Chen, N; & Jin, X. (2020). Industry risk transmission channels and the spillover effects of specific determinants in China's stock market: A spatial econometrics approach. *The North American Journal of Economics and Finance*, 52, 101137.

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.

Eivazloo, R; & Rameshg, M. (2019). Measuring systemic risk in the financial institution via dynamic conditional correlation and delta conditional value at risk mode and bank rating. *Journal of Asset Management and Financing, 7*(4), 1-16. (In Persian)

Fama, E. F; & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.

Feng, Y; Wang, G. J; Zhu, Y; & Xie, C. (2023). Systemic risk spillovers and the determinants in the stock markets of the Belt and Road countries. *Emerging Markets Review, 55*, 101020.

Feng, S; Huang, S; Qi, Y; Liu, X; Sun, Q; & Wen, S. (2018). Network features of sector indexes spillover effects in China: A multi-scale view. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 496, 461-473.

Gong, X; Xiong, X; & Zhang, W. (2020). Research on systemic risk measurement and spillover effect of financial institutions in China. *Management World*, 36(8), 65-83.

Härdle, W. K; Wang, W; & Yu, L. (2016). Tenet: Tail-event driven network risk. *Journal of Econometrics*, 192(2), 499-513.

Hekmati farid, S; Rezazadeh, A; & malek, A. (2018). The Estimation of Systematic Risk in Iranian Financial Sectors (ΔCoVaR Approach). *Economic Modelling, 12*(43), 99-122. (In Persian)

Hu, L; Gan, Y; & Wen, H. (2023). Do we need to consider multiple inter-bank linkages for systemic risk in China's banking industry? Analysis based on the multilayer network. *Finance Research Letters, 51*, 103433.

Kang, S. H; & Lee, J. W. (2019). The network connectedness of volatility spillovers across global futures markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 526, 120756.

Kaufman, G. G; & Scott, K. E. (2003). What is systemic risk, and do bank regulators retard or contribute to it? *The Independent Review*, 7(3), 371-391.

Khiabani, N; & Nohammadian Nikpey, E. (2018). Systemic Risk Analysis in Selected Industries of Tehran Stock Exchange: A Multivariate Quantile Regression Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, *23*(77), 1-36. (In Persian)

López-Espinosa, G; Moreno, A; Rubia, A; & Valderrama, L. (2012). Short-term wholesale funding and systemic risk: A global CoVaR approach. *Journal of Banking & Finance*, 36(12), 3150-3162.

Luo, C; Xie, C; Yu, C; & Xu, Y. (2015). Measuring financial market risk contagion using dynamic MRS-Copula models: The case of Chinese and other international stock markets. *Economic Modelling*, 51, 657-671.

Meharani, A; Najafi Moghadam, A; & Baghani, A. (2021). Estimation value at risk (VAR) and conditional value at risk (CoVaR) at Tehran Stock Exchange by approach to using Fréchet distribution (FD). *Financial Engineering and Portfolio Management*, *12*(46), 449-475. (In Persian)

Namaki, A; Abbasian, E; & Shafiei, E. (2022). Analyzing of Systemic Risk Contributions of Tehran Stock Exchange Companies by Complexity Approach. *Financial Management Strategy*, *10*(1), 91-112. (In Persian)

Ng, S. (2006). Testing cross-section correlation in panel data using spacings. *Journal of Business & Economic Statistics*, 24(1), 12-23.

Raei, R; Namaki, A; & Askarirad, H. (2023). Decomposition of Systemic Risk and Analysis of the Relationships of Its Dimensions with the Characteristics and Financial Performance of the Banks Listed in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Asset Management and Financing*, *11*(1), 1-30. (In Persian)

Roudari, S; & Homayounifar, M. (2021). Investigation of the Effect of Coronavirus Outbreak on Iran Stock Market by Considering Regime Changes. *Iranian Journal of Economic Research*, *26*(87), 195-227. (In Persian)

Sadeghi Shahdani M; Tavakoli H; & Salehi A. (2022). Study of systemic risk in the banking sector of Tehran Stock Exchange: Graph theory approach and ARMA-gjrGARCH-DCC. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 30 (101):307-355. (In Persian)

Shakeri, A; Khosravipour, N; & Jafari, S. M. (2020). Estimation of Systemic Risk of Iranian Banking System Using MES and CoVaR Measures. *Financial Management Strategy*, *8*(4), 235-256. (In Persian)

Tabatabaei. S. J. (2023). Modeling the measurement of volatility connectedness at the time of the Corona outbreak in the structure of the Tehran Stock Exchange industries. *Budget and Finance Strategic Research*. 3(4). 185-216. (In Persian)

Xu, Q; Yan, H; & Zhao, T. (2022). Contagion effect of systemic risk among industry sectors in China's stock market. *The North American Journal of Economics and Finance*, 59, 101576.

Yang, Z; & Wang, S. (2020). Asymmetric contagion of cross-industrial downside risks: New evidence from the regime-switching model. *The Journal of World Economy (in Chinese)*, 43, 28-51.

Zhang, W; Zhuang, X; Wang, J; & Lu, Y. (2020). Connectedness and systemic risk spillovers analysis of Chinese sectors based on tail risk network. *The North American Journal of Economics and Finance*, 54, 101248.

Zhu, X; Wang, W; Wang, H; & Härdle, W. K. (2019). Network quantile autoregression. *Journal of Econometrics*, 212(1), 345-358.

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 دوازدهم، شماره چهل و چهارم، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۱۶۰-۱۳۹

مقاله پژوهشی

بررسی انگیزه‌های تغییر ریسک مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در بازارهای صعودی و نزولی و تأثیر آن بر بازدهی[۱]

رضا تهرانی[۲]، جمشید بیگدلو[۳]، میلاد عرفانی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۰۵

چکیده

انگیزه‌های مدیران صندوق‌ها و توانایی‌های برتر آن‌ها در سرمایه‌گذاری و مدیریت آن، دو توضیح برای تغییرات ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در شرایط مختلف بازار است. در این پژوهش بر همین اساس از طریق تحلیل ۲۱ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک در سهام برای دوره ۷۹ ماهه از شهریور ۱۳۹۰ تا اسفند ۱۳۹۶ با استفاده از روش حداقل مربعات، به بررسی انگیزه‌های تغییر ریسک مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام و تأثیر آن بر بازدهی پرداخته‌ایم. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در بازارهای صعودی بین صندوق‌های بازنده انگیزه‌ی جبران سازی خسارت وجود دارد به‌طوری‌که مدیران این صندوق‌ها با افزایش سطح ریسک موجب افزایش بازدهی دوره آتی صندوق‌ها می‌شوند. در مقابل، مدیران صندوق‌های برنده با استفاده از مهارت‌های برتر در سرمایه‌گذاری، ریسک صندوق را کاهش داده و باعث افزایش بازده دوره‌ی آتی می‌شوند.

طبق نتایج، در بازارهای نزولی مدیران با افزایش ریسک صندوق باعث کاهش بازده دوره آتی خواهند شد که نشان دهنده ضعف سازمانی و یا ضعف مهارت مدیران در سرمایه‌گذاری است. در مقابل مدیرانی که سطح ریسک صندوق را کاهش می دهند در صدد افزایش بازده دوره آتی صندوق هستند که بیانگر انگیزه‌ی نگرانی‌های شغلی مدیران است.

واژگان کلیدی: جبران خسارت، نگرانی شغلی، تغییر ریسک، مهارت مدیران، بازار صعودی و نزولی.
طبقه‌بندی موضوعی: *G11, G20, G29* .

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2019.24725.1985
۲. استاد، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه تهران، تهران، ایران. Email: rtehrani@ut.ac.ir
۳. کارشناس ارشد، گروه مدیریت مالی، دانشگاه البرز، قزوین، ایران. (نویسنده مسئول). Email: jamshidbigdelo@gmail.com
۴. کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران. Email: milad.er1991@gmail.com

مقدمه

عملکرد سرمایه‌گذاری با دو رکن ریسک و بازدهی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و همواره بیشترین بازدهی با توجه به سطح مشخصی از ریسک، معیاری مناسب برای سرمایه‌گذاری است؛ بنابراین در بررسی عملکرد پرتفوی‌های مختلف سعی بر آن است میزان بازدهی آن‌ها با توجه به ریسک متحمل شده توسط سرمایه‌گذار، بررسی شود. به نظر می‌رسد در مورد صندوق‌های سرمایه‌گذاری نیز چنین مسئله‌ای وجود دارد زیرا، هدف اولیه صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، بیشینه کردن بازده دارایی‌های تحت مدیریتشان در طول زمان است.

مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، سطح ریسک در مجموعه‌ی خودشان را به‌صورت محسوس در طول زمان تغییر می‌دهند. انگیزه‌های مدیران صندوق‌ها و توانایی‌های برتر آن‌ها برای سرمایه‌گذاری و مدیریت آن، دو توضیح برای تغییرات ریسک در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک هستند. به‌خصوص، انگیزه‌های جبران خسارت مدیران می‌تواند موجب شود که آن‌ها سطح ریسک مجموعه‌ی خودشان را افزایش دهند به این امید که عملکرد خودشان را بهبود بخشند و بتوانند نقدینگی را به سمت خود جذب کنند. از طرفی انگیزه‌های جبران خسارت مدیران صندوق، باید در مقابل نگرانی‌های شغلی مدیران صندوق (انگیزه‌های اشتغال) در نظر گرفته شود، زیرا رفتار تغییر ریسک در آن‌ها مبتنی بر قدرت‌های نسبی این دو انگیزه است. انگیزه‌های جبران سازی خسارت در بازار پررونق قوی‌تر و انگیزه‌های نگرانی شغلی در بازار کم رونق، قوی‌تر است؛ همچنین تغییرات در سطح ریسک مدیران صندوق مشترک می‌تواند نتیجه‌ی بهره‌مندی مدیران از توانایی‌های سرمایه‌گذاری برتر آن‌ها باشد (پاپسکو و ژا[1]، ۲۰۱۷).

با توجه به اهمیت نقش صندوق‌های سرمایه‌گذاری در کشور و نبود پژوهشی در زمینه شناخت انگیزه‌های تغییر ریسک مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری و پیامدهای آن، ضرورت انجام این پژوهش بیشتر از پیش نمایان می‌شود؛ درنتیجه این مطالعه به بررسی انگیزه‌های تغییر ریسک مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام در بازارهای صعودی و نزولی و تأثیر آن بر بازدهی می‌پردازد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

این حقیقت وجود دارد که خواست بازدهی بالاتر مستلزم قبول ریسک بیشتر است و برخی متغیرها مانند سبک مدیریت، اندازه، بازده دوره‌ی قبل، وجه نقد، هزینه‌ها، گردش سرمایه، سن و نظایر این‌ها بر بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد. بعضی مطالعات هزینه‌های بیشتر صندوق سرمایه‌گذاری را نشانه مهارت بیشتر مدیران و ایجاد بازدهی بیشتر دانسته، درحالی‌که شواهدی وجود دارد که عکس آن را نشان داده است (درامز و والکر ۱۹۹۶، کرهارت ۱۹۹۷، دالکویست، انگسترام و سودرلایند ۲۰۰۰، پیترسون و همکاران ۲۰۰۱، تالاتافزا و رف ۲۰۰۹، سی و جاسو ۲۰۱۲ و روحی و صفری ۱۳۸۹). طبق برخی تحقیقات بالا بودن نسبت گردش سرمایه باعث ایجاد بازدهی بالاتر می‌شود درحالی‌که تحقیقاتی وجود دارد که آن بازدهی بیشتر را قابل تهاتر با هزینه‌های بیشتر کارگزاری و مالیات می‌دانند (گرینبلت و کلهرجو ۲۰۰۰،

1. Popescu & Xu

پیترسون و همکاران ۲۰۰۱ و بودینو و مارتنز ۲۰۱۰)، برخی تحقیقات صندوق‌های سرمایه‌گذاری را فاقد صرفه‌جویی نسبت به مقیاس می‌دانند، درحالی‌که برخی وجود فرصت‌های اندک را موجب تضعیف عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری بزرگ می‌دانند، تحقیقاتی جریان وجه نقد صندوق‌های سرمایه‌گذاری را موجب افزایش بازده صندوق‌ها می‌دانند؛ همچنین، طبق برخی تحقیقات تعداد سال‌های مدت تصدی صندوق سرمایه‌گذاری توسط مدیریت نشانه تجربه بیشتر مدیریت می‌شود، لذا می‌تواند بر عملکرد آتی صندوق‌های سرمایه‌گذاری اثر گذارد (پیترسون و همکاران ۲۰۰۱، پرسون و کارلسون ۲۰۰۵ و فریرا و همکاران ۲۰۱۲). در ادامه به برخی از تحقیقات انجام‌شده خارجی و داخلی که به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم با موضوع پژوهش حاضر مرتبط است، اشاره می‌گردد.

لازم به ذکر است که در رابطه با تأثیر ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری بر بازده پژوهش‌هایی انجام پذیرفته است اما با توجه به بررسی‌های صورت گرفته مشخص گردید که پژوهش‌های خارجی محدودی درزمینه انگیزه‌های تغییر ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری با توجه به شرایط بازار انجام پذیرفته است؛ همچنین تاکنون هیچ‌گونه پژوهشی در رابطه با موضوع پرداخته‌شده در پژوهش حاضر در ایران صورت نگرفته است و پژوهش حاضر به‌عنوان تحقیقی پیش‌گام در این زمینه محسوب می‌شود.

درامز و والکر[1] (۱۹۹۶) از تحلیل سری‌های زمانی متقاطع برای تحلیل عملکرد صندوق‌های سرمایه گذاری استفاده کردند. در این مطالعه رابطه میان بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری و عواملی شامل اندازه، نسبت هزینه‌ها، نسبت گردش پرتفوی و کارمزد بررسی گردید و مشخص شد تنها نسبت هزینه‌ها با بازدهی رابطه مستقیم دارد.

کرهارت[2] (۱۹۹۷) در تحقیقی راجع به عملکرد صندوق‌ها به این نتیجه رسید که بازده سال قبل با بازده سال جاری ارتباط مثبت دارد ولی نسبت هزینه، نسبت فعالیت معاملاتی و کارمزد صندوق بر عملکرد صندوق اثر منفی دارند. بر این اساس وی نتیجه می‌گیرد که: ۱) سرمایه‌گذاران از صندوق‌هایی که به‌صورت مداوم بازده پایین دارند اجتناب کنند ۲) صندوق‌ها با بازده بالا در سال گذشته انتظار بازده بالاتر از متوسط را در یک سال بعد دارند ولی نه برای سال‌های دوم به بعد ۳) صندوق‌ها با هزینه‌های بالا، هزینه‌های نقل‌وانتقال و کارمزد بالا برای سرمایه‌گذاری مناسب نیستند.

گرینبلت و کلهرجو[3] (۲۰۰۰) در تحقیقی رابطه مثبت بین عملکرد صندوق و نسبت فعالیت معاملاتی رانشان دادند و پیشنهاد دادند درصورتی‌که صندوق‌ها، معاملات بیشتری در بازار انجام دهند می‌توانند سهام با قیمت پایین‌تری را پیدا کنند و معاملات بیشتر باعث بازده بیشتر می‌شود.

پیترسون و همکاران[4] (۲۰۰۱) ویژگی‌هایی شامل ریسک، سبک مدیریت، هزینه‌ها، گردش پرتفوی، اندازه، جریان وجوه، طول مدت تصدی مدیریت، ساختار مدیریت، طول عمر صندوق سرمایه‌گذاری را بر عملکرد و انتخاب صندوق سرمایه‌گذاری مؤثر می‌دانند.

1. Droms & Walker
2. Carhart
3. Grinblatt and Keloharju
4. Peterson, Pietranico, Riepe & Xu

پرسون و کارلسون[1] (۲۰۰۵) در تحقیقی در رابطه با ویژگی‌های توضیح‌دهنده عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری در کشور سوئد، ویژگی‌هایی شامل ریسک، اندازه، طول مدت تصدی مدیریت و طول عمر صندوق سرمایه‌گذاری را بر عملکرد آتی صندوق سرمایه‌گذاری مؤثر تشخیص دادند.

هانگ، وای و یان[2] (۲۰۰۷) در پژوهش خودشان نشان دادند که افزایش ریسک موجب کاهش عملکرد می‌شود و به این نتیجه رسیدند که تغییر ریسک، نتیجه‌ی توانایی سرمایه‌گذاری ضعیف و یا مشکلات سازمانی است اما هیچ تفاوتی بین انگیزه‌هایی که مدیران صندوق‌های برنده و بازنده در شرایط مختلف بازار با آن مواجه می‌شوند در نظر نگرفتند.

جاوید[3] (۲۰۰۸) در پژوهش خود به اثر ریسک بر عملکرد صندوق‌ها پرداخته‌اند؛ آن‌ها بیان می‌کنند که هرچه ریسک بیشتر باشد بازده صندوق بالاتر بوده و عامل اثرگذار دیگر اندازه صندوق است. استدلال آن‌ها این است که هرچه صندوق بزرگ‌تر باشد می‌تواند تنوع بیشتری ایجاد کند؛ همچنین سوابق مدیر سبد و رشته تحصیلی وی بر بازده صندوق اثرگذار بوده است و سابقه صندوق بر بازده آن تأثیری نداشته است.

تالاتافزا و رف[4] (۲۰۰۹) در تحقیقی رابطه اندازه صندوق با بازده صندوق را موردبررسی قراردادند و به این نتیجه رسیدند که اندازه صندوق با بازده آن ارتباطی ندارد. نتیجه دیگر این تحقیق، تأیید تأثیر عمر صندوق، هزینه صندوق و نسبت فعالیت معاملاتی بر بازده صندوق بود. بنابراین صندوق‌های پر سابقه، دارای بازده بیشتری هستند و به‌صورت کاراتری عمل می‌کنند. در این تحقیق اثر بازده دوره قبل بر بازده صندوق نیز موردبررسی قرار گرفت که اثر بازده دوره قبل بر بازده صندوق مورد تأیید قرار گرفت. میزان وجه نقد نگهداری شده توسط صندوق اثر مثبت بر بازده صندوق دارد، درواقع اگر میزان وجه نقد صندوق بیشتر باشد، مطلوبیت سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد، چراکه خود را برای سرمایه‌گذاری در شرایط بهتری، آزادانه‌تر و با ریسک نقد شوندگی کمتری، تصور می‌کنند.

کمپ، روینزی و دایل[5] (۲۰۰۹) اولین کسانی بودند که رفتار تغییر ریسک را در پاسخ به هر دو انگیزه جبران سازی خسارت و انگیزه اشتغال، ارزیابی کردند و نشان دادند که رفتار تغییر ریسک مدیران صندوق سهام تحت تأثیر تمایل آن‌ها برای حفظ شغل (انگیزه‌ی اشتغال) در طول بازارهای کم رونق و به دست آوردن جبران خسارت بیشتر (انگیزه جبران سازی) در طول بازارهای پررونق است. به‌عبارت‌دیگر؛ در طول بازارهای کم رونق، جریان‌های نقد به سمت صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، پایین‌تر است و ازاین‌رو، احتمال از دست دادن شغل نیز برای مدیران صندوق‌های معمولی، افزایش پیدا می‌کند؛ اما در طول بازارهای

1. Persson & Karlsson
2. Huang, Wei & Yan
3. Javed
4. Talat & Rauf
5. Kempf, Ruenzi & Thiele

پررونق، این شرایط دقیقاً برعکس است. جریان نقدینگی به سمت صندوق‌ها بیشتر است و ازاین‌رو تصمیم‌های مدیران بیشتر تحت تأثیر حق امتیاز و انگیزه‌های جبران خسارت است.

بودینو و مارتنز[1] (۲۰۱۰) مطالعه‌ای در رابطه با انتخاب صندوق سرمایه‌گذاری با استفاده از برخی ویژگی‌های آن‌ها انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که انتخاب صندوق سرمایه‌گذاری بر اساس عملکرد گذشته، توانمندی و نسبت گردش معاملات معنی‌دار است.

هانگ، سیالم و ژانگ[2] (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و انتقال ریسک در دوره زمانی ۱۹۸۳ الی ۲۰۰۹ پرداخته اند. آن‌ها با استفاده از معیار مبتنی بر انتقال ریسک دریافتند که صندوق‌هایی که در طول زمان مرتبا ریسک خود را از سطحی به سطح دیگر تغییر می‌دهند عملکرد بسیار ضعیف‌تری نسبت به صندوق‌هایی که ریسک خود را در طول زمان ثابت نگه داشته‌اند دارند. این نتایج در رابطه با اینکه صندوق‌هایی که بطور مرتب ریسک خود را تغییر داده‌اند نشان دهنده این است که آن‌ها به دلیل تعارضات نمایندگی از توانایی کمتری در اداره پرتفوی برخوردار بوده و فرصت طلبانه برخورد می‌کنند در صورتی که صندوق‌هایی که از مدیران مجرب و با مهارت استفاده می‌کنند توانایی استفاده از فرصت‌های ناشی از تغییرات در سرمایه‌گذاری‌ها را به خوبی دارند.

فریرا و همکاران[3] (۲۰۱۲) با استفاده از مدل چهار عاملی کرهارت ویژگی‌هایی نظیر عمر، اندازه، حق‌الزحمه، ساختار مدیریت، مدت تصدی مدیریت و ویژگی‌های کشوری نظیر توسعه اقتصادی، توسعه مالی و حمایت از سرمایه‌گذار در نظر گرفتند. طبق نتایج صندوق‌های سرمایه‌گذاری بزرگ، صندوق‌های سرمایه-گذاری با عمر کمتر، صندوق‌های سرمایه‌گذاری با حق‌الزحمه بالا و صندوق‌های سرمایه‌گذاری با مدیران باتجربه‌تر عملکرد بهتری دارند.

سی و جاسو[4] (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی ویژگی‌های مؤثر بر عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری پرداخته‌اند. نتایج حاکی از وجود رابطه‌ای مثبت بین ریسک صندوق و عملکرد آن و همچنین نسبت هزینه‌ها و عملکرد صندوق است به‌علاوه آن‌ها بیان نمودند که افزایش عمر صندوق سرمایه‌گذاری، باعث کاهش شاخص عملکرد آن می‌شود؛ به‌بیان‌دیگر، صندوق‌ها با عمر بیشتر، عملکرد ضعیف‌تری نسبت به صندوق‌های جوان‌تر دارند؛ همچنین در پژوهش آن‌ها شواهدی مبنی بر تأثیر نسبت گردش دارایی‌ها و اندازه صندوق بر عملکرد آن یافت نشده است.

جوئل[5] (۲۰۱۳) در پژوهش خود به بررسی عملکرد صنعت صندوق‌های سرمایه‌گذاری در هند، طی دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۲ پرداخته است. طبق نتایج این پژوهش سن و نسبت افزایش دارایی‌های صندوق بر کارایی عملکرد آن تأثیر منفی داشته و عملکرد گذشته‌ی صندوق سرمایه‌گذاری، تأثیر مثبتی بر کارایی

1. Budiono & Martens
2. Huang, Sialm & Zhang
3. Ferreira, Keswani, Miguel & Ramos
4. See & Jusoh
5. Goel

عملکرد آن دارد؛ همچنین بین اندازه و ریسک صندوق و کارایی عملکرد آن رابطه معنی‌داری مشاهده نشده است.

بابالوس، ماماتزاکیز و ماتوسک[1] (۲۰۱۵) با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی[2] عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری آمریکایی را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که سبک مدیریت و اندازه بر عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مؤثر است.

پاپسکو و ژا (۲۰۱۷) در پژوهش خود به کشف انگیزه و محرک تغییر رفتار ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و بررسی تأثیر آن بر عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری با در نظر گرفتن مشوق‌های جبران خسارت و نگرانی‌های شغلی مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. طبق نتایج پژوهش آن‌ها صندوق‌هایی با عملکرد ضعیف (عملکرد قوی) احتمالاً در بازار صعودی، سطح خطر خودشان را افزایش (کاهش) می‌دهند، درحالی‌که در طول بازارهای نزولی، سطح ریسک خودشان را کاهش (افزایش) می‌دهند. علاوه بر این، صندوق‌هایی که ریسک را افزایش می‌دهند عملکرد ضعیفی دارند، درحالی‌که آن صندوق‌هایی که ریسک مجموعه‌ی خودشان را کاهش می‌دهند، با این مشکل روبه‌رو نمی‌شوند. به‌علاوه، صندوق‌هایی با عملکرد ضعیف ریسک خودشان را در بازارهای صعودی و نزولی افزایش (کاهش) می‌دهند درحالی‌که صندوق‌هایی با عملکرد بالا، نخست در بازارهای صعودی ریسک خودشان را کاهش داده و سپس عملکردی بهتر از حد انتظار نشان می‌دهند.

لی و همکاران[3] (۲۰۱۷) به بررسی تاثیر رتبه بندی صندوق‌ها بر روی تعدیل ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در چین طی سال‌های ۲۰۰۸ الی ۲۰۱۲ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که مدیران صندوق با عملکرد ضعیف، اواسط سال تمایل به افزایش ریسک وجوه خود در نیمه دوم سال دارند. علاوه بر این رفتارهای تعدیل ریسک مدیران صندوق تحت تأثیر شرایط بازار است و مدیران ریسک صندوق را به طور اساسی در رکود بازار تنظیم می‌کنند.

اندرو، سارتو و سرانو[4] (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی پیامدهای تغییر ریسک با توجه به ویژگی های مدیران با استفاده از اطلاعات ۱۴۴ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک در سهام در اسپانیا، طی دوره زمانی ۱۹۹۹ الی ۲۰۱۱ پرداخته‌اند. طبق نتایج پژوهش آن‌ها صندوق‌هایی که سطح ریسک خود را افزایش می‌دهند عملکرد بهتری نسبت به صندوق‌هایی با سطح ریسک پایدار یا کاهش یافته به دست می‌آورند؛ همچنین ویژگی‌های مدیران صندوق‌ها مانند جنسیت، سطح تحصیلات و سطح تخصص متغیرهای مهم برای تمایز عملکرد بعد از تغییر ریسک صندوق است.

1. Babalos, Mamatzakis & Matousek
2. Stochastic Frontier Analysis
3. Li, Chen, Zhang & Lu
4. Andreu, Sarto & Serrano

در داخل کشور نیز مطالعاتی در این خصوص انجام شده است. پور زمانی، روحی، صفری، (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر متغیرهای مختلف بر بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در ایران پرداخته‌اند. طبق پژوهش آن‌ها، بین نوسانات بازده صندوق در دوره قبل، بازده دوره گذشته صندوق، سن صندوق، نرخ گردش دارایی‌های تحت مدیریت صندوق در دوره قبل و بازده کسب‌شده توسط صندوق همبستگی مثبت و معنی‌داری وجود دارد. همچنین شواهد حاکی از آن است که میان دارایی‌های تحت مدیریت صندوق در دوره قبل، هزینه‌های صندوق، نرخ رشد پول جدید نسبت به دوره قبل و بازدهی صندوق تفاوت معنی‌داری وجود دارد.

سعیدی، محسنی، مشتاق (۱۳۸۹) در پژوهش خود، بررسی عوامل مؤثر بر بازدهی صندوق‌ها را موردتوجه قرار داده‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها وجود ارتباط خطی معنی‌دار بین ۶ متغیر (به ترتیب اولویت): بازده بازار، نرخ رشد ارزش صندوق، قدر مطلق انحراف از میانگین بازده صندوق، ارزش صدور واحدهای سرمایه‌گذاری، نسبت فعالیت صندوق، ارزش ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری را با بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری تایید می‌کند.

رشیدی زاده (۱۳۹۲) در پژوهش خود به شناسایی برخی از عوامل مؤثر بر عملکرد صندوق‌های فعال در بازار سرمایه ایران شامل اندازه، ساختار مالکیت و عمر صندوق‌ها، نوع و میزان تأثیر هر یک از این عوامل پرداخته است. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه رابطه مثبت و معنی‌داری میان اندازه و ساختار مالکیت صندوق‌های سرمایه‌گذاری و عملکرد آن‌ها وجود دارد و همچنین رابطه معنی‌داری میان عمر صندوق‌های سرمایه‌گذاری و عملکرد آن‌ها وجود ندارد.

خواجه سروی (۱۳۹۳) در تحقیقی به بررسی رابطه بین خبرگی مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک با عملکرد آن‌ها پرداخته است که نتیجه حاصل، بر اثرگذاری و پیوستگی بالای تحصیلات و تجربه بر عملکرد و بازده صندوق حکایت داشت.

قالیباف اصل، پورداداش مهربانی و دهقان نیری (۱۳۹۴) در تحقیقی با عنوان بررسی رابطه بین ریسک گریزی مدیران و عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، نتیجه گرفتند که در کل بین ریسک گریزی مدیران و عملکرد (ریسک، بازده، حجم مبادلات و تنوع پرتفوی) صندوق‌ها و بین ریسک گریزی مدیران و ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک رابطه معکوس و معنی‌دار وجود دارد.

کربلایی (۱۳۹۴) در تحقیقی تأثیر عمر، اندازه، رشد، شیوه مدیریت، میزان سرمایه و میزان دارایی‌ها ازجمله عوامل داخلی مؤثر بر بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری را بررسی نمود. نتایج حاصل از تحلیل فرضیات نشان می‌دهد که نرخ رشد و عمر صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک تأثیرگذاری مثبت و معنی‌داری بر بازدهی این صندوق‌ها می‌گذارند.

رحمانی، حسینی و کاشف (۱۳۹۵) در تحقیقی به بررسی تأثیر عوامل مختلف و ویژگی‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری ازجمله عملکرد گذشته، اندازه، نسبت هزینه‌ها، نسبت گردش، تعداد صندوق‌های تحت مدیریت مدیر صندوق و نوع مؤسس صندوق بر عملکرد آن‌ها پرداخته است. نتایج

پژوهش حاکی از اثرگذاری دو متغیر عملکرد گذشته‌ی صندوق و هم‌چنین نوع مؤسس صندوق بر عملکرد جاری آن است.

پرسش های پژوهش

این پژوهش تلاش دارد تا با بررسی رابطه بین تغییر ریسک در شرایط مختلف بازار و بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام، انگیزه‌های اصلی مدیران برای تغییر ریسک را شناسایی و معرفی نماید؛ درنتیجه هدف پژوهش پاسخ به سؤالات زیر است.

۱. انگیزه‌های مدیران از تغییر ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام در طول بازارهای صعودی و نزولی چیست؟
۲. آیا انگیزه‌های تغییر ریسک در صندوق‌های با عملکرد مناسب و ضعیف متفاوت است؟
۳. هریک از انگیزه‌های تغییر ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام در شرایط مختلف بازار چه تأثیری بر بازده صندوق‌های مذکور دارد؟

روش‌شناسی پژوهش

با توجه به نوپا بودن صندوق‌های سرمایه گذاری در ایران و بررسی‌های انجام گرفته تعداد اندکی صندوق سرمایه گذاری قابل معامله (ETF) برای انجام پژوهش حاضر وجود دارد، به‌طوری‌که طبق سایت فرابورس ایران فقط شانزده صندوق سرمایه گذاری قابل معامله (ETF) وجود دارد که تاریخ آغاز فعالیت اکثر آنها از ابتدای سال ۱۳۹۴ می باشد و تعداد اندکی نیز از میانه سال ۱۳۹۲ شروع به فعالیت کرده اند لذا در پژوهش حاضر جهت افزایش تعداد مشاهدات و به طبع آن افزایش قابلیت اتکا نتایج پژوهش، از اطلاعات صندوق‌های سرمایه گذاری مشترک در سهام (غیر قابل معامله) استفاده شده است.

ازآنجاکه پژوهش حاضر به بررسی و شناسایی انگیزه‌های مدیران در بازارهای صعودی و نزولی و تأثیر این انگیزه‌ها بر بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام می‌پردازد، این پژوهش ازلحاظ هدف، کاربردی و ازلحاظ ماهیت و روش از نوع توصیفی- همبستگی است.

گردآوری داده‌های موردنیاز به‌صورت روزانه و ماهانه از طریق سایت‌های بورس اوراق بهادار، مرکز پردازش اطلاعات مالی و سایت هریک از صندوق‌ها انجام شد و برای برازش مدل‌های رگرسیونی از روش حداقل مربعات معمولی و تعمیم‌یافته[1] استفاده گردید. جامعه آماری این پژوهش کلیه صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۷۹ ماهه از شهریور ۱۳۹۰ تا اسفند

۱. برای مشخص کردن هرچه بهتر انگیزه‌های تغییر سطح ریسک صندوق‌ها، بین صندوق‌های برنده و بازنده تمایز قائل می‌شویم و درنتیجه به علت کاهش تعداد مشاهدات و حذف داده‌های بازدهی، نمی‌توان از روش فاما مکبث استفاده نمود (وجود خطای بیش‌ازحد مجاز بودن تعداد مشاهدات حذف‌شده در نرم‌افزار).

۱۳۹۶ است. در این پژوهش، نمونه‌گیری با استفاده از روش حذف هدفمند انجام‌شده است، لذا تمامی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک که شرایط زیر را دارا باشند به‌عنوان نمونه انتخاب‌شده‌اند:

۱. قبل از تاریخ ۱۳۹۰/۰۵/۳۱ فعالیت خود را آغاز کرده باشند.
۲. صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام باشند.
۳. در همه‌ی ماه‌های موردبررسی، به فعالیت خود ادامه داده و داده‌های موردنیاز آن‌ها در دسترس باشد.

با توجه به محدودیت‌ها تعداد ۲۱ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک در سهام به‌عنوان نمونه آماری انتخاب گردیده است.

مدل پژوهش و متغیرهای آن

در پژوهش حاضر از دو مدل رگرسیونی مطابق با پژوهش پاپسکو و ژا (۲۰۱۷) استفاده‌شده است؛ به‌طوری‌که در مدل رگرسیونی (۱) به بررسی رابطه بین تغییر ریسک صندوق و بازده دوره‌ی آتی پرداخته می‌شود و در مرحله بعد با استفاده از مدل رگرسیونی (۲) به بررسی رابطه تغییر ریسک در بازار صعودی و نزولی و بازده دوره‌ی آتی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام پرداخته می‌شود؛ همچنین برای بررسی دقیق‌تر این رابطه بین صندوق‌هایی که بازده دوره‌ی موردبررسی آن‌ها بیشتر (کمتر) از میانگین بازدهی به‌دست‌آمده تمام صندوق‌های عضو نمونه است به‌عنوان صندوق‌های برنده (بازنده) تمایز قائل می‌شویم و مدل‌های رگرسیونی بیان‌شده را مجدداً برای صندوق‌های برنده و بازنده برازش می‌کنیم تا به نتایج قابل‌اتکاتری از انگیزه‌ی تغییر ریسک در شرایط مختلف بازار و رابطه‌ی آن با بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام عضو نمونه آماری پژوهش، نائل شویم.

$$R_{i,t}=\alpha_{i,t}+\beta_1*P_{i,t-1}+\beta_2*N_{i,t-1}+\beta_3*R_{i,t-1}+\beta_4*S_{i,t-1}+\beta_5*C_{i,t-1}+\beta_6*E_{i,t-1}+\beta_7*T_{i,t-1}+\beta_8*G_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$R_{i,t}=\alpha_{i,t}+\beta_1*(P_{i,t-1}*up)+\beta_2*(N_{i,t-1}*up)+\beta_3*(P_{i,t-1}*down)+\beta_4*(N_{i,t-1}*down)+\beta_5*R_{i,t-1}+\beta_6*S_{i,t-1}+\beta_7*C_{i,t-1}+\beta_8*E_{i,t-1}+\beta_9*T_{i,t-1}+\beta_{10}*G_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

در مدل‌های رگرسیونی معرفی‌شده R بازده صندوق به‌عنوان متغیر وابسته، P تغییر ریسک مثبت صندوق، N تغییر ریسک منفی صندوق، P_{t-1}*up تغییر ریسک مثبت در بازار صعودی، N_{t-1}*up تغییر ریسک منفی در بازار صعودی، P_{t-1}*down تغییر ریسک مثبت در بازار نزولی، N_{t-1}* down تغییر ریسک منفی در بازار نزولی به‌عنوان متغیرهای مستقل و S لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها (اندازه صندوق)، C وجه نقد صندوق، E هزینه‌های صندوق، T نسبت فعالیت سرمایه صندوق و G سن صندوق به‌عنوان متغیرهای کنترل پژوهش به کار می‌روند؛ همچنین Up و Down به ترتیب متغیرهای ساختگی برای بازار صعودی و نزولی، می‌باشند. به‌طوری‌که متغیر ساختگی Up (Down) مساوی یک است درصورتی‌که بازار صعودی (نزولی) باشد.

تعریف متغیرهای پژوهش

- **بازده صندوق‌ها:** این متغیر با استفاده از ارزش خالص دارایی‌های روزانه صندوق‌ها به دست می‌آید به‌طوری‌که ارزش خالص دارایی‌ها در روز t را منهای ارزش خالص دارایی‌ها در روز t-1 کرده و حاصل را بر ارزش خالص دارایی‌ها در روز t-1 تقسیم می‌کنیم.
- **تغییر ریسک صندوق سرمایه‌گذاری:** تغییر ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک i را در زمان t به‌عنوان تغییر ریسک موردنظر به‌صورت $(\delta_{i,t}-\delta_{i,t-1})$ به دست می‌آوریم که به‌عنوان نسبت ریسک موردنظر در نیمه‌ی دوم ماه $\delta_{i,t}$ و ریسک محقق شده در نیمه‌ی اول ماه $\delta_{i,t-1}$ به دست می‌آید؛ یعنی $\delta_{i,t-1}$ را به‌عنوان انحراف استاندارد بازده صندوق به‌صورت روزانه در نیمه‌ی اول ماه در نظر می‌گیریم و $\delta_{i,t}$ هم به‌صورت مشابه محاسبه می‌شود، اما با استفاده از بازده صندوق در نیمه‌ی دوم ماه به دست می‌آید که اگر حاصل عبارت $(\delta_{i,t}-\delta_{i,t-1})$، مثبت باشد نشان‌دهنده تغییر ریسک مثبت و اگر منفی باشد نشان‌دهنده‌ی تغییر ریسک منفی صندوق سرمایه‌گذاری مشترک در دوره‌ی موردنظر است.
- **بازار صعودی و بازار نزولی و رابطه آن باانگیزه‌ی مدیران صندوق‌ها:** در پژوهش حاضر، از حالت‌های مختلف بازار به‌عنوان نماینده‌های قدرت نسبی هرکدام از انگیزه‌ها استفاده می‌کنیم به‌طوری‌که انگیزه‌های جبران سازی خسارت در بازار صعودی قوی‌تر و انگیزه‌های نگرانی شغلی در بازار نزولی، قوی‌تر است. با استفاده از بازه‌ی زمانی روزانه، بازده کلی بازار به‌صورت ماهانه را مشخص کرده و درصورتی‌که تفاوت بازده ماهانه بازار در دوره فعلی و بازده ماهانه بازار در دوره قبلی مثبت (منفی) باشد حالت بازار را به‌صورت صعودی (نزولی) در نظر می‌گیریم.
- **اندازه صندوق:** این متغیر از طریق لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های صندوق سرمایه‌گذاری محاسبه می‌شود.
- **نسبت وجه نقد:** این متغیر از تقسیم میزان وجه نقد بر ارزش کل دارایی‌های صندوق محاسبه می‌شود.
- **نسبت هزینه صندوق:** این متغیر با تقسیم، جمع هزینه‌ها (بر اساس نرخ‌های مندرج در امید نامه‌ی هر صندوق که دربردارنده‌ی هزینه تأسیس، هزینه برگزاری مجامع، کارمزد مدیر صندوق، کارمزد متولی، کارمزد ضامن نقد شوندگی، حق‌الزحمه حسابرس، کارمزد تسویه و هزینه آبونمان نرم‌افزار است) بر ارزش دارایی‌های تحت مدیریت صندوق برای هر دوره محاسبه می‌شود.
- **نسبت فعالیت سرمایه:** این نسبت از طریق تقسیم متوسط جمع ارزش صدور و ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری بر متوسط ارزش صندوق سرمایه‌گذاری برای هر دوره محاسبه می‌شود. لازم به ذکر است که تعداد و قیمت واحدهای صادر شده و ابطال شده صندوق در روزهای مختلف از گزارش ارزش دارایی‌ها و تعداد واحدهای موجود در سایت هر یک از صندوق‌ها بصورت روزانه استخراج می‌شود.
- **سن صندوق:** این متغیر مساوی با لگاریتم طبیعی تعداد ماه‌های تشکیل و آغاز به فعالیت صندوق سرمایه‌گذاری موردنظر است.

تحلیل داده‌ها

پیش از پرداختن به تحلیل داده‌ها، نخست آمار توصیفی متغیرهای پژوهش، شامل میانگین، انحراف معیار، میانه، حداکثر و حداقل، در جدول (۱) ارائه می‌گردد.

جدول ۱. آمار توصیفی

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
بازده صندوق	0/023	-0/006	2/929	-0/686	0/203	6/522	74/511
تغییر ریسک مثبت	0/004	0/000	0/412	0/000	0/017	15/688	310/211
تغییر ریسک منفی	-0/003	0/000	0/000	-0/380	0/013	-16/664	405/107
تغییر ریسک مثبت در بازار صعودی	0/002	0/000	0/412	0/000	0/015	22/298	564/294
تغییر ریسک منفی در بازار صعودی	-0/002	0/000	0/000	-0/164	0/008	-12/655	209/217
تغییر ریسک مثبت در بازار نزولی	0/002	0/000	0/216	0/000	0/010	14/268	264/900
تغییر ریسک منفی در بازار نزولی	-0/002	0/000	0/000	-0/380	0/011	-26/839	906/923
اندازه صندوق	1/49 E +11	7/33 E +10	1/62 E +12	5/14 E +09	2/53 E +11	3/468	15/191
نسبت وجه نقد صندوق	0/003	0/000	0/084	0/000	0/009	5/745	40/630
نسبت هزینه صندوق	0/004	0/004	0/058	0/000	0/003	6/236	85/624
نسبت فعالیت سرمایه	0/032	0/009	0/578	0/000	0/060	3/974	24/728
سن صندوق	56	56	120	1	26/390	0/072	2/262

منبع: یافته‌های پژوهش

لازم به ذکر است که بیشترین مقدار متغیر سن صندوق (۱۲۰ ماه)، مربوط به تاریخ تشکیل صندوق‌های سرمایه‌گذاری در ایران (۱۳۸۷) است و اندازه (دارایی‌های تحت مدیریت) صندوق‌های عضو نمونه آماری در طول دوره مورد بررسی به‌طور میانگین یک‌صد و چهل‌ونه میلیارد ریال (1/49 E +11) است؛ همچنین بیشترین میزان دارایی تحت مدیریت (اندازه) صندوق مربوط به صندوق سرمایه‌گذاری بورسیران در آذرماه ۱۳۹۲ به میزان یک بیلیون و شش‌صد و بیست میلیارد ریال (1/62 E +12) و کمترین میزان دارایی تحت مدیریت مربوط به صندوق سرمایه‌گذاری ارزش کاوان آینده در شهریورماه ۱۳۹۱ به میزان پنج میلیارد و یک‌صد و چهل میلیون ریال (5/14 E +09) است.

بررسی هم خطی بین متغیرهای مستقل پژوهش

با استفاده از ضرایب همبستگی صرفاً می‌توان هم خطی دوگانه (هم خطی دوبه‌دو بین متغیرها) را بررسی کرد و این ابزار برای تشخیص هم خطی‌های چندگانه (حالتی که در آن، یک متغیر مستقل ترکیب خطی از مقادیر سایر متغیرها باشد) چندان کارساز نیست. بدین منظور از معیار عامل تورم واریانس استفاده‌شده است. نتایج آزمون عامل تورم واریانس در جدول (۲) ارائه‌شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون هم خطی بین متغیرهای مستقل و کنترل

متغیر	حالت کلی		صندوق‌های برنده		صندوق‌های بازنده	
	Centered VIF		Centered VIF		Centered VIF	
	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۱)	مدل (۲)
تغییر ریسک مثبت	1/497		1/778		1/206	
تغییر ریسک منفی	1/373		1/488		1/435	
تغییر ریسک مثبت در بازار صعودی		1/325		1/586		1/059
تغییر ریسک منفی در بازار صعودی		1/276		1/382		1/229
تغییر ریسک مثبت در بازار نزولی		1/213		1/293		1/208
تغییر ریسک منفی در بازار نزولی		1/170		1/166		1/325
بازده دوره قبل صندوق	1/438	1/449	1/831	1/839	1/174	1/263
اندازه دوره قبل صندوق	1/236	1/240	1/208	1/213	1/285	1/291
نسبت وجه نقد دوره قبل صندوق	1/058	1/058	1/060	1/061	1/065	1/065
نسبت هزینه دوره قبل صندوق	1/128	1/128	1/134	1/133	1/148	1/156
نسبت فعالیت سرمایه دوره قبل	2/066	2/166	2/875	2/973	1/541	1/618
سن دوره قبل صندوق	1/110	1/110	1/090	1/092	1/136	1/138

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج ارائه‌شده در جدول (۲) ازآنجاکه مقادیر centered VIF برای تمام متغیرها در حالت‌های مختلف بررسی، کمتر از ۵ است بین متغیرها هم خطی شدیدی وجود ندارد.

نتایج پژوهش

در این قسمت آزمون‌های موردنیاز برای برآورد مدل‌های پژوهش و همچنین نتایج حاصل از برآورد ارائه‌شده است.

آزمون ایستایی (مانایی)

آزمون ایستایی در اقتصادسنجی برای پرهیز از داشتن یک رگرسیون با روابط کاذب موردنیاز است و اگر داده‌ها ایستا نباشند امکان استفاده از آن‌ها در رابطه رگرسیون و اتکا به نتایج آن‌ها امکان‌پذیر نیست؛ به‌منظور بررسی مانایی متغیرها در این مطالعه از آزمون‌های لوین، لین و چو، آزمون ایم، پسران و شین و آزمون فیشر استفاده و در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های ایستایی

متغیر	Levin, Lin & Chut		Im, Pesaran and Shin W-stat		ADF - Fisher Chi-square		PP - Fisher Chi-square	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
بازده صندوق	-۱۱/۸۵۸	۰/۰۰۰	-۱۵/۳۱۲	۰/۰۰۰	۳۱۷/۳۹۱	۰/۰۰۰	۵۸۷/۱۲۵	۰/۰۰۰
تغییر ریسک مثبت	-۷/۲۲۸	۰/۰۰۰	-۱۷/۴۱۹	۰/۰۰۰	۳۷۲/۴۶۸	۰/۰۰۰	۶۳۱/۵۹۶	۰/۰۰۰
تغییر ریسک منفی	-۱۵/۹۴۷	۰/۰۰۰	-۱۸/۰۱۵	۰/۰۰۰	۳۸۸/۱۴۱	۰/۰۰۰	۶۲۱/۶۲۴	۰/۰۰۰
تغییر ریسک مثبت در بازار صعودی	-۱۴/۱۸۷	۰/۰۰۰	-۱۸/۱۴۱	۰/۰۰۰	۳۸۹/۰۵۷	۰/۰۰۰	۵۷۲/۵۳۵	۰/۰۰۰
تغییر ریسک منفی در بازار صعودی	-۱۶/۴۹۰	۰/۰۰۰	-۱۷/۶۹۴	۰/۰۰۰	۳۷۹/۶۳۷	۰/۰۰۰	۶۱۸/۹۳۴	۰/۰۰۰
تغییر ریسک مثبت در بازار نزولی	-۵/۴۰۸	۰/۰۰۰	-۱۸/۶۱۷	۰/۰۰۰	۴۰۴/۵۱۵	۰/۰۰۰	۵۹۲/۲۷۹	۰/۰۰۰
تغییر ریسک منفی در بازار نزولی	-۱۲/۵۲۱	۰/۰۰۰	-۱۸/۰۰۳	۰/۰۰۰	۳۸۷/۳۸۲	۰/۰۰۰	۵۹۳/۴۴۵	۰/۰۰۰
اندازه صندوق	-۱۱/۳۲۳	۰/۰۰۰	-۱۵/۵۳۲	۰/۰۰۰	۳۲۰/۹۸۳	۰/۰۰۰	۵۷۱/۱۷۶	۰/۰۰۰
وجه نقد صندوق	-۲/۲۵۳	۰/۰۱۲	-۵/۹۹۰	۰/۰۰۰	۱۱۴/۵۷۷	۰/۰۰۰	۱۳۹/۶۲۰	۰/۰۰۰
هزینه صندوق	-۳/۷۰۰	۰/۰۰۰	-۸/۳۸۱	۰/۰۰۰	۱۵۵/۸۴۲	۰/۰۰۰	۱۷۱/۳۵۸	۰/۰۰۰
نسبت فعالیت سرمایه	-۱۰/۲۷۷	۰/۰۰۰	-۱۳/۳۸۱	۰/۰۰۰	۲۷۲/۰۹۳	۰/۰۰۰	۵۷۳/۴۶۸	۰/۰۰۰
سن صندوق	-۵۲/۲۱۲	۰/۰۰۰	-۱۳۷/۳۵۰	۰/۰۰۰	۳۸۶/۸۳۴	۰/۰۰۰	۴۲۳/۵۹۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج جدول (۳)، بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه‌شده و احتمال آن‌ها نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح مانا هستند. درنتیجه میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده و استفاده از این متغیرها در مدل، باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود.

تعیین نوع برآورد

در پژوهش حاضر از آزمون لیمر برای انتخاب الگوی برتر از بین الگوهای مقید و اثرات ثابت مکانی استفاده‌شده است؛ اگر آماره آزمون لیمر معنی‌دار باشد فرضیه صفر مبنی بر برابری اثرات فردی رد شده و الگوی مناسب برای برآورد مدل موردبررسی در طبقه پانل قرار می‌گیرد. در مرحله بعد با استفاده از آزمون هاسمن الگوی اثرات ثابت با الگوی اثرات تصادفی مقایسه می‌شود به‌طوری‌که با معنی‌داری آماره آزمون هاسمن فرضیه صفر مبنی بر برتری الگوی اثرات تصادفی بر الگوی اثرات ثابت رد می‌شود؛ درنتیجه الگوی اثرات ثابت الگوی مناسب برای برآورد مدل موردبررسی خواهد بود.

همچنین اگر الگوی مناسب برای برآورد، الگوی اثرات تصادفی باشد لازم است از آزمون بروش پاگان جهت انتخاب الگوی برتر از بین الگوهای اثرات تصادفی و الگوی مقید استفاده شود؛ فرضیه صفر این آزمون مناسب بودن الگوی مقید و فرضیه مقابل مناسب بودن الگوی اثرات تصادفی است. در ادامه نتایج حاصل از

آزمون لیمر، هاسمن و بروش پاگان (در صورت لزوم) و الگوی مناسب برای برآورد مدل پژوهش در جدول (۴) ارائه‌شده است.

جدول ۴. نتایج تعیین مدل مناسب برای تخمین مدل‌های رگرسیون

شرایط بررسی	مدل	آزمون F لیمر		آزمون هاسمن		آزمون بروش پاگان		مدل مناسب
		آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	
به‌صورت کلی	مدل (۱)	۱/۹۸۵	۰/۰۰۶	۳۹/۶۶۶	۰/۰۰۰	--	--	اثرات ثابت
	مدل (۲)	۲/۰۰۱	۰/۰۰۵	۳۹/۹۸۹	۰/۰۰۰	--	--	اثرات ثابت
صندوق‌های برنده	مدل (۱)	۰/۶۶۸	۰/۸۶۰	۸/۹۶۳	۰/۳۴۵	۱/۹۱۷	۰/۱۶۶	الگوی مقید
	مدل (۲)	۰/۶۰۸	۰/۹۰۹	۹/۱۴۳	۰/۵۱۹	۲/۴۷۴	۰/۱۱۶	الگوی مقید
صندوق‌های بازنده	مدل (۱)	۴/۶۶۱	۰/۰۰۰	۸۳/۴۴۹	۰/۰۰۰	--	--	اثرات ثابت
	مدل (۲)	۴/۶۹۵	۰/۰۰۰	۸۵/۴۹۰	۰/۰۰۰	--	--	اثرات ثابت

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی نرمال بودن جملات اخلال

در این پژوهش، از آزمون جارک برا برای بررسی نرمال بودن جملات اخلال استفاده‌شده است. نتایج این آزمون در جدول (۵) ارائه‌شده است.

جدول ۵. بررسی نرمال بودن جملات اخلال

شرایط بررسی	مدل	آماره	احتمال	نتیجه آزمون
به‌صورت کلی	مدل (۱)	۵۰۴۳/۰۵۹	۰/۰۰۰	رد فرض صفر
	مدل (۲)	۳۶۶۶۷۳/۱	۰/۰۰۰	رد فرض صفر
صندوق‌های برنده	مدل (۱)	۳۱۰۳/۶۶۸	۰/۰۰۰	رد فرض صفر
	مدل (۲)	۲۸۰۷/۳۰۷	۰/۰۰۰	رد فرض صفر
صندوق‌های بازنده	مدل (۱)	۱۱۰۴/۹۵۲	۰/۰۰۰	رد فرض صفر
	مدل (۲)	۱۴۰۱/۲۳۳	۰/۰۰۰	رد فرض صفر

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج آزمون ارائه‌شده در جدول (۵)، چون سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ است، فرض صفر آزمون مبنی بر نرمال بودن توزیع جملات اخلال در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود.

آزمون ناهمسانی واریانس

به‌منظور بررسی همسانی واریانس‌ها از آزمون‌های بروش پاگان و وایت استفاده‌شده است. درصورتی‌که آماره احتمال مربوط به این آزمون‌ها کمتر از ۰/۰۵ باشد فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس رد می‌شود

و فرضیه مقابل مبنی بر ناهمسانی واریانس پذیرفته می‌شود. جدول (۶) نتایج حاصل از بررسی همسانی واریانس با استفاده از آزمون‌های بروش پاگان و وایت را نشان می‌دهد.

جدول ۶. نتایج آزمون‌های همسانی واریانس

شرایط بررسی	مدل	آزمون بروش پاگان		آزمون وایت	
		آماره	احتمال	آماره	احتمال
به‌صورت کلی	مدل (۱)	۹/۵۱۰	۰/۰۰۰	۸/۹۷۵	۰/۰۰۰
	مدل (۲)	۸/۹۷۹	۰/۰۰۰	۹/۵۹۹	۰/۰۰۰
صندوق‌های برنده	مدل (۱)	۵/۴۰۸	۰/۰۰۰	۶/۷۵۲	۰/۰۰۰
	مدل (۲)	۴/۵۰۷	۰/۰۰۰	۶/۸۸۰	۰/۰۰۰
صندوق‌های بازنده	مدل (۱)	۲/۸۷۸	۰/۰۰۴	۱/۷۱۲	۰/۰۰۳
	مدل (۲)	۲/۶۹۵	۰/۰۰۳	۱/۸۴۹	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج جدول (۶)، با توجه به معنی‌داری آماره آزمون‌های بروش پاگان و وایت، مدل‌های پژوهش در تمامی حالات موردبررسی دارای مشکل ناهمسانی می‌باشند که جهت رفع آن از روش وزن دهی به ماتریس کوواریانس استفاده می‌شود.

آزمون خودهمبستگی پیاپی

دوربین واتسون آزمونی است که صرفاً همبستگی مرتبه اول خطاها را مدنظر قرار می‌دهد؛ بنابراین اگر شرایط لازم جهت اعتبار آزمون دوربین واتسون برقرار نباشد این آزمون نتایج صحیحی ارائه نخواهد داد، لذا در این پژوهش آزمون ضرایب لاگرانژ برای بررسی خودهمبستگی پیاپی مرتبه اول تا مرتبه دوم انجام‌شده است و نتایج آن در جدول (۷) ارائه‌شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون خودهمبستگی پیاپی مرتبه دوم بین باقیمانده‌ها

شرایط بررسی	مدل	آزمون برووش گودفری	
		آماره	احتمال
به‌صورت کلی	مدل (۱)	۳/۲۰۳	۰/۰۴۱
	مدل (۲)	۱/۶۰۵	۰/۲۰۱
صندوق‌های برنده	مدل (۱)	۷/۳۱۶	۰/۰۰۱
	مدل (۲)	۸/۲۴۰	۰/۰۰۰
صندوق‌های بازنده	مدل (۱)	۱/۷۳۵	۰/۱۷۷
	مدل (۲)	۲/۲۰۶	۰/۱۱۱

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج جدول (۷)، با توجه به عدم معنی‌داری آماره آزمون مدل دوم در شرایط بررسی کلی و مدل‌های اول و دوم در شرایط بررسی صندوق‌های بازنده، فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلال رد نمی‌شود؛ به‌عبارت‌دیگر نتایج آماره آزمون نشان می‌دهد که باقیمانده‌های مدل اول در شرایط بررسی کلی و مدل‌های اول و دوم در شرایط بررسی صندوق‌های برنده مشکل خودهمبستگی پیاپی مرتبه دوم دارند، برای رفع خودهمبستگی پیاپی در مدل‌های پژوهش حاضر می‌توان از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده کرد زیرا این مدل‌ها دارای ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها می‌باشند و درروش حداقل مربعات تعمیم‌یافته این مشکل رفع خواهد شد (افلاطونی، ۱۳۹۴).

بررسی وابستگی مقطعی بین باقیمانده‌ها

وجود وابستگی مقطعی روی قابلیت اتکای نتایج برآورد مدل تأثیر منفی دارد. در این پژوهش به‌منظور بررسی وابستگی مقطعی بین باقیمانده‌ها از آزمون‌های بروش- پاگان، پسران و فریدمن استفاده‌شده است و نتایج در جدول (۸) ارائه‌شده است.

جدول ۸. نتایج بررسی وابستگی مقطعی بین باقیمانده‌ها

شرایط بررسی	مدل	بروش پاگان		پسران		فریدمن	
		آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
به‌صورت کلی	مدل (۱)	۲۴۱۶/۳۳۲	۰/۰۰۰	۱۰۶/۶۳۳	۰/۰۰۰	۸۶۴/۵۶۷	۰/۰۰۰
	مدل (۲)	۲۰۵۴/۴۵۳	۰/۰۰۰	۸۸/۹۷۵	۰/۰۰۰	۷۶۸/۴۷۸	۰/۰۰۰
صندوق‌های برنده	مدل (۱)	۶۶۱/۰۲۶	۰/۰۰۰	۲۰/۹۸۳	۰/۰۰۰	۹۸۹/۵۴۱	۰/۰۰۰
	مدل (۲)	۶۷۹/۸۲۳	۰/۰۰۰	۲۱/۹۰۰	۰/۰۰۰	۹۶۰/۹۹۲	۰/۰۰۰
صندوق‌های بازنده	مدل (۱)	۱۵۸۸/۳۸۹	۰/۰۰۰	۶۶/۲۳۴	۰/۰۰۰	۱۰۲۶/۸۲۳	۰/۰۰۰
	مدل (۲)	۱۳۴۷/۲۳۸	۰/۰۰۰	۵۴/۴۶۷	۰/۰۰۰	۹۰۷/۳۶۴	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۸)، نتایج بیانگر عدم وجود وابستگی مقطعی بین باقیمانده‌ها است.

برآورد مدل‌های پژوهش در شرایط مختلف بررسی

پس از بررسی برقراری فروض رگرسیون و انجام تعدیلات لازم با توجه به نتایج آزمون‌ها، نتایج برازش مدل‌های پژوهش در شرایط مختلف بررسی بیان‌شده در جدول (۹) ارائه‌شده است.

جدول ۹. نتایج برازش مدل‌های پژوهش در شرایط مختلف بررسی

متغیر	به‌صورت کلی		صندوق‌های برنده		صندوق‌های بازنده	
	ضریب (آماره t)		ضریب (آماره t)		ضریب (آماره t)	
	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۱)	مدل (۲)
عرض از مبدأ	۱/۰۰۱ (۶/۴۹۳)***	۰/۶۸۳ (۳/۲۰۶)***	۰/۰۴۲ (۰/۵۴۷)	۰/۰۶۷ (۰/۸۸۴)	۰/۵۵۶ (۳/۷۶۳)***	۰/۵۶۰ (۳/۶۳۸)***
تغییر ریسک مثبت	−۰/۰۹۴ (−۰/۴۰۵)		−۰/۶۵۴ (−۱/۸۵۱)*		−۰/۱۴۸ (−۰/۳۴۱)	
تغییر ریسک منفی	۰/۸۳۶ (۳/۴۱۸)***		۱/۹۷۳ (۴/۷۸۱)***		۰/۳۲۵ (۰/۹۲۵)	
تغییر ریسک مثبت در بازار صعودی		−۰/۲۷۷ (−۰/۴۷۵)		۰/۶۹۷ (۱/۵۰۱)*		۴/۵۳۷ (۴/۷۳۵)***
تغییر ریسک منفی در بازار صعودی		۱/۶۱۲ (۲/۱۸۱)**		۲/۱۰۳ (۴/۴۰۸)***		−۱/۳۰۹ (−۳/۲۳)***
تغییر ریسک مثبت در بازار نزولی		−۲/۴۳۲ (−۴/۲۹)***		−۲/۵۷۶ (−۶/۴۱)***		−۰/۴۶۵ (−۱/۶۸۶)*
تغییر ریسک منفی در بازار نزولی		۲/۰۲۱ (۳/۵۵۹)***		۱/۱۴۷ (۲/۱۵۷)**		۰/۷۰۴ (۲/۰۷۹)**
بازده دوره قبل صندوق	۰/۱۷۳ (۷/۴۷۳)***	۰/۲۱۵ (۵/۹۹۰)***	۰/۱۲۱ (۳/۶۱۱)***	۰/۱۶۰ (۴/۵۹۹)***	۰/۱۶۶ (۷/۰۱۳)***	۰/۲۰۴ (۸/۷۵۸)***
اندازه دوره قبل صندوق	−۰/۰۴۵ (−۷/۴۸)***	−۰/۰۳۶ (−۴/۱۷)***	−۰/۰۰۵ (−۱/۶۱۵)*	−۰/۰۰۶ (−۱/۹۸۳)**	−۰/۰۲۹ (−۴/۷۶)***	−۰/۰۳۰ (−۴/۵۴)***
نسبت وجه نقد دوره قبل صندوق	۰/۳۲۸ (۲/۱۵۴)**	۰/۷۰۵ (۱/۵۷۱)*	۰/۵۳۵ (۲/۱۴۹)**	۰/۴۵۸ (۱/۸۹۲)**	−۰/۱۳۸ (−۰/۳۶۲)	−۰/۰۱۸ (−۰/۰۴۷)
نسبت هزینه دوره قبل صندوق	۱۰/۵۱۴ (۹/۳۰۰)***	۱۵/۵۴۴ (۵/۹۰۱)***	۱۲/۵۰۴ (۷/۶۷۹)***	۱۲/۳۹۷ (۷/۶۸۷)***	۳/۷۲۰ (۱/۸۹۹)**	۲/۷۵۲ (۱/۴۰۷)*
نسبت فعالیت سرمایه دوره قبل	۰/۴۳۲ (۶/۶۲۱)***	۰/۷۲۵ (۵/۰۶۵)***	۰/۹۵۳ (۷/۹۲۹)***	۰/۸۸۱ (۷/۱۷۳)***	−۰/۲۱۹ (−۲/۳۵۸)**	−۰/۳۱۱ (−۳/۵۰)***
سن دوره قبل صندوق	۰/۰۱۹ (۳/۹۶۶)***	۰/۰۴۲ (۵/۱۵۹)***	۰/۰۱۴ (۲/۵۵۰)**	۰/۰۱۴ (۲/۶۴۳)**	۰/۰۳۷ (۵/۴۹۰)***	۰/۰۳۷ (۵/۳۶۹)***
آماره F (احتمال)	۱۳/۳۴۳ (۰/۰۰۰)	۱۰/۲۸۷ (۰/۰۰۰)	۲۷/۵۲۹ (۰/۰۰۰)	۲۵/۹۱۴ (۰/۰۰۰)	۷/۸۷۵ (۰/۰۰۰)	۸/۹۶۳ (۰/۰۰۰)
ضریب تعیین	۰/۱۸۸	۰/۱۶۱	۰/۲۳۱	۰/۲۶۱	۰/۲۰۳	۰/۲۳۸
مشاهدات	۱۶۳۸	۱۶۳۸	۷۴۴	۷۴۴	۸۹۴	۸۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

نحوه داوری: درصورتی‌که قدر مطلق مقدار آماره t، از مقدار معادل آن در جدول t استیو دنت با همان سطح اطمینان (در این پژوهش معادل ۱، ۵ و ۱۰ درصد که به ترتیب با ***، ** و * مشخص‌شده است) بیشتر باشد، معنی‌داری متغیر موردنظر تایید می‌شود.

طبق نتایج برازش مدل‌های (۱) و (۲) در شرایط مختلف بررسی که در جدول (۹) ارائه‌شده است، افزایش یک درصد سطح ریسک صندوق‌های برنده باعث کاهش ۰/۶۵۴ درصد بازده دوره آتی خواهد شد که می‌تواند نتیجه ضعف سازمانی یا مهارت کم مدیران در سرمایه‌گذاری باشد و از طرفی کاهش سطح ریسک در شرایط بررسی، کلیه‌ی صندوق‌ها و صندوق‌های برنده موجب افزایش بازده دوره آتی صندوق‌ها خواهد شد به‌طوری‌که با کاهش یک درصد در سطح ریسک صندوق بازده آتی صندوق‌ها ۰/۸۳۶ درصد افزایش در شرایط بررسی کلیه صندوق‌ها و ۱/۹۷۳ درصد افزایش در شرایط بررسی صندوق‌های برنده خواهد داشت که طبق مبانی نظری بیانگر توانایی برتر مدیران صندوق در سرمایه‌گذاری است. در ادامه برای مشخص کردن هرچه بهتر انگیزه‌های تغییر سطح ریسک صندوق‌ها، تأثیر تغییر سطح ریسک بر بازده صندوق‌ها را در میان صندوق‌های بازنده و برنده را در حالت‌های مختلف بازار مقایسه می‌کنیم.

در بازارهای صعودی، زمانی که انگیزه‌های جبران خسارت قوی‌تر است، افزایش یک درصد در سطح ریسک صندوق‌های بازنده باعث افزایش ۴/۵۳۷ درصد بازده آتی خواهد شد درنتیجه صندوق‌های بازنده انگیزه‌ی قوی دارند تا ریسک پرتفوی خودشان را افزایش دهند تا بتوانند بازده خود را به صندوق‌های برنده برسانند؛ همچنین کاهش یک درصد در سطح ریسک در بازارهای صعودی باعث افزایش ۱/۶۱۲ درصد بازده آتی در شرایط بررسی کلی، ۲/۱۰۳ درصد بازده آتی در شرایط بررسی صندوق‌های برنده و کاهش ۱/۳۰۹ درصد بازده آتی در صندوق‌های بازنده خواهد شد که این نتایج بیانگر غالب بودن انگیزه‌ی مهارت سرمایه‌گذاری برتر مدیران در شرایط کلی و صندوق‌های برنده است.

در مقابل، طبق نتایج در بازارهای نزولی زمانی که نگرانی‌های شغلی غالب هستند، افزایش سطح ریسک صندوق در تمامی شرایط موردبررسی دارای ضریب تأثیر منفی و معنی‌دار است که طبق مبانی نظری نمایانگر ضعف سازمانی و ضعف مهارت برتر مدیران در سرمایه‌گذاری است؛ درنتیجه نمی‌توان بیان نمود که تمامی صندوق‌های برنده دارای مدیران با مهارت‌های برتر سرمایه‌گذاری می‌باشند اما با توجه به ضرایب حاصل از برازش مدل در شرایط مختلف بررسی می‌توان بیان نمود که تأثیر منفی بر بازده آتی حاصل از ضعف سازمانی و مدیران در صندوق‌های برنده بیشتر از صندوق‌های بازنده است درنتیجه صندوق‌های برنده نسبت به ضعف سازمانی و مهارت ضعیف مدیران حساسیت بیشتری داشته و پیامدهای منفی آن (که همان کاهش بازده آتی صندوق‌ها است) بیشتر است.

همچنین، کاهش سطح ریسک صندوق در بازارهای نزولی در تمامی شرایط موردبررسی پژوهش دارای ضریب تأثیرمثبت است به‌طوری‌که با کاهش یک درصد سطح ریسک صندوق بازده آتی به ترتیب ۲/۰۲۱، ۱/۱۴۷ و ۰/۷۰۴ درصد افزایش در شرایط بررسی کلی، صندوق‌های برنده و صندوق‌های بازنده خواهد داشت درنتیجه در طول بازار کم رونق، زمانی که نگرانی‌های شغلی غالب هستند، صندوق‌ها تمایل دارند تا ریسک مجموعه‌ی خودشان را کاهش دهند و از ین رو احتمال از دست رفتن شغل برای آن‌ها کاهش پیدا کند. یافته‌های این پژوهش مطابق با پژوهش‌های کمپ، رونیزی و دایل (۲۰۰۹) و پاپسکو و ژا (۲۰۱۷) است زیرا طبق نتایج پژوهش آن‌ها نیز صندوق‌های بازنده در شرایط بازارهای صعودی ریسک پرتفوی خودشان را برای بهبود عملکرد افزایش و در بازارهای نزولی برای ایجاد حاشیه‌ی امنیت شغلی، کاهش

می‌دهند؛ همچنین صندوق‌های بازنده احتمالاً از ضعف‌های سازمانی یا ضعف مهارت سرمایه‌گذاری مدیران رنج می‌برند و بررسی صندوق‌های برنده نیز نشان‌دهنده‌ی مهارت سرمایه‌گذاری بالای مدیران در طول بازارهای صعودی است.

بحث و نتیجه‌گیری

مدیران صندوق‌های مشترک، سطح ریسک خودشان را در دوره‌های مختلف تغییر می‌دهند و این رفتار تغییر ریسک می‌تواند تأثیر مختلفی بر روی عملکرد داشته باشد که این تأثیر مبتنی بر این است که آیا این تغییرات مبتنی بر پاسخ مدیران صندوق در رویارویی باانگیزه‌های مختلف است یا توانایی برتر آن‌ها در سرمایه‌گذاری؟

برای دستیابی به این مهم در پژوهش حاضر از رفتار تغییر ریسک در شرایط مختلف بازار استفاده نموده‌ایم و طبق نتایج در حالت کلی، افزایش سطح ریسک صندوق‌های برنده باعث کاهش بازده دوره آتی خواهد شد که می‌تواند نتیجه ضعف سازمانی یا ضعف مهارت مدیران در سرمایه‌گذاری باشد و از طرفی کاهش سطح ریسک در شرایط بررسی، کلیه‌ی صندوق‌ها و صندوق‌های برنده موجب افزایش بازده دوره آتی صندوق‌ها خواهد شد که طبق مبانی نظری بیانگر توانایی برتر مدیران صندوق در سرمایه‌گذاری است. در ادامه برای مشخص کردن هرچه بهتر انگیزه‌های تغییر سطح ریسک صندوق‌ها، از تأثیر تغییر سطح ریسک بر بازده صندوق‌ها میان صندوق‌های بازنده و برنده، در حالت‌های مختلف بازار استفاده شد.

نتایج بررسی نشان می‌دهد که در بازارهای صعودی، زمانی که انگیزه‌های جبران خسارت قوی‌تر است، صندوق‌های بازنده انگیزه‌ی قوی دارند تا ریسک پرتفوی خودشان را افزایش دهند تا بتوانند عملکرد خود را به صندوق‌های برنده برسانند؛ همچنین نتایج بیانگر غالب بودن انگیزه‌ی مهارت سرمایه‌گذاری برتر مدیران در شرایط کلی و صندوق‌های برنده است و در مقابل، در بازارهای نزولی زمانی که انگیزه نگرانی‌های شغلی غالب است، نتایج نمایانگر ضعف سازمانی و ضعف مهارت مدیران در سرمایه‌گذاری در تمامی شرایط موردبررسی است؛ درنتیجه نمی‌توان بیان نمود که تمامی صندوق‌های برنده در بازارهای صعودی و نزولی دارای مدیران با مهارت‌های برتر سرمایه‌گذاری می‌باشند زیرا طبق نتایج به‌دست‌آمده توانایی‌های برتر مدیران صندوق‌های برنده در بازارهای صعودی مورد تایید قرار گرفت و در بازارهای نزولی نتایج نشان‌دهنده ضعف سازمانی یا ضعف مهارت مدیران در سرمایه‌گذاری است و با توجه به ضرایب حاصل از برازش می‌توان بیان نمود صندوق‌های برنده نسبت به ضعف سازمانی و مهارت ضعیف مدیران حساسیت بیشتری داشته و پیامدهای منفی آن‌که همان کاهش بازده آتی صندوق‌ها است، بیشتر است؛ همچنین، صندوق‌ها تمایل دارند تا ریسک مجموعه‌ی خودشان را کاهش دهند و از ین رو احتمال از دست رفتن شغل برای آن‌ها کاهش پیدا کند و از طرفی نتایج پژوهش نظریه‌ی سازمانی را تایید می‌کند زیرا با توجه به نظریه‌ی سازمانی، صندوق‌های برنده و بازنده درصورتی‌که مدیرانی بامهارت داشته باشند که بتوانند از این مهارت‌های برتر استفاده کنند، سطح ریسک خودشان را تغییر می‌دهند.

با توجه به مطالب بیان‌شده نتایج این پژوهش می‌تواند اطلاعات مفیدی در خصوص شناخت انگیزه مدیران برای تغییر ریسک و تأثیر آن بر بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام در اختیار مدیران، سرمایه‌گذاران و پژوهشگران قرار دهد، مدیران را باانگیزه‌های غالب در بازارهای مختلف و تأثیر آن‌ها بر بازدهی آشنا کرده و این به‌نوبه‌ی خود می‌تواند باعث شناخت بیشتر مدیران و کنترل اثرات منفی برخی از اقدامات شود درنتیجه به مدیران پیشنهاد می‌شود به نتایج این پژوهش توجه خاصی داشته باشند و به سرمایه‌گذاران نیز پیشنهاد می‌شود در بازارهای نزولی از سرمایه‌گذاری در صندوق‌های برتر (صندوق‌هایی که در دوره قبل بازدهی بیشتر از بازدهی میانگین صندوق‌ها داشته‌اند) اجتناب کنند زیرا نتایج نشان‌دهنده ضعف سازمانی یا ضعف مهارت در سرمایه‌گذاری مدیران صندوق‌های برتر در طی بازارهای نزولی است؛ همچنین به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود برای تحقیقات آتی با بررسی دقیق‌تر بین صندوق‌های برتر نیز تمایز قائل شوند و انگیزه فرا اعتمادی مدیران صندوق‌های برتر را موردبررسی قرار دهند و همچنین می‌توانند مدرک تحصیلی، مدارک حرفه‌ای بازار سرمایه و سابقه مدیران را نیز در پژوهش حاضر دخیل کرده تا به شناخت دقیق‌تری از مسئله دست یابند.

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

Aflatoni, A. 2016. Statistical Analysis with Eviews 8 in Accounting and Finance Research (Second Edition), Tehran, Termeh Publishers. (In Persian)

Andreu, L. Sarto, J. L. & Serrano, M. (2019). Risk shifting consequences depending on manager characteristics. *International Review of Economics & Finance*, 62, pp. 131-152.

Babalos, V. Mamatzakis, E. Matousek, R. 2015. The performance of US equity mutual funds. *Journal of Banking and Finance*, 52, pp. 217-229.

Budiono, D. Martens, M. 2010. Mutual funds selection based on funds characteristics. *Journal of Financial Research*, 33(3), pp 249 - 265.

Carhart, M. 1997. On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52, pp 57-82.

Dahlquist, M. Engström, S. Soderlind, P. 2000. Performance and Characteristics of Swedish Mutual Funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(3), pp 409-423.

Droms, W. G. Walker, D. A. 1996. Mutual fund investment performance. *The Quarterly Review of Economic and Finance*, 36(3), pp 347-363.

Ferreira, M. Keswani, A. Miguel, A. Ramos, S. 2012. The Determinants of Mutual Fund Performance: A Cross-Country Study. *Review of Finance*, 17(2), pp 483–525.

Ghalibaf ASL, H; poordadash mehrabani, N; dehghan, L. (2015). The Investigation of the Relationship between Managers` Risk Aversion and Financial Institutions` Performance in Market (Case Study: Mutual Funds). *Financial Management Strategy*, 3(3), 1-23. (In Persian)

Goel, S. 2013. Performance of mutual funds and Investors'Behavior (Doctoral dissertation, Jaypee Institute of Information Technology).

Grinblatt, M. Keloharju, M. 2000. The investment behavior and performance of varios investor types: a study of Finlad's unique data set. *Journal of financial Economics*, 55, pp 43-67.

Huang, J. Sialm, C. & Zhang, H. (2011). Risk shifting and mutual fund performance. *The Review of Financial Studies*, 24(8), pp 2575-2616.

Huang, J. Wei, K.D. Yan, H. 2007. Participation costs and the sensitivity of fund flows to past performance. Journal of Finance, 62(3), pp 1273-1311.

Javed, A. A. 2008. Swedish Mutual Funds Performance. *Master Degree Project*, 55, pp 10-35.

Karbalai, M. 2015. Impact of growth and life of Mutual Investment funds on their Returns, Master's degree, Islamic Azad University Central Tehran Branch, Iran. (In Persian)

Kempf, A. Ruenzi, S. Thiele, T. 2009. Employment risk, compensation incentives, and managerial risk taking: evidence from the mutual fund industry. *Journal of Financial Economics*,92(1), pp 92-108.

Khaje Sarvi, M. 2015. Investigate the relationship between Experiencing human forces (fund managers) of mutual investment funds and their performance, Master's degree, Islamic Azad University Yazd Branch, Iran (In Persian).

Li, K. Chen, H. Zhang, Y. & Lu, J. (2017). The Impact of Mutual Fund Ranking on Risk Adjustment. In Proceedings of the Tenth International Conference on

Management Science and Engineering Management, pp. 1517-1526. (Springer, Singapore).

Persson, M. Karlsson, T. 2005. Mutual fund performance-Explaining the performance of Swedish domestic equity mutual funds using different fund characteristics. Master thesis in business administration industrial and financial management, School of Economics and Commercial Goteborg University, Sweden.

Peterson, J.D. Pietranico, P.A. Riepe, M. W. Xu, F. 2001. Explaining the performance of domestic equity mutual funds. *Journal of Investing*, 10, pp 81-92.

Popescu, M. Xu, Z. 2017. Market states and mutual fund risk shifting. *Managerial Finance*, 43(7), pp 828-838.

Poorzamani, Z; Rohy, A; Safari, A. (2010). The Effect of Environmental and Managerial Factors on Investment Mutual Funds' Return in Iran. , 21(86), 85-101. (In Persian).

Rahmani, A; Hosseini, S; Kashef, M. (2016). The Effects of Mutual Fund Attributes on Mutual Fund Performance. *Asset Management and Financing*, 4(2), 15-28. (In Persian).

Rashidizadeh, B. 2013. Impact of size, ownership structure, and life of mutual investment funds on their performance, Master's degree, Islamic Azad University, Central Tehran Branch, Iran. (In Persian).

Saeedi, A. Mohseni, GH. Mushtagh, S. 2010. Factors Affecting the Return on Equity Investment Funds in Tehran Stock Exchange. *Journal of Stock Exchange*, 10, pp. 123-141 (In Persian).

See, Y. P. Jusoh, R. 2012. Fund characteristics and fund performance: Evidence of Malaysian mutual funds. *International Journal of Economics and Management Sciences*, 1(9), pp31-43.

Talat, A. Rauf, A. 2009. Performance Evaluation of Pakistani Mutual Funds. *Pakistan economic and social Review*, 47, pp 199-214.

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 دوازدهم، شماره چهل و چهارم، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۱۹۰-۱۶۱

مقاله پژوهشی

مقایسه عملکرد سیستم های معاملات الگوریتمی مبتنی بر یادگیری ماشین در بازار رمز ارزها[۱]

عماد کوشا[۲]، محسن صیقلی[۳]، ابراهیم عباسی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۱/۲۳

چکیده

هدف از این پژوهش استفاده از مدل یادگیری جمعی برای ترکیب پیش‌بینی های مدل‌های جنگل تصادفی، حافظه طولانی کوتاه‌مدت و شبکه عصبی بازگشتی جهت ارائه یک سیستم معاملاتی الگوریتمی مبتنی بر آن می‌باشد. در این پژوهش یک مدل پیش‌بینی مبتنی بر مدل یادگیری ماشین جمعی ارائه شده است و عملکرد آن با هر یک از زیر الگوریتم ها و داده‌های واقعی مقایسه می‌شود. در این پژوهش در مرحله اول با استفاده از سه مدل یادگیری ماشین، سقف و کف قیمت بیت‌کوین پیش‌بینی شده است. در مرحله دوم، خروجی‌های مدل‌ها به عنوان متغیرهای ویژگی به مدل‌های XGboost و LightGBM جهت پیش‌بینی سقف و کف‌ها ارائه شده است. سپس در مرحله سوم خروجی‌های مرحله دوم، با الگوی دسته بندی رای گیری جمعی برای پیش‌بینی سقف و کف بعدی، ترکیب می‌شوند. داده‌های سقف و کف قیمت بیت‌کوین در تایم فریم ۱ ساعته از تاریخ ۲۰۱۸/۱/۱ الی آخر ۲۰۲۲/۶/۳۰ به عنوان متغیر هدف و ۳۱ اندیکاتور تحلیل تکنیکال به عنوان متغیر ویژگی برای سه مدل در مرحله اول استفاده شده‌اند. در نهایت مقادیر پیش‌بینی و سیستم های معاملاتی الگوریتمی با داده‌های واقعی برای ۳ مدل و مدل یادگیری جمعی معرفی شده مورد ارزیابی و مقایسه قرار گرفتند. نتایج به دست آمده نشان‌دهنده ارتقا عملکرد دقت و صحت مدل یادگیری جمعی پیشنهاد شده در پیش‌بینی سقف و کف بیت‌کوین و همچنین، عملکرد بهتر آن نسبت به زیر الگوریتم‌ها می‌باشد.

واژگان کلیدی: معاملات الگوریتمی، پیش‌بینی سقف و کف قیمت، یادگیری ماشین جمعی، XGBoost، LightGBM

طبقه‌بندی موضوعی: *G17,B17,C53, F17,F19*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.41815.2742

۲. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران. E mail: emadkoosha92@gmail.com

۳. استادیار، گروه مدیریت، دانشکده مدیریت، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران. Email: seighaly@gmail.com

۴. استاد، گروه مدیریت، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. Email: abbasiebrahim2000@Alzahra.ac.ir

مقدمه

پیش‌بینی قیمت در بازارهای مالی یکی از مهم‌ترین عوامل موفقیت برای معامله گران و سرمایه‌گذاران می‌باشد. افزایش دقت در پیش‌بینی قیمت می‌تواند در موارد زیر به فعالین بازارهای مالی کمک کند (جیانک و همکاران، ۲۰۱۹):

۱- افزایش کارایی استراتژی‌های معامله‌گری

۲- سرمایه‌گذاران می‌توانند بر اساس نتایج پیش‌بینی به دنبال پوشش ریسک خود باشند.

۳- سفته‌بازان و آربیتراژگران می‌توانند از نتایج پیش‌بینی خود بازدهی خود را افزایش و ریسک را کاهش دهند.

۴- می‌توانند با پیش‌بینی شاخص‌های مهم در مورد بازار های مالی به‌طورکلی، اظهار نظر نمایند.

بنابراین، پیش‌بینی قیمت برای فعالین بازارهای مالی، اهمیت و ضرورت ویژه‌ای دارد. در بین بازارهای مالی، بازار رمز ارزها[1] با توجه به رشد خیره‌کننده آن‌ها در سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۷ و ۲۰۱۹ تا ۲۰۲۱ توانسته نظر سرمایه‌گذاران و فعالین را به خود جلب کند. بیت‌کوین به عنوان بزرگترین رمز ارز، یک پول دیجیتالی است که توسط ناکاموتو در سال ۲۰۰۸ ارائه شد. این رمز ارز از فناوری بلاکچین[2] و رمزنگاری[3] استفاده کرده است تا افراد بتوانند همتا به همتا به صورت امن تراکنش مالی انجام دهند (ناکاماتو، ۲۰۰۸). از دلایل مهم رشد بیت‌کوین در سال‌های ۲۰۱۹ تا ۲۰۲۱، می‌توان به اثر هاوینگ[4] (نصف شدن جایزه شبکه بیت‌کوین) در سال ۲۰۲۰، پاندامی کرونا و سیاست‌های انبساطی فدرال رزرو و همچنین حمایت شرکت‌ها و سازمآن‌های بزرگ در دنیا اشاره کرد. پیش‌بینی قیمت بیت‌کوین به عنوان بزرگترین رمز ارز در این بازار می‌تواند به شکل نماینده عمل کند چرا که همبستگی سایر رمز ارزها (آلتکوین) با بیت‌کوین بالاست. در نتیجه پیش‌بینی قیمت بیت‌کوین می‌تواند برای فعالین در بازارهای مالی بین‌المللی با هدف سپر تورمی، را می‌توان اهمیت و ضرورت این پژوهش دانست.

در این پژوهش، به دنبال پیش‌بینی قیمت بیت‌کوین به عنوان نماینده بازار رمز ارزها با استفاده از مدل‌های یادگیری ماشین و سپس، ارائه سیستم معاملاتی مبتنی بر آن هستیم. گوپتا و نیین[5] (۲۰۲۱) در پژوهشی نشان دادند که مدل‌های سری زمانی به طور خاص مدل میانگین متحرک وزنی[6] و ARIMA در پیش‌بینی قیمت بیت‌کوین نسبت به مدل‌های یادگیری ماشین یا یادگیری ماشین عمیق عملکرد بهتری در پیش قیمت یک روز دارند. همچنین، توانستند در بهترین حالت ۸۶ درصد دقت را ارئه کنند. البته پژوهش‌هایی نشان دادند مدل‌های یادگیری ماشین، با توجه به غلبه بر محدودیت‌های خطی مدل‌های کلاسیک توانسته‌اند دقت پیش‌بینی را افزایش دهند (فقیهی‌نژاد و مینایی، ۱۳۹۷). این پژوهش، به جای

1. Cryptocurrencies
2. Blockchain
3. Cryptography
4. Halving
5. Gupta and Nain
6. Weighted Moving Average

رویکرد سری زمانی و پیش‌بینی یک داده بعد به دنبال پیش کف و سقف بعدی برای بیت‌کوین در تایم فریم ۱ ساعته است. با رویکرد گسسته و دسته‌بندی سقف یا کف می‌توان دقت مدل‌های یادگیری ماشین را در پیش‌بینی ارتقا داد.

بنابراین، هدف این پژوهش پیش‌بینی سقف‌ها و کف‌های بیت‌کوین با استفاده از مدل‌های یادگیری ماشین نظارت شده می‌باشد. مدل پیشنهادی در این پژوهش سه مرحله اصلی دارد. در مرحله اول، سقف‌وکف‌های قیمت بیت‌کوین با استفاده از مدل‌های جنگل تصادفی[۱]، حافظه طولانی کوتاه‌مدت[۲] و شبکه عصبی بازگشتی[۳] پیش‌بینی می‌شوند. در مرحله دوم، نتیجه حاصله به عنوان ورودی به مدل‌های XGBoost[۴] و LightGBM[۵] ارائه می‌شود و نتایج این دو مدل با استفاده از یادگیری جمعی[۶] رای گیری[۷] ترکیب شده و نتیجه پیش‌بینی نهایی قابل مقایسه با داده واقعی می‌باشد. در گام آخر، بر اساس هر یک از مدل‌های RNN، LSTM، RF و یادگیری جمعی پیشنهادی یک سیستم معاملاتی برای بازه زمانی داده‌های تست اجرا و ارزیابی می‌شوند. عملکرد این سیستم های معاملاتی به طور مجزا بررسی و با یکدیگر مقایسه می‌شوند. این مراحل به صورت دقیق در بخش های بعدی پژوهش توضیح داده شده است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش:

پیش‌بینی قیمت دارایی‌های مالی، یکی از موضوعات مهم برای فعالین، سرمایه گذاران، معامله گران و آربیتراژگران در بازارهای مالی است. به‌طورکلی، روش‌های پیش‌بینی قیمت در بازارهای مالی را می‌توان به دو دسته اصلی کلاسیک و هوشمند تقسیم‌بندی کرد. در روش‌های کلاسیک فرض بر این است مقادیر آینده با متغیرهای توضیح‌دهنده که می‌تواند عوامل موثر بر قیمت یا خود قیمت با وقفه زمانی باشد پیش‌بینی می‌شوند. در این مدل‌های نیاز است رابطه میان متغیرهای توضیح‌دهنده و وابسته مشخص و با استفاده از پیش آزمون‌ها داده‌ها را با فروض مدل‌ها تطبیق داده تا نتایج مطلوب دست پیدا کند. در مقابل روش‌های هوشمند هستند که از یادگیری ماشین استفاده می‌کنند. در این رویکرد، رابطه از قبل مشخص نیست و این الگوریتم ها به دنبال کشف یک رابطه ریاضی هستند.

یادگیری ماشین حوزه مطالعاتی است که به رایانه‌ها توانایی یادگیری بدون برنامه‌ریزی آشکار روی می‌دهد (ساموئل، ۱۹۵۹). در حال حاضر، یادگیری ماشین به سه دسته اصلی؛ یادگیری نظارت شده[۸]، نظارت نشده[۹] و تقویتی[۱۰] تقسیم‌بندی می‌شود. یادگیری ماشین نظارت شده، به دنبال ارتباط بین مقادیر

1. Random Forest (RF)
2. Long-Short Term Memory (LSTM)
3. Recurrent Neural Network (RNN)
4. Extreme Gradient Boosting (XGBoost)
5. Light Gradient Boosting Machine (LightGBM)
6. Ensemble learning
7. Voting ensemble classifier
8. Supervised Learning
9. Unsupervised learning
10. Reinforcement learning

متغیرهای ویژگی با متغیر هدف است. در نتیجه، از این مدل‌ها بیشتر در مسائل پیش‌بینی استفاده می‌شود. دو نوع اصلی یادگیری ماشین نظارت‌شده؛ طبقه‌بندی و رگرسیون مطرح می‌باشد. با توجه با اینکه پژوهش حاضر به دنبال پیش‌بینی بازار با رویکرد گسسته است، از الگوریتم‌های یادگیری ماشین طبقه‌بندی استفاده شده است. می‌توان گفت با توجه به اینکه در این پژوهش هدف ۰ (در مسیر کف بازار) و ۱ (در مسیر سقف) بازار است، یک بردار هدف دو دویی وجود دارد که با استفاده از مدل‌های RF، RNN و LSTM پیش‌بینی می‌شود. در مورد نحوه پیش‌بینی، در قسمت روش پژوهش به طور کامل توضیح داده شده است.

مرور پیشینه پژوهش نشان می‌دهد، استفاده از الگوریتم های یادگیری ماشین توانسته به صورت معنی داری به دسته‌بندی و پیش‌بینی قیمت در بازارهای مالی کمک کند (تان[1] و همکاران ۲۰۱۹، متور[2] و همکاران ۲۰۱۹). در حالی که مدل‌های یادگیری ماشین در پیش‌بینی بازارهای مالی توانسته توجه بسیاری از فعالین را به خود جذب کند، در مطالعات اخیر، مدل‌های متنوع یادگیری جمعی توانسته اند دقت پیش‌بینی افزایش دهند (نتی[3] و همکاران، ۲۰۲۰). فقیهی نژاد و مینایی (۱۳۹۷) پژوهش‌هایی که در حوزه پیش‌بینی قیمت با استفاده از یادگیری ماشین (مدل‌های هوشمند) انجام شده‌اند را به سه گروه تقسیم کرده اند؛ گروه اول، پژوهش‌هایی هستند که تنها از یک مدل یا الگوریتم استفاده برای پیش‌بینی استفاده می‌کنند. گروه دوم، از چند مدل به صورت ترکیبی استفاده می‌کنند. گروه سوم، استفاده از مدل‌های یادگیری جمعی برای تجمیع خروجی‌ها مدل‌ها استفاده می‌نمایند. در ادامه پژوهش‌هایی که از مدل‌های یادگیری جمعی برای پیش‌بینی قیمت استفاده کردند، مرور می‌شوند.

یانگ[4] و همکاران (۲۰۲۱)، از مدل‌های XGBoost و LightGBM برای پیش‌بینی قیمت سهام استفاده کردند. نتیجه این پژوهش، عملکرد بهتر مدل ترکیبی از هر یک از مدل‌های به صورت مجزا در پیش‌بینی قیمت سهام را نشان داد.

لی و پن[5] (۲۰۲۲)، در پژوهشی یک مدل نوین یادگیری عمیق را برای پیش‌بینی حرکت قیمت سهام پیشنهاد دادند. این مدل از مدل یادگیری جمعی برای ترکیب دو شبکه عصبی بازگشتی استفاده کرده است. در این پژوهش از داده شاخص S&P 500 استفاده شده است. نتیجه این پژوهش نشان‌دهنده کاهش ۵۷,۷٪ میانگین مجذور خطا و افزایش شاخص‌ها صحت به میزان ۴۰٪، پوشش به اندازه ۵۰٪ و F1 به اندازه ۴۴,۷۸٪ شده است.

سان[6] و همکاران (۲۰۲۰)، در پژوهشی با استفاده از GBDT و LightGBM روند بازار رمز ارزها را پیش‌بینی کردند. برای این پیش‌بینی از ۴۲ نوع رمز ارز با شاخص‌های اقتصادی کلیدی استفاده شده است. نتیجه پژوهش نشان‌دهنده عملکرد پایدار و بهتر LightGBM نسبت به سایر مدل‌ها می‌باشد.

1. Tan
2. Mathur
3. Nti
4. Yang
5. Li and Pan
6. Sun

بورگس و نوس[1] (۲۰۲۰)، یک سیستم مبتنی بر یادگیری ماشینی را برای توسعه یک استراتژی سرمایه‌گذاری با قابلیت معامله در بازارهای رمز ارزها پیشنهاد کردند. آن‌ها از مدل‌های رگرسیون لجستیک، RF، دسته‌بندی کننده بردار پشتیبان و تقویت درخت گرادیان برای پیش‌بینی با کمک شاخص‌های تحلیل تکنیکال به عنوان متغیرهای ویژگی استفاده کردند. آنها نشان دادند که صرف نظر از روش نمونه‌گیری مجدد مورد استفاده، همه الگوریتم های یادگیری بهتر از استراتژی خرید و نگه داشتن (B&H) در اکثریت قریب به اتفاق ۱۰۰ بازار مورد آزمایش قرار گرفتند.

لامیری و بیکیروس[2] (۲۰۱۹)، از سه مدل متفاوت LSTM، GRNN و نزدیک‌ترین همسایه برای بررسی رفتاز غیر خطی بیت‌کوین استفاده کردند. مطابق با نتیجه یون و همکاران (۲۰۲۱) آن‌ها دریافتند که LSTM خطای کمتری نسبت به سایر روش‌ها دارد و می‌تواند الگو ها را بهتر تشخیص دهد.

ژانگ و همکاران[3] (۲۰۱۸)، مدلی را با استفاده از جنگل‌های تصادفی، یادگیری عدم تعادل، انتخاب ویژگی و برش برای پیش‌بینی حرکت قیمت سهام و فاصله نرخ رشد (یا کاهش) آن پیشنهاد کردند. این مدل با استفاده از بیش از ۷۰ شاخص تحلیل تکنیکال به عنوان ورودی، اهداف پیش‌بینی را در ۴ کلاس می‌توان طبقه‌بندی کرد: بالا، پایین، مسطح و ناشناخته. این مدل با استفاده از بیش از ۴۰۰ سهم در بازار شنژن ارزیابی شد. نتایج نشان دادند که از نظر دقت و بازده در هر معامله مدل پیشنهادی این پژوهش از شبکه عصبی مصنوعی، ماشین بردار پشتیبان[4] و کی-نزدیک‌ترین همسایه‌ها[5] بهتر عمل می‌کند.

آگروال[6] و همکاران (۲۰۲۰)، با هدف کشف ماهیت قیمت بیت‌کوین و پیش‌بینی آن از مدل‌های یادگیری ماشین استفاده کردند. در این پژوهش از مدل یادگیری جمعی (CEEMD) استفاده شده است. قیمت روزانه بیت‌کوین از سال ۲۰۱۲ الی ۲۰۱۸ مورد استفاده قرار گرفته است تا به سه قسمت؛ کوتاه، میان و بلندمدت تقسیم شوند. این پژوهش از مدل ماشین بردار پشتیبان استفاده کرده است که می‌تواند برای ۵ گام کوتاه‌مدت بیت‌کوین را پیش‌بینی نماید.

دنیز[7] و همکاران (۲۰۱۹)، در پژوهشی در گام اول مهندسی ویژگی و الگوریتم‌های متفاوت انتخاب متغیر ویژگی برای پیش‌بینی قیمت بیت‌کوین پیش‌بینی اجرا نمودند. سپس از مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی، ماشین بردار پشتیبان و مدل‌های یادگیری جمعی مبتنی بر شبکه عصبی بازگشتی و خوشه‌بندی میانگین K تایی برای پیش‌بینی قیمت بیت‌کوین استفاده کردند. نتیجه حاصل از این پژوهش افزایش ۱۰درصد دقت پیش‌بینی نتایج پژوهش‌های قبلی است.

1. Borges and Neves
2. Lahmiri and Bekiros
3. Zhang et al
4. Support vector machines - SVMs
5. k-nearest neighbors' algorithm
6. Aggarwal
7. Dennys

نتی[1] و همکاران (۲۰۲۰)، یک پژوهش تحلیلی مقایسه‌ای گسترده از مدل‌های یادگیری جمعی اعم از ؛ Bagging، Boosting، Blending و Stacking انجام دادند. مدل‌های درخت تصمیم گیری، ماشین بردار پشتیبان، شبکه عصبی با ۲۵ حالت مختلف با یادگیری جمعی ترکیب شدند. این پژوهش از سال ۲۰۱۲ الی ۲۰۱۸ شاخص‌های بورس غنا، ژوهانسبورک، بمبئی و نیویورک با استفاده از مدل‌ها پیش‌بینی نموده و عملکرد آن‌ها را مورد مقایسه قرار داده است. نتیجه این پژوهش نشان می‌دهد مدل‌های Blending و Stacking دقت بالاتر و خطای کمتری نسبت به مدل‌های bagging و boosting دارد.

جاکارت و همکاران[2](۲۰۲۱)، پیش‌بینی پذیری بازار بیت‌کوین را در افق‌های پیش‌بینی ۱ تا ۶۰ دقیقه تجزیه و تحلیل کردند. آن‌ها دریافتند که RNN و طبقه بندی Gboost برای پیش‌بینی بازار عملکرد قابل قبولی دارند. آن‌ها از متغیرهای ویژگی متنوعی شامل تحلیل تکنیکال، داده‌های بلاکچین، احساسات و غیره استفاده کردند. به علاوه، قابلیت پیش‌بینی در افق‌های طولانی‌تر افزایش می‌یابد.

یون[3] و همکاران (۲۰۲۱)، یک مدل ترکیبی از XGBoost و الگوریتم ژنتیک با یک فرآیند مهندسی ویژگی گسترده بر روی بیش از ۶۰ شاخص تحلیل تکنیکال برای پیش‌بینی‌های بازار سهام پیشنهاد کردند. مدل ترکیبی آنها می‌تواند از نظر عملکرد و تفسیرپذیری بهتر از مدل‌های LSTM عمل کند.

نتی آدکویا و ویوری[4] (۲۰۲۰) یک طبقه‌بندی گروه همگن[5] بر اساس الگوریتم ژنتیک برای انتخاب ویژگی‌ها و بهینه‌سازی پارامترهای SVM برای پیش‌بینی حرکت قیمت ۱۰ روزه در بورس غنا پیشنهاد کرد. آنها از روش گروه رای اکثریت ساده برای ترکیب نتایج حاصل از ۱۵ مدل بردار ماشین پشتیبان مختلف با استفاده از ۱۴ شاخص تحلیل تکنیکال به عنوان ورودی استفاده کردند. نتایج تجربی آنها نشان داد مدل مجموعه آنها دقت پیش‌بینی بالاتری از حرکت قیمت سهام در مقایسه با درخت تصمیم، جنگل تصادفی و شبکه عصبی دارد.

آمپوما و همکاران [6] (۲۰۲۰) اثربخشی مدل‌های مختلف مجموعه مبتنی بر درخت از جمله جنگل تصادفی، XGBoost، Bagging، AdaBoost، Extra Trees Classifier و Voting Classifier را در پیش‌بینی جهت حرکت قیمت سهام مقایسه کرد. برای این مطالعه از هشت داده مختلف سهام از سه بورس اوراق بهادار NYSE، NASDAQ وNSE استفاده شد. آنها از تجزیه و تحلیل اجزای اصلی برای انتخاب ویژگی ۴۵ ورودی شامل ۴۰ شاخص تحلیل تکنیکال استفاده کردند. نتایج تجربی نشان داد طبقه‌بندی‌کننده Extra Trees نسبت به سایر مدل‌ها، در تمام رتبه‌بندی‌ها عملکرد بهتری داشت.

تا[7]و همکاران (۲۰۲۰) پرتفویی با استفاده از شبکه عصبی LSTM و سه روش بهینه‌سازی پرتفوی، به عنوان مثال؛ روش هم وزن شبیه‌سازی مونت کارلو و مدل MV ایجاد کردند. همچنین، آنها از رگرسیون خطی و SVM به عنوان مقایسه در فرآیند انتخاب سهام استفاده کردند. نتایج تجربی نشان داد که شبکه

1. Nti
2. Jaquart
3. Yun
4. Nti, Adekoya, and Weyori
5. Homogeneous Ensemble Classifier
6. Ampomah.
7. Ta

عصبی LSTM دارای دقت پیش‌بینی بالاتری نسبت به رگرسیون خطی و SVM است و پرتفوهای ساخته شده آن بهتر از سایرین عمل می‌کند. این مدل‌ها روش‌های مختلفی را برای انتخاب سهام اعمال می‌کنند، سپس، مدل‌های بهینه‌سازی سبد سهام را با سهام منتخب برای سرمایه‌گذاری تجاری ایجاد می‌کنند. این روش‌ها جهت امیدوار کننده‌ای برای ساخت مدل‌های پرتفو را در عمل نشان می‌دهند. با این حال، مدل‌های کلاسیک بهینه‌سازی اوراق بهادار اغلب برای سرمایه‌گذاری عملی کوتاه‌مدت نامناسب هستند. بنابراین، کشف رویکرد کارآمدتر برای ترکیب نتایج پیش‌بینی بازده با مدل‌های بهینه‌سازی پرتفو مهم است.

کیم[1](۲۰۲۱)، یک سیستم معاملاتی تطبیقی جدید ایجاد کردند که در آن از یادگیری ماشینی و آزمایش برگشتی[2] برای بازار اوراق قرضه استفاده می‌کند. که در آن یک مدل پیش‌بینی که اسپرد بین اوراق خزانه ۱۰ و ۳ ساله را پیش‌بینی می‌کند پیشنهاد شده است. متعاقباً برای تأیید عملکرد مدل پیش‌بینی، از آزمون برگشتی استفاده می‌شود. که AdaBoost از سایر مدل‌های پیش‌بینی بهتر عمل می‌کند. علاوه بر این، زمانی که آزمون برگشتی بر اساس نتایج مدل‌های پیش‌بینی‌کننده اعمال شد، تا ۵۴/۲ درصد در بازده سرمایه‌گذاری طی ۶ ماه کسب شد.

فقیهی نژاد و مینایی[3] (۲۰۲۱)، مدلی برای پیش‌بینی بازار سهام با استفاده از مدل‌های هوشمند و یادگیری ماشین ارائه کردند. در این پژوهش برای افزایش دقت از مدلی بر مبنای الگوریتم یادگیری جمعی با مدل‌های پایه شبکه عصبی استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان داد اولاً، پیش‌بینی رفتار بازار سهام با وجود ماهیت نوسانی و ناپایدار آن امکان‌پذیر است. ثانیاً، مدل پیشنهادی این پژوهش در مقایسه با سایر روش‌ها با دقت بیشتری می‌تواند بر نوسان‌های بازار غلبه کند.

عباسی و همکاران(۲۰۲۰)، عملکرد استراتژی‌های مبتنی بر اندیکاتورهای تحلیل تکنیکال را با استراتژی خرید و نگهداری مقایسه کردند و به این نتیجه رسیدند که استراتژی‌های مبتنی بر تحلیل تکنیکال می‌تواند بازدهی بهتری نسبت به خرید و نگهداری داشته باشد. بنابراین، استفاده از اندیکاتورها می‌تواند در پیش‌بینی کمک کننده باشد.

سهرابی و همکاران (۱۴۰۱)، رویکرد های جنگل تصادفی، ماشین بردار پشتیبان، شبکه عصبی مصنوعی و شبکه عصبی بازگشتی برای پیش‌بینی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ مورد استفاده قرار دادند. نتایج پیش‌بینی دوره‌های ۱، ۳ و ۶ روزه برای دوره خارج از نمونه نشان می‌دهد روش یادگیری ماشین مبتنی بر شبکه عصبی بازگشتی حافظه طولانی کوتاه‌مدت (LSTM) در مقایسه با سایر مدل‌های مورد بررسی نتیجه بهتری داشته است.

بشیری و پاریاب (۱۳۹۹)، عملکرد مدل‌های جنگل تصادفی، بردار پشتیبان، گرادیان تقویتی و شبکه عصبی چند لایه پرسپترون را برای پیش‌بینی قیمت بیت‌کوین با استفاده از داده ۹ رمز ارز دیگر مورد مقایسه قرار دادند. نتیجه این پژوهش نشان‌دهنده دقت بیشتر مدل گرادیان تقویتی است.

1. Misuk Kim
2. Back-testing
3. Faghihi and Minaei

قربانی و همکاران (۱۴۰۱)، برای پیش‌بینی تغییرات قیمتی بیتکوین با استفاده از الگوریتم‌های یادگیری ماشین همراه با استفاده از داده‌های تحلیل احساسات مردم نسبت به افراد مشهور مانند ایلان ماسک در شبکه‌های اجتماعی توییتر، ردیت و تلگرام مدل ارائه کردند. در این پژوهش الگوریتم xgboost با رکورد دقت بدست آمده ۸۸ درصدی در پیش‌بینی روند تغییرات قیمت بیتکوین عملکرد عالی را نشان داد.

برای جمع‌بندی، بر اساس پژوهش مروری کروانجو و آکای، بسیاری از پژوهش‌ها به دنبال مقایسه مدل‌های آماری و یادگیری ماشین بوده اند که به‌طورکلی، مدل‌های یادگیری ماشین در مقایسه با مدل‌های آماری توانسته اند عملکرد بهتری را نشان بدهند(کروانجو و آکای[1]، ۲۰۲۰). حال با توجه به جذابیت پیش‌بینی قیمت رمز ارزها (به ویژه، بیت‌کوین) برای فعالین، بسیاری دیگر از پژوهش‌ها به مقایسه عملکرد مدل‌های یادگیری ماشین و یا ترکیب آن‌ها در دقت پیش‌بینی پرداخته‌اند. در مطالعاتی که از یادگیری جمعی استفاده شده است، این رویکرد توانسته است عملکرد و دقت پیش‌بینی قیمت را افزایش دهد. لازم به ذکر است پژوهش‌های فوق بازارهای مالی متفاوتی مانند؛ بازار سهام[2]، اوراق قرضه[3]، شاخص‌های بورس، رمز ارزها و کالا مورد بررسی قرار گرفته است که به تقویت نتیجه‌گیری برتری یادگیری جمعی منجر می‌شود.

جدول ۱. دسته بندی پژوهش‌های مرتبط با پیش‌بینی بازارهای مالی با استفاده از یادگیری ماشین

ردیف	نام دسته	پژوهش‌ها	چکیده	نقاط قابل بهبود
۱	پیش‌بینی بر اساس ترکیب مدلهای یادگیری ماشین (استفاده از یادگیری جمعی)	امپوما[4] و همکاران (۲۰۲۰) فقیهی نژاد و بیدگلی (۲۰۲۱) لیوریس[5] و همکاران (۲۰۲۰) یه[6] و همکاران (۲۰۲۲) ادکویا و ویوری[7] (۲۰۱۹) یانگ[8] و همکاران (۲۰۲۱) ادکویا و ویوری[9] (۲۰۲۰) دنیس[10] و همکارن (۲۰۱۹) آگاروال[11] و همکاران (۲۰۲۰) لی و پن[12] (۲۰۲۲)	در این پژوهش‌ها، مدلهای یادگیری ماشین با استفاده از یادگیری جمعی با هم ترکیب شده‌اند. نشان داده شده است که یادگیری جمعی عملکرد بهتری نسبت به هر یک از مدلهای پیش‌بینی به صورت جداگانه دارد.	پیش‌بینی کف و سقف نمودار می‌تواند نسبت به بازدهی یا خود قیمت عملکرد بهتری داشته باشد.

1. Kervancı and F. Akay
2. Stock
3. Bonds
4. Ampomah
5. Livieris
6. Ye
7. Adekoya, Weyori
8 .Yang
9. Adekoya, Weyori
10. Dennys
11. Aggarwal
12. Li and Pan

ردیف	نام دسته	پژوهش‌ها	چکیده	نقاط قابل بهبود
۲	مقایسه عملکرد مدلهای یادگیری ماشین در پیش‌بینی قیمت	سان[1] و همکاران (۲۰۲۰) ژیانگ[2] و همکاران (۲۰۲۰) یون[3] و همکاران (۲۰۲۱) ریمن[4] و همکاران (۲۰۲۰) مانچاندا و آگاروال[5] (۲۰۲۱) لامیری و بیکیروس[6] (۲۰۱۹) جاکارت و همکاران[7] ۲۰۲۱ بورگس و نوس[8] (۲۰۲۰) ناگولا و الکساکیس[9] (۲۰۲۲) جی[10] و همکاران (۲۰۱۹) تا[11] و همکاران (۲۰۲۰)	در این پژوهش‌ها، عملکرد مدلهای مختلف یادگیری ماشین با هم مقایسه شده است.	پیش‌بینی کف و سقف نمودار می‌تواند نسبت به بازدهی یا خود قیمت عملکرد بهتری داشته باشد.

شکاف مطالعاتی پیشنهادی این پژوهش، رویکرد مدلسازی داده‌های قیمت می‌باشد. در بسیاری از پژوهش‌ها به دنبال پیش‌بینی عدد قیمت یا به دلایل مانایی و غیره، عدد بازدهی هستند. در صورتی که این رویکرد می‌تواند دقت پیش‌بینی را کاهش دهد. با اینکه قیمت یک داده سری زمانی[12] است، می‌توان به شکل گسسته به آن نگاه کرد. به معنی آن که، به جای اینکه پیش‌بینی قیمت یا بازدهی آن می‌بایست به دنبال پیش‌بینی وضعیت سقف یا کف بود. اینکه بدانیم در مسیر ساختن سقف قیمتی یا کف قیمتی هستیم، در صورتی که باعث افزایش دقت و کارایی مدل‌های پیش‌بینی شود، می‌توان بر اساس آن معاملات الگوریتمی مطمئن‌تری طراحی و پیاده‌سازی کرد. بنابراین، این پژوهش به دنبال پیش‌بینی وضعیت سقف یا کف قیمتی بر اساس مدل‌های یادگیری ماشین می‌باشد. در ادامه، روش پژوهش و چگونگی پیش‌بینی وضعیت سقف و کف مورد استفاده در این پژوهش ارائه می‌شود.

سئوالات پژوهش

با توجه به هدف این پژوهش که به دنبال پیش‌بینی سقف یا کف قیمت بیت‌کوین با استفاده از مدل‌های یادگیری ماشین است، سئوالات این پژوهش را می‌توان به شکل زیر ارائه نمود:

1. Sun
2. Jiang
3. Yun
4. Rahman
5. Manchanda and Aggarwal
6. Lahmiri and Bekiros
7. Jaquart
8. Borges and Neves
9. Nagula and Alexakis
10. Ji
11. Ta
12. Time Series

۱- عملکرد سیستم معاملاتی هوشمند مبتنی بر مدل‌های پیش‌بینی جنگل تصادفی، یادگیری حافظه بلند و کوتاه‌مدت، شبکه عصبی بازگشتی و یادگیری جمعی در مقایسه با داده واقعی و استراتژی خرید و نگهداری[1] چگونه است؟
۲- میزان دقت و صحت یادگیری ماشین جمعی در پیش‌بینی سقف‌وکف‌های بیت‌کوین چقدر است؟
۳- آیا میزان دقت و صحت پیش‌بینی سقف‌وکف‌های بیت‌کوین با استفاده از یادگیری ماشین جمعی نسبت به زیر الگوریتم ها بیشتر است؟

روش شناسی پژوهش

با توجه به اینکه بازار مالی هدف در این پژوهش بازار رمز ارزها (بیت‌کوین) می‌باشد، استفاده از پایگاه داده معتبر اهمیت دارد. در این پژوهش داده‌های قیمت کندل ها (OHLCV) بیت‌کوین در تایم فریم ۱ ساعته به عنوان بزرگترین رمز ارز به عنوان نماینده این بازار انتخاب شده است. برای استخراج این داده از ماژول پایتونی Historic-Crypto که داده‌ها را از API صرافی CoinBase Pro استخراج می‌کند، استفاده شده است.

بازار رمز ارزها با توجه به نصف شدن پاداش استخراج، رفتار سیکلی به صورت ۴ ساله دارد. بنابراین، از کل داده‌های بیت‌کوین که از سال ۲۰۱۰ در درسترس است، بازه زمانی ۲۰۱۸ الی ۲۰۲۲ انتخاب شده است. در سال ۲۰۱۸ بیت‌کوین بازاری رکودی و سپس نزولی، را تجربه کرده است. در سال‌های ۲۰۱۹ الی ۲۰۲۱ نیز یک روند صعودی با توجه پاندامی کرونا و نصف شدن جایزه در سال ۲۰۲۰ را تجربه کرده است. در سال ۲۰۲۲ نیز یک روند رکودی و نزولی که می‌توان گفت برگشت به سال ۲۰۱۸ است که در نتیجه نشان می‌دهد نمونه حاضر کلیه فازهای سیکلی را توضیح می‌دهد. ۷۰ درصد ابتدایی داده‌ها به عنوان داده‌های آموزشی به مدل داده می‌شود. ۲۰ درصد داده‌ها به عنوان داده‌های اعتبار سنجی در نظر گرفته شده و ۱۰ درصد انتهایی داده‌ها به عنوان داده‌های تست به مدل داده می‌شوند.

با استفاده از زبان برنامه‌نویسی پایتون و ماژول ها معتبر در آن این پژوهش انجام شده است. در بستر Google Colab با توجه به اشتراک‌گذاری GPU و همچنین، از کتابخانه‌های numpy، Pandas، ta، tensorflow، sklearn وScipy به طور خاص برای پیاده‌سازی استفاده شده است. برای ارزیابی عملکرد استراتژی‌ها از چارچوب پایتونی freqtrade استفاده شده است.

متغیرهای این پژوهش به دو دسته اصلی تقسیم می‌شوند. متغیر هدف، متغیری است که به دنبال پیش‌بینی آن هستیم. متغیر هدف در این پژوهش متغیر سقف یا کف (۱ یا ۰) است که با استفاده از اندیکاتور Awesome Oscillator (AO) از قیمت بسته شدن کندل‌های استفاده شده است. سایر متغیرهای اندیکاتورهای تحلیل تکنیکال به عنوان متغیر ویژگی، برای پیش‌بینی سقف یا کف‌های قیمتی می‌باشند. لازم به ذکر است برای انتخاب این متغیرها از کتابخانه‌های موجود همبستگی بالغ بر ۱۵۰ اندیکاتور و اسیلاتور با متغیر هدف مورد بررسی قرار گرفته و اندیکاتورهایی (عددی) که همبستگی پیرسون بالای ۷۰ و با p_value ۰/۰۵ داشتند، به عنوان متغیر ویژگی انتخاب شده‌اند. در ادامه لیست این

1. Buy and Hold

اندیکاتورها معرفی می‌شود. پس از آن داده‌های یادگیری به دنبال کشف ارتباط بین لیست اندیکاتورها و متغیر هدف یعنی سقف و کف‌ها با استفاده از مدل‌های RF، RNN و LSTM می‌باشد. اعداد مربوط به اندیکاتور و اسیلاتور با تقسیم شدن به عدد قیمت بسته شدن نرمال شده‌اند تا در یک مقیاس باشند. همان‌طوری که گفته شده ۷۰ درصد داده به عنوان داده یادگیری و ۳۰ درصد ما بقی جهت اجرای مراحل بعدی در نظر گرفته شده است. لیست اندیکاتور و اسیلاتورهای مورد استفاده در این پژوهش، به شرح ذیل می‌باشد:

جدول ۲. لیست متغیرهای ویژگی مورد استفاده در مرحله اول

نام در مدل	نام متغیر	نام در مدل	نام متغیر
volume_mfi	حجم (شاخص جریان پول)	'volume_sma_em'	میانگین حجم
'volatility_bbp'	نوسان BBP	'volatility_kcp'	نوسان KCP
'volatility_dcp	نوسان DCP	'trend_macd'	روند MACD
'trend_macd_diff'	اختلاف روند MACD	'trend_adx_pos'	روند ADX
'trend_vortex_ind_pos'	روندVORTEX	'trend_vortex_ind_diff'	اختلاف روند VOREXT
'trend_cci'	روند CCI	'trend_aroon_up'	روند AROON
'trend_stc'	روند STC	'momentum_rsi'	جهش RSI
'momentum_tsi	جهش TSI	'momentum_uo'	جهش UO
'momentum_stoch'	جهش STOCHAS'IC	'momentum_stoch_signal'	جهش STOCH SIGNAL
'momentum_wr'	جهش WR	'momentum_ao'	جهش AO
'momentum_roc'	جهش ROC	'ao'	AO
'RSI'	شاخص قدرت نسبی	'aboveEMA10'	بالا میانگین متحرک ۱۰ تایی
'aboveEMA15'	بالا میانگین متحرک ۱۵ تایی	'aboveEMA20'	بالا میانگین متحرک ۲۰ تایی
'aboveEMA30'	بالا میانگین متحرک ۳۰ تایی	'aboveEMA40'	بالا میانگین متحرک ۴۰ تایی
'aboveEMA50'	بالا میانگین متحرک ۵۰ تایی	'aboveEMA60'	بالا میانگین متحرک ۶۰ تایی

در لیست بالا اندیکاتورهای تحلیل تکنیکال مربوط به حجم معاملات، نوسان‌پذیری قیمت، مبتنی بر روند، جهش‌های قیمتی و همچنین، اندیکاتورهای باینری معرفی شده است. همانطور که گفته شد، این اندیکاتورها رابطه معنی‌داری با متغیر هدف (سقف یا کف) دارند. لازم به ذکر است که اندیکاتورهای باینری از قسمت مهندسی ویژگی این پژوهش به این لیست اضافه شده‌اند. زیرا این متغیرها در بهبود دقت مدل‌ها توانسته‌اند نقش به سزایی داشته باشند. برای توضیح بیشتر اندیکاتورهای باینری، اندیکاتور بالای EMA(10) را در نظر بگیرید که خود یک متغیر باینری ۰ و ۱ می‌باشد. در صورتی که قیمت بالای میانگین متحرک نمایی ۱۰ تایی باشد، عدد ۱ و اگر کمتر از آن باشد، عدد صفر را به خود اختصاص می‌دهد.

مراحل اجرای مدل به صورت کلی به شرح ذیل می‌باشد:

مرحله ۱ – داده‌های سقف و کف بیت‌کوین به عنوان متغیر هدف با استفاده از مدل‌های جنگل تصادفی، حافظه طولانی کوتاه‌مدت و شبکه عصبی بازگشتی با متغیرهای ویژگی جدول (۱)، پیش‌بینی می‌شوند. خروجی حاصل از این مرحله پیش‌بینی های سقف و کف هر یک از مدل‌ها به همراه امتیاز آن‌ها می‌باشد.

مرحله ۲- خروجی مرحله اول (پیش‌بینی سقف و کف‌ها به همراه امتیاز آن‌ها) به عنوان متغیر ویژگی به همراه سقف‌ها و کف‌ها به عنوان متغیر هدف به مدل‌های XGBoost و LightGBM برای یادگیری ارائه می‌شوند.

مرحله ۳- خروجی‌های حاصل از مرحله دوم به استفاده از الگوریتم یادگیری جمعی رأی‌گیری تا نتیجه پیش‌بینی نهایی ثبت شده و با داده واقعی مقایسه می‌شود.

مرحله ۴- گام آخر استفاده از نتایج مدل‌ها پیش‌بینی RNN، LSTM، RF و یادگیری جمعی پیشنهادی جهت سیگنال خرید و فروش در بازار رمز ارزها و مقایسه عملکرد استراتژی معاملاتی مبتنی بر آن‌ها با سیستم معاملاتی مبتنی بر داده‌های واقعی سقف و کف بیت‌کوین می‌باشد.

همان‌طور که در بخش‌های قبلی اشاره شد، متغیر هدف در این پژوهش مقدار دو دویی صفر و یک را اتخاذ می‌کند. منظور از صف، در مسیر کف و منظور از ۱، در مسیر سقف می‌باشد. با فرض یک‌طرفه بودن بازار و عدم دسترسی به تعهد فروش یا فروش استقراضی، می‌توان یک استراتژی معاملاتی را مورد ارزیابی قرار داد. در صورتی که پیش‌بینی مدل‌ها از مقدار صفر به مقدار یک تبدیل شد، به این معنی است که پیش‌بینی مدل این است در مسیر یک سقف قرار گرفته‌ایم. بنابراین، در حالت می‌توان خرید انجام داد. سپس، وقتی بر عکس مقدار ۱ مجدد به مقدار ۰ تبدیل شد، منظور این است که در مسیر کف قرار گرفته‌ایم. بنابراین، می‌توان دارایی را مورد نظر را فروخت. سیستم معاملاتی در هر معامله ۱۰ درصد از سرمایه اولیه را درگیر می‌کند. سرمایه اولیه هزار دلار در نظر گرفته شده است. در هر کندل این سیستم فقط می‌تواند ۱ معامله باز داشته باشد و آن هم فقط خرید می‌باشد. سپس، عملکرد سیستم معاملاتی برای هر یک از مدل‌ها، با مقدار واقعی و استراتژی خرید و نگهداری مقایسه خواهد شد. در جدول (۳)، شاخص‌های عملکردی سیستم معاملاتی که مورد مقایسه قرار می‌گیرد، قابل مشاهده می‌باشد:

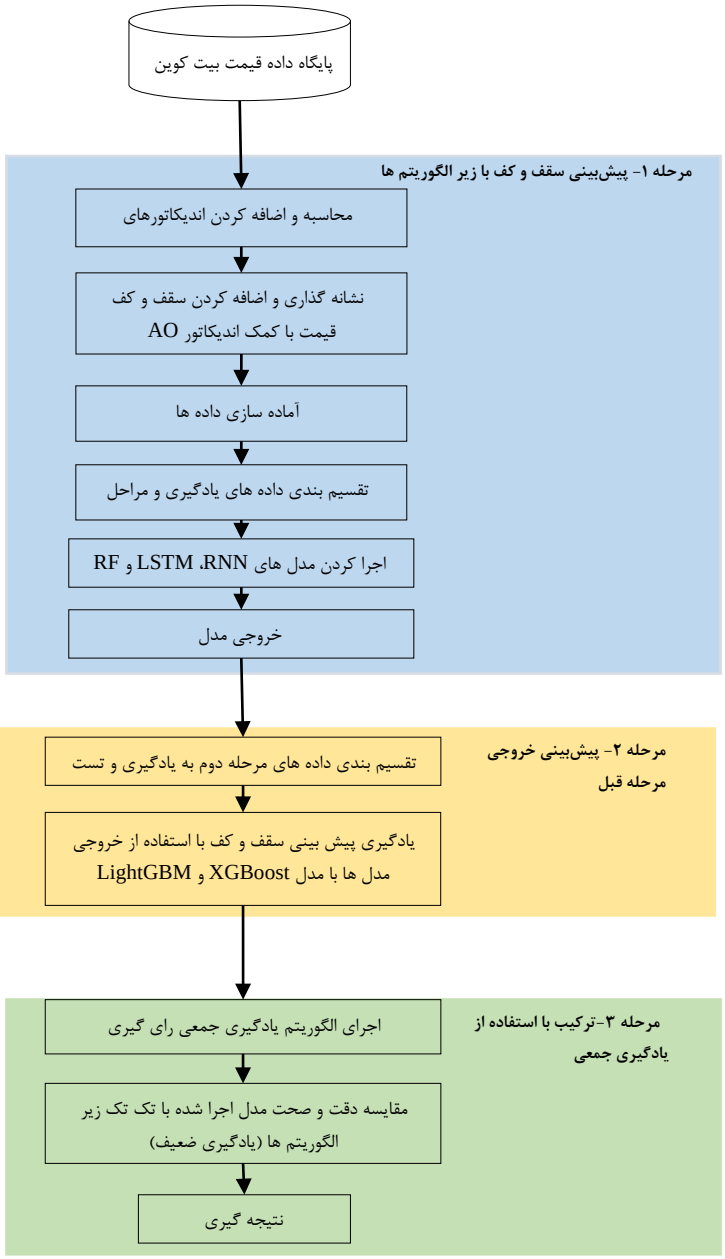
جدول ۳. شاخص‌های عملکردی سیستم معاملاتی

ردیف	نام شاخص عملکرد	توضیح
۱	تعداد معامله	تعداد کل معامله انجام گرفته در بازه تست. هر خرید و فروش یک معامله در نظر گرفته می‌شود.
۲	تاریخ شروع	تاریخ شروع بک تست
۳	تاریخ پایان	تاریخ پایان بک تست
۴	کل سود یا ضرر	جمع سود و ضرر کل معاملات
۵	بازدهی	حاصل تقسیم سود یا ضرر به سرمایه اولیه
۶	میانگین بازدهی هر معامله	مجموع بازدهی معاملات تقیسم بر تعداد معاملات
۷	درصد موفقیت	تعداد معاملات سود ده به کل معاملات
۸	شاخص سود دهی[1]	حاصل تقیسم مجموع سود به مجموع ضرر
۹	بیشترین افت سرمایه[2]	کمترین سرمایه ی در بازه تست
۱۰	بیشترین سرمایه در لحظه	بیشتر سرمایه در بازه تست

منبع: یافته‌های پژوهش

بازه زمانی داده‌های تست از ۲۰۲۲-۰۳-۱۱ تا ۲۰۲۲-۰۵-۳۰ می‌باشد. برای اجرا تست سیستم معاملاتی از فریم ورک پایتونی Freqtrade که مبتنی بر Docker می‌باشد، استفاده شده است.

1. Profit Factor
2. Max Draw Down (Max DD)

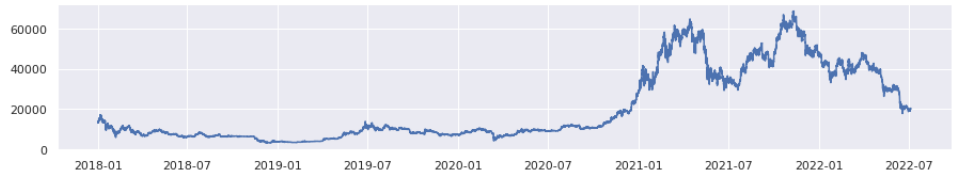


شکل ۱. مراحل اجرای پژوهش

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

مروری بر داده‌ها

همانطور که در قسمت قبل گفته شد داده‌ها قیمت بیت‌کوین در بازه زمانی ۲۰۱۸ الی ۲۰۲۲ در تایم فریم ۱ ساعته بعد از فرآیند تمیز شدن برای کل مراحل مورد استفاده قرار گرفتند. نمودار (۱)، قیمت بیت‌کوین به صورت خطی از سال ۲۰۱۸ تا آخر ۶ ماهه اول سال به شکل زیر می‌باشد:



نمودار ۱. نمودار خطی بیت‌کوین به دلار

داده‌های قیمت بیت‌کوین در بازه زمانی اشاره شده دارای آمار توصیفی طبق جدول (۴)، می‌باشند:

جدول ۴. آمار توصیفی قیمت بسته شدن کندل‌های ۱ ساعته بیت‌کوین از ۲۰۱۸ تا آخر نیم سال اول ۲۰۲۲

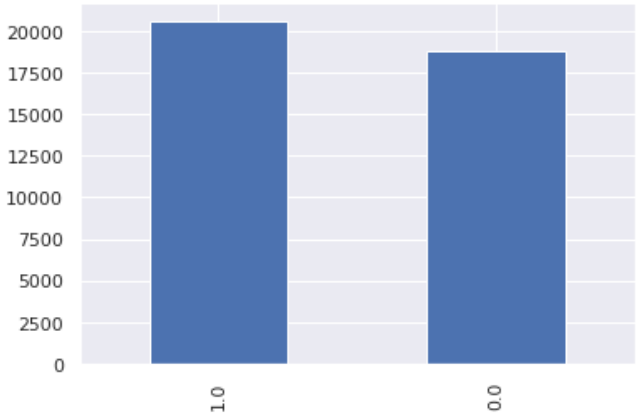
ردیف	نام شاخص	مقدار شاخص
۱	تعداد داده قیمت	۳۹،۴۸۴
۲	بزرگترین داده	۶۸،۶۳۹
۳	کوچکتری داده	۳،۱۳۹
۴	میانه	۱۰،۱۴۲
۵	میانگین	۲۰،۳۸۴
۶	مد	۶،۳۹۹
۷	انحراف معیار	۱۷،۸۷۶
۸	چولگی	۰/۹۷
۹	کشیدگی	-۰/۵۶

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۲) برای داده آخر نمودار بیت‌کوین به همراه وضعیت سقف و کف را مشخص شده است که به عنوان داده هدف به مدل‌های یادگیری ماشین داده شده است:

نمودار ۲. قیمت بیت‌کوین به همراه وضعیت سقف و کف برای ۱۰۰ داده اخیر

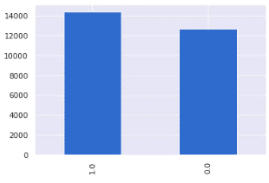
تعداد داده‌ها ۳۹،۴۸۴ می‌باشد. از کل این داده‌ها ۲۰،۶۶۳ (۵۲٪) داده وضعیت سقف و ۱۸،۸۲۱ (۴۷٪) داده وضعیت کف را نشان می‌دهد. این موضوع نشان از توزان نسبی میان تعداد داده سقف و کف را نشان می‌دهد.



نمودار ۳. تعداد وضعیت‌های سقف (۱) و کف (۰) در داده‌های قیمت بیت‌کوین برای کلیه مراحل

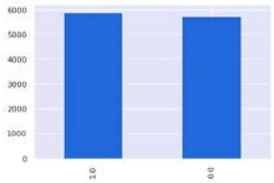
منبع: یافته‌های پژوهش

متوازن بودن داده‌های سقف و کف برای تمامی مراحل نیز می‌بایست به صورت مستقل بررسی شود. در نمودارهای ۴ تا ۶، تعداد سقف‌ها (۱) و کف‌ها (۰) به تفکیک مراحل پژوهش مشخص شده‌اند. این تعداد نشان‌دهنده توازن در متغیر هدف در تمامی مراحل می‌باشد.



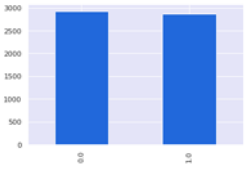
تعداد کل داده: ۲۷،۰۲۸
درصد داده سقف: ٪۵۳
درصد داده کف: ٪۴۶

نمودار ۴. تعداد سقف‌وکف‌های در مرحله (۱)



تعداد کل داده: ۱۱،۵۸۳
درصد داده سقف: ٪۵۰/۸
درصد داده کف: ٪۴۹/۱۹

نمودار ۴. تعداد سقف‌وکف‌های در مرحله (۲)



تعداد کل داده: ۵،۷۹۱
درصد داده سقف: ٪۵۰/۵۲
درصد داده کف: ٪۴۹/۴۷

نمودار ۵. تعداد سقف‌وکف‌های در مرحله (۳)

منبع: یافته‌های پژوهش

ساختار و پارامترهای ورودی مدل‌ها

مدل‌های مرحله اول دارای ساختار و پارامتر های وروی

جدول ۵. اطلاعات مربوط به ساختار مدل‌های LSTM و RNN در مرحله اول

ردیف	نام مدل	اطلاعات لایه	تعداد واحد	نسبت صفر کردن ورودی	تابع فعالیت
۱	RNN	لایه اول (لایه ورودی)	۶۴	-	hyperbolic tangent (tanh)
		لایه دوم	۶۴	-	hyperbolic tangent (tanh)
		لایه خروجی	۲ (باینری)	-	sigmoid
۲	LSTM	لایه اول	۶۴	-	hyperbolic tangent (tanh)
		Dropout	-	۰/۲	-
		لایه دوم	۶۴	-	hyperbolic tangent (tanh)
		Dropout	-	۰/۲	-
		لایه سوم (خروجی)	۲ (باینری)	-	softmax

منبع: یافته‌های پژوهش

لازم به ذکر است که پارامترهای ورودی با استفاده از جستجوی پنجره ای به دست آمده اند.

جدول ۶. شاخص‌های مربوط به توقف و اجرای یادگیری مدل‌های LSTM و RNN در مرحله اول

نام مدل	شاخص توقف یادگیری			شاخص‌های اجرای یادگیری		
	Monitor	patience	verbose	optimizer	loss	metrics
RNN	‘loss’	۳	۱	adam	binary_ crossentropy	['accuracy']
LSTM	‘loss’	۳	۱	adam	sparse_ categorical_ crossentropy	['accuracy']

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. ساختار مدل جنگل تصادفی در مرحله اول

ردیف	نام مدل	Criterion	تعداد درخت	حداکثر عمق	تعداد کار همزمان	Minimum number of samples required to be at a leaf node
۱	Random Forest	gini	۲۰	۲۰	using all processors	۲

منبع: یافته‌های پژوهش

مدل XGBOOST و LightGBM

جدول ۸. ساختار مدل‌های XGBOOST و LightGBM

ردیف	نام مدل	تعداد درخت تقویت شده	نرخ یادگیری	حداکثر عمق درخت ها	نسبت نمونه فرعی	حداقل مجموع وزن نمونه مورد نیاز در یک بچه (برگ)	نسبت نمونه فرعی به آزمایشی	گاما
۱	XGBOOST	۲۱	۰/۳	۵	۰/۲۵	۴	۰/۲۱	۰/۲۲
۲	LightGBM	۱۵	۰/۱۹	۱	۰/۴	۳	۰/۵۸	-

منبع: یافته‌های پژوهش

لازم به ذکر است ما بقی پارامترها مقادیر پیش فرض در نظر گرفته شده است. مقادیر فوق نیز بر اساس تنظیم هایپر پارامترهای [1] به دست آمده‌اند. برای مثال نرخ یادگیری اعدادی بین ۰/۰۱ تا ۰/۵ را با گام‌های ۰/۰۱ طی کرده است تا به عدد بهینه ۰/۱۹ برای LightGBM و ۰/۳ برای XGBoost رسیده است. مابقی پارامترها هم تنظیم شده‌اند.

در این قسمت خروجی هر یک از مدل‌ها را با شاخص‌ها ارزیابی دقت، صحت، پوشش و F1 به صورت مستقل ارائه و تحلیل می‌شود. شاخص دقت[2]، حاصل تقسیم موارد درست پیش‌بینی شده به تمام موارد می‌باشد. شاخص صحت[3]، حاصل تقسیم مواردی مثبت درست تشخیص داده شده به موارد مثبتی است که درست یا غلط تشخیص داده شده است. در آخر شاخص پوشش[4] عبارت است از موارد مثبت درست تشخیص داده شده تقسیم بر حاصل جمع داده‌های مثبت و منفی غلط تشخیص داده شده. امتیاز F1 که به صورت جدول (۹) محاسبه می‌شود، میانگینی از شاخص‌های صحت و پوشش می‌باشد:

جدول ۹. ماتریس اغتشاش[5]

پیش‌بینی توسط الگوریتم			
برچسب واقعی		بلی	خیر
	بلی	True Positive (TP)	False Negative (FN)
	خیر	False Positive (FP)	True Negative (TN)

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Tune Hyperparameters
2. Accuracy
3. Precision
4. Recall
5. Confusion Matrix

$$\text{Accuracy} = \frac{TP + TN}{TP + TN + FP + FN} \quad -۱$$

$$precision = \frac{TP}{TP + FP} \quad -۲$$

$$Recall = \frac{TP}{TP + FN} \quad -۳$$

$$f1\ score = \frac{2 \times (precision \times Recall)}{precision + Recall} \quad -۴$$

شاخص‌های فوق می‌توانند جهت مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل‌ها و مقایسه آن‌ها کمک کنند. در واقع هر کدام از آن‌ها با رویکرد مربوط به خود به دنبال سنجش صحت و دقت پیش‌بینی می‌باشند که هر چقدر به عدد ۱ نزدیک‌تر باشند، نشان از دقت بیشتر دارد. با توجه به اینکه شاخص f1 ترکیبی از شاخص‌های دقت و صحت می‌باشد، در این پژوهش جهت مقایسه عملکرد دو مدل بیشتر به این شاخص توجه می‌شود.

خروجی‌های مدل‌ها

خروجی مدل‌های یادگیری حافظه کوتاه و بلندمدت، شبکه عصبی بازگشتی، جنگل تصادفی و یادگیری جمعی در بازه تست (مرحله) سوم در جداول زیر ارائه می‌شود. لازم به ذکر است بازه زمانی تمامی خروجی‌ها با هم مشابه است تا بتوان عملکرد مدل‌ها را با یکدیگر مقایسه نمود. بنابراین، به میزان خروجی نهایی (داده تست) مدل یادگیری جمعی، خروجی‌های مدل‌های RNN، FR و LSTM مرتب شده تا بتوان نتایج را مقایسه نمود.

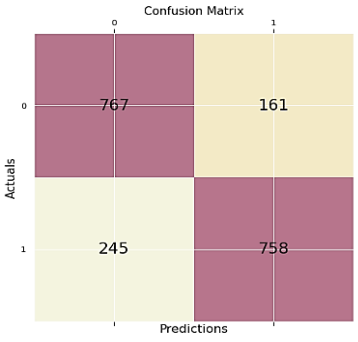
مدل RNN با پارامترهای ورودی مشخص شده در جدول (۳) و (۴) با متغیر هدف وضعیت سقف و کف و متغیرهای ویژگی معرفی شده نتایج زیر را داشته است:

جدول ۱۰. شاخص‌های ارزیابی خروجی مدل RNN

مدل شبکه عصبی بازگشتی – دقت ۷۹٪				
هدف	صحت	پوشش	F1	Support
۰	۰/۸۳	۰/۷۶	۰/۷۹	۱۰۱۲
۱	۰/۷۶	۰/۸۲	۰/۷۹	۹۱۹
دقت	-	-	۰/۷۹	۱۹۳۱
میانگین ماکرو	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۹	۱۹۳۱
میانگین وزنی	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۹	۱۹۳۱

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول (۱۰) مشخص شده است، دقت مدل RNN در پیش‌بینی وضعیت سقف و کف ۷۹ درصد می‌باشد. صحت مدل در تشخیص کف‌ها ۸۳ درصد و در سقف‌ها ۷۶ درصد بوده است. این موضوع نشان‌دهنده عملکرد بهتر این مدل در تشخیص کف‌ها نسبت به سقف‌هاست. البته که بازار نزولی رمز ارزها در بازه تست شاید بتواند دلیل دیگر برای این تفاوت باشد. شاخص پوشش برای وضعیت‌های کف ۷۶ درصد و برای وضعیت های سقف ۸۲ درصد می‌باشد. شاخص F1 که یک شاخص متعادل برای مدل است نیز، عدد ۷۹ درصد را ثبت کرده است. به‌طورکلی، می‌توان گفت ۷۹ درصد از سقف‌ها و کف‌ها به درستی پیش‌بینی شده‌اند. در شکل (۲) ماتریس اغتشاش این مدل برای داده‌های تست مشخص شده است:



شکل ۲. ماتریس اغتشاش RNN روی داده تست

منبع: یافته‌های پژوهش

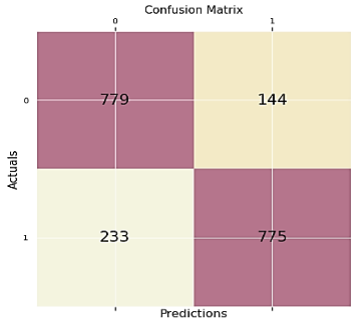
مدل LSTM مدل بعدی است که در جدول (۹) شاخص‌های ارزیابی آن مورد بررسی قرار گرفته است. این مدل نیز بر اساس ساختار و هایپر پارامترهایی که در جدول (۳) و (۴) مشخص شد، اجرا شده است.

جدول ۱۱. شاخص‌های ارزیابی خروجی مدل LSTM

مدل یادگیری حافظه طولانی و کوتاه‌مدت – دقت: ۸۰٪				
هدف	صحت	پوشش	F1	Support
۰	۰/۸۴	۰/۷۷	۰/۸۱	۱۰۱۲
۱	۰/۷۷	۰/۸۴	۰/۸۰	۹۱۹
دقت	-	-	۰/۸۰	۱۹۳۱
میانگین ماکرو	۰/۸۱	۰/۸۱	۰/۸۰	۱۹۳۱
میانگین وزنی	۰/۸۱	۰/۸۰	۰/۸۰	۱۹۳۱

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول (۱۱) مشخص شده است، دقت مدل LSTM ۸۰ درصد و نسبت به مدل RNN یک درصد بیشتر است. صحت مدل در پیش‌بینی وضعیت کف‌ها ۸۴ و در وضعیت سقف‌ها ۷۷ درصد می‌باشد. شبیه به RNN این مدل هم در تشخیص کف‌ها از سقف‌ها عملکرد بهتری از خود نشان داده است. شاخص پوشش برای وضعیت کف ۷۷ درصد و برای وضعیت سقف ۸۴ درصد می‌باشد. به‌طورکلی، شاخص F1 نیز نشان‌دهنده دقت ۸۱ درصدی برای این مدل می‌باشد. در شکل (۳) ماتریس اغتشاش برای این مدل روی داده تست مشاهده می‌شود.



شکل ۳. ماتریس اغتشاش LSTM روی داده تست

منبع: یافته‌های پژوهش

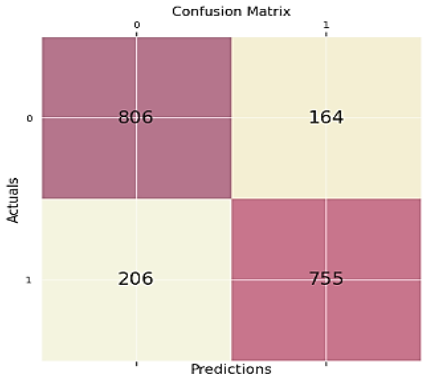
مدل جنگل تصادفی سومین مدلی است که بر اساس ساختار مدل و پارامترهای جدول (۵) روی داده‌ها اجرا شده است. در جدول (۱۲) شاخص‌های ارزیابی مدل مشاهده می‌شود:

جدول ۱۲. شاخص‌های ارزیابی خروجی مدل RF

مدل جنگل تصادفی - دقت: ۸۰.۸۳٪				
هدف	صحت	پوشش	F1	Support
۰	۰/۸۳	۰/۸۰	۰/۸۱	۱۰۱۲
۱	۰/۷۹	۰/۸۲	۰/۸۰	۹۱۹
دقت	-	-	۰/۸۱	۱۹۳۱
میانگین ماکرو	۰/۸۱	۰/۸۱	۰/۸۱	۱۹۳۱
میانگین وزنی	۰/۸۱	۰/۸۱	۰/۸۱	۱۹۳۱

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول (۱۲) مشخص شده است، دقت مدل جنگل تصادفی به‌طورکلی، ۸۰/۸۳ درصد می‌باشد. این مدل نسبت به دو مدل LSTM و RNN دقت بیشتری دارد. صحت مدل در پیش‌بینی وضعیت کف ۸۳ درصد و وضعیت سقف ۷۹ درصد می‌باشد. شاخص پوشش برای وضعیت کف ۸۰ درصد و برای سقف ۸۲ درصد می‌باشد. شاخص F1 برای وضعیت کف و سقف به ترتیب ۸۱ و ۸۰ درصد می‌باشد. در شکل ۴ ماتریس اغتشاش برای RF ارائه شده است.



شکل ۴. ماتریس اغتشاش RF روی داده تست

منبع: یافته‌های پژوهش

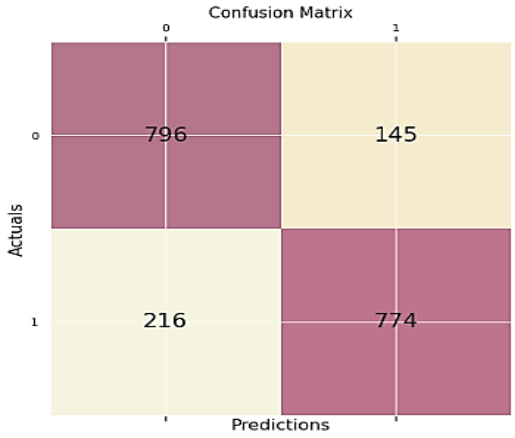
مدل یادگیری جمعی روی مدل‌های XGBoost و LightGBM اجرا شده است و نتایج شاخص‌های ارزیابی این ساختار در جدول (۱۳) ارائه شده است:

جدول ۱۳. شاخص‌های ارزیابی خروجی مدل یادگیری جمعی

مدل یادگیری جمعی روی خروجی XGBoost و LightGBM - دقت: ۸۱٫۳۰٪				
هدف	صحت	پوشش	F1	Support
۰	۰/۸۵	۰/۷۹	۰/۸۲	۱۰۱۲
۱	۰/۷۸	۰/۸۴	۰/۸۱	۹۱۹
دقت	-	-	۰/۸۱	۱۹۳۱
میانگین ماکرو	۰/۸۱	۰/۸۱	۰/۸۱	۱۹۳۱
میانگین وزنی	۰/۸۲	۰/۸۱	۰/۸۱	۱۹۳۱

منبع: یافته‌های پژوهش

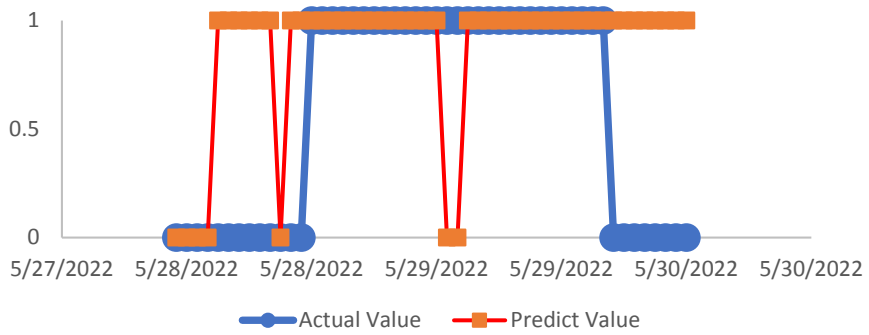
همانطور که در جدول (۱۳) مشخص شده است، دقت مدل ۸۱/۳۰ درصد می‌باشد که نسبتاً به تمامی مدل‌ها (RF، LSTM، RNN) بیشتر است. صحت مدل در پیش‌بینی کف‌ها ۸۵ درصد و در سقف‌ها ۷۸ درصد می‌باشد. شاخص پوشش ۷۹ درصد برای کف‌ها و ۸۴ درصد سقف‌ها می‌باشد. شاخص F1 نیز ۸۲ درصد برای وضعیت کف و ۸۱ درصد برای وضعیت سقف می‌باشد. این اعداد نشان‌دهنده برتری مدل طراحی شده این پژوهش می‌باشد. ماتریس اغتشاش برای مدل یادگیری جمعی در شکل ۵ مشخص شده است.



شکل ۵. ماتریس اغتشاش Ensemble روی داده تست

منبع: یافته‌های پژوهش

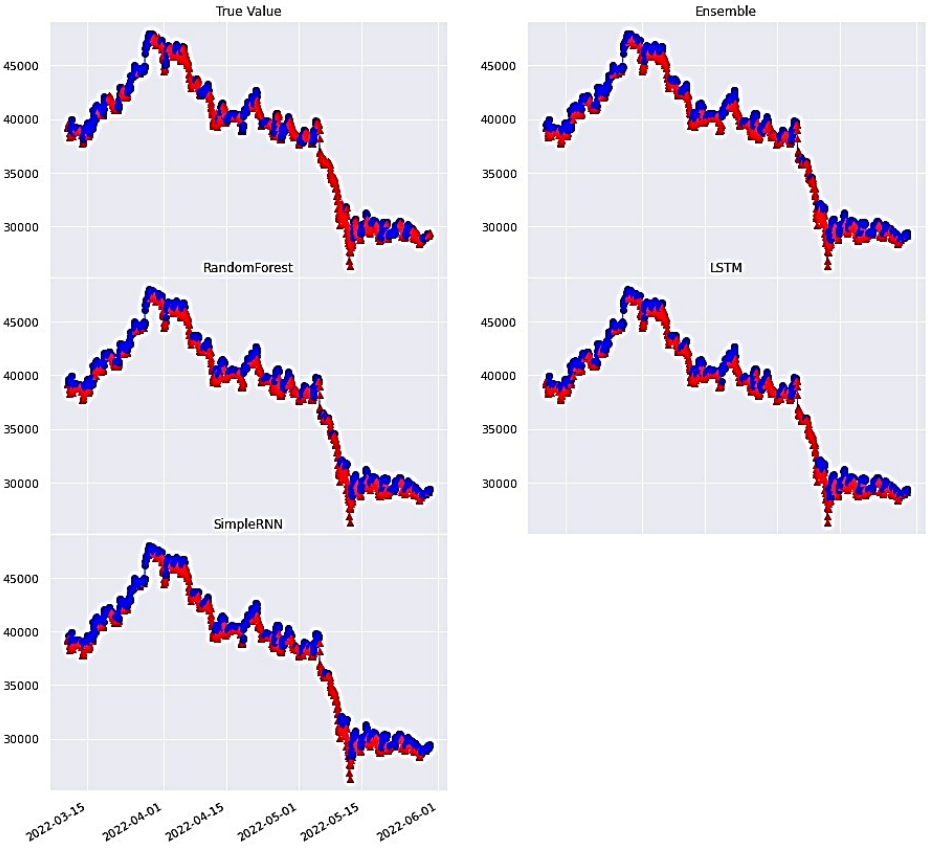
در نمودار (۷) مقادیر واقعی وضعیت سقف و کف بیت‌کوین برای ۱۰۰ داده آخر در کنار مقادیر پیش‌بینی شده مدل یادگیری جمعی ارائه شده است. خط مشکی رنگ مقادیر پیش‌بینی شده و خط قرمز رنگ مقادیر واقعی می‌باشد. همانطوری که مشخص است بسیار از وضعیت ها (سقف یا کف) به صورت درست پیش‌بینی شده‌اند.



نمودار ۶. نمودار مقادیر واقعی سقف و کف در مقایسه با مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل یادگیری جمعی

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۷) می‌توان قدرت پیش‌بینی هر یک از الگوریتم ها در مقابل وضعیت های سقف و کف واقعی به صورت چشمی مورد مقایسه قرار داد.



نمودار ۷. مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل‌های یادگیری جمعی، جنگل تصادفی، حافظه کوتاه و بلند مدت و شبکه عصبی بازگشتی در پیش‌بینی وضعیت سقف و کف واقعی

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۸)، نمودار با عنوان True Value قیمت به بیت‌کوین به همراه نشانه گذاری وضعیت سقف و کف واقعی ارائه شده است. وضعیت سقف با رنگ آبی و وضعیت کف با رنگ قرمز مشخص شده است. مدل‌های پیش‌بینی سعی در پیش‌بینی این وضعیت ها (سقف‌ها و کف‌ها) دارند. تمامی مدل‌ها با عنوآن‌های Ensemble، Random Forest، LSTM و SimpleRNN در نمودار (۸) با وضعیت های پیش‌بینی شده (سقف آبی و کف قرمز) مشخص شده است. این نمودار نشان‌دهنده عملکرد مناسبی تمامی مدل‌ها در پیش‌بینی سقف و کف می‌باشد.

در جدول (۱۴) شاخص‌های ارزیابی تمامی مدل‌ها به صورت تجمیع شده در کنار هم ارائه شده است.

جدول ۱۴. مقایسه شاخص ارزیابی مدل‌ها به صورت تجمیعی

ردیف	نام مدل	سقف / کف	دقت	صحت	پوشش	F1-Score
۱	RNN	۰	٪۷۹	۰/۸۳	۰/۷۶	۰/۷۹
		۱		۰/۷۶	۰/۸۲	۰/۷۹
۲	LSTM	۰	٪۸۰	۰/۸۴	۰/۷۷	۰/۸۱
		۱		۰/۷۷	۰/۸۴	۰/۸۰
۳	RF	۰	۸۰,۸۳ ٪	۰/۸۳	۰/۸۰	۰/۸۱
		۱		۰/۷۹	۰/۸۲	۰/۸۰
۴	Ensemble	۰	۸۱,۳۰ ٪	۰/۸۵	۰/۷۹	۰/۸۲
		۱		۰/۷۸	۰/۸۴	۰/۸۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۱۴) نشان‌دهنده تقویت مدل‌ها در مدلی ۴ است که در این پژوهش ارائه شده است. Ensemble توانسته با شاخص F1 ۸۲ درصد برای وضعیت کف و ۸۱ درصد برای وضعیت سقف از تمامی مدل‌های دیگر عملکرد بهتری را ارائه کند. بنابراین، به عنوان نتیجه می‌توان اعلام کرد که مدل Ensemble در این پژوهش عملکرد (دقت، صحت، پوشش و F1) بهتری نسبت به مدل‌های RF، RNN و LSTM در پیش‌بینی وضعیت سقف و کف بیت‌کوین دارد.

سیستم معاملاتی مبتنی بر مدل‌های پیش‌بینی و داده واقعی با توجه به اینکه مقادیر ۰ و ۱ را اتخاذ می‌کنند، بر اساس همین مقادیر معامله نیز خواهند کرد. به این معنی که وقتی عدد ۰ به ۱ تبدیل می‌شود سیگنال خرید و وقتی عدد۱ به ۰ تبدیل می‌شود سیگنال فروش می‌باشد. مقدار سرمایه اولیه هزار دلار در نظر گرفته شده است. همچنین، برای هر معامله عدد ثابت ۱۰ درصد از سرمایه در نظر گرفته شده است. نتایج عملکرد هر یک از سیستم های معاملاتی در ادامه ارائه شده است.

در نمودار (۹) بازه تستی که در آن سیستم های معاملاتی تست شده‌اند مشخص شده است:

نمودار ۸. مودار بیت‌کوین به تتر در بازه زمانی تست

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطوری که در نمودار (۹) مشخص است بیت‌کوین پس از ۲۶ درصد رشد از قیمت ۳۸۱۵۰ دلار به ۴۸۲۵۳ دلار رسیده و پس از آن محدوده به محدوده ۳۷۵۰۰ دلار رسیده است.

عملکرد هر یک از سیستم های معاملاتی در جدول زیر بر اساس شاخص‌های عملکردی را می‌توان مشاهده کرد:

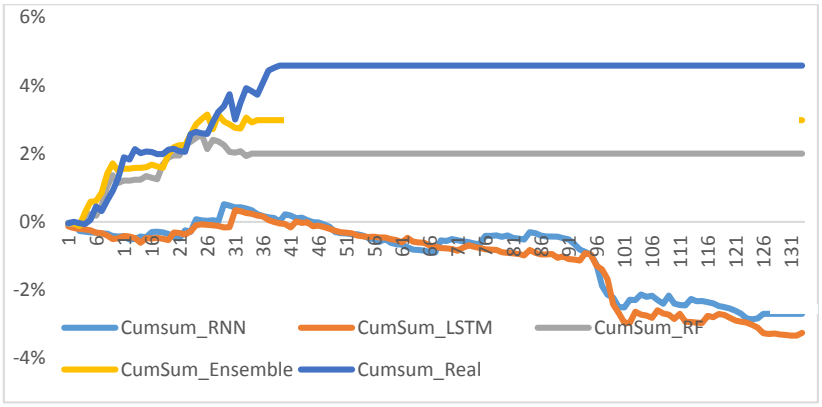
جدول ۱۵. مقایسه شاخص‌های عملکردی سیستم های معاملاتی مبتنی بر مدل‌های پیش‌بینی و داده‌های واقع

ردیف	نام سیستم معاملاتی	تعداد معامله	بازدهی (٪)	افت سرمایه (٪)	درصد موفقیت
۱	مبتنی بر مدل RNN	۱۲۶	-٪۲/۷۰	٪۳/۳۶	٪۲۳
۲	مبتنی بر مدل LSTM	۱۳۲	-٪۳/۲۵	٪۳/۶۶	٪۲۱/۸
۳	مبتنی بر مدل RF	۳۴	٪۲	٪۰/۶۲	٪۵۸
۴	مبتنی بر مدل یادگیری جمعی پیشنهاد شده	۳۵	٪۲/۹۸	٪۰/۴۲	٪۶۰
۵	مبتنی بر داده‌های واقعی سقف و کف	۳۹	٪۴/۵۹	٪۰/۷۱	٪۵۹

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول ۱۵ مشخص شده است، سیستم معاملاتی مبتنی بر مدل یادگیری جمعی پیشنهاد شده در این پژوهش، توانسته است بازدهی بیشتر از سایر مدل‌ها و نزدیک به مدل مبتنی بر داده‌های واقعی سقف و کف را ایجاد کند. این سیستم معاملاتی توانسته است بازدهی ۲/۹۸ درصد را با شاخص افت سرمایه ۰٫۴۲٪ ایجاد کند. شاخص افت سرمایه این سیستم از استراتژی مبتنی بر داده‌های

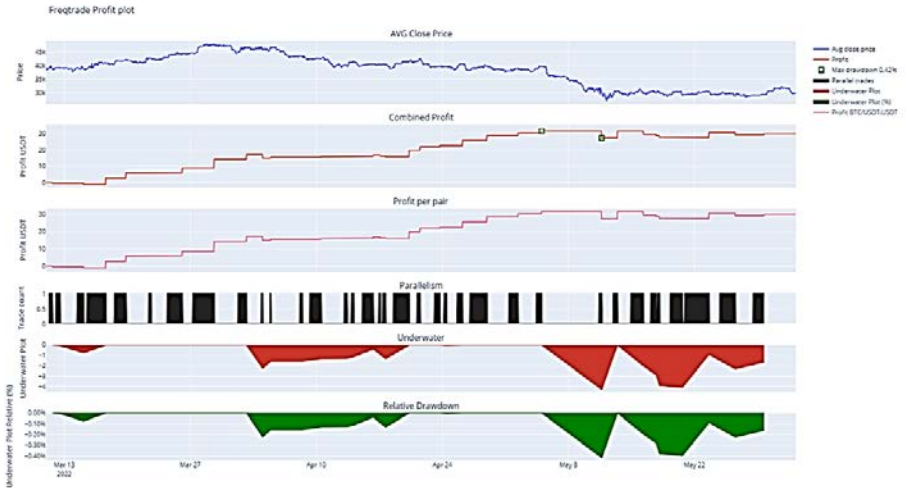
واقعی نیز کمتر است که نشان می‌دهد میزان سرمایه و ریسک هر معامله را برای استراتژی یادگیری جمعی پیشنهادی افزایش داد. در نمودار زیر بازدهی تجمعی هر یک از سیستم‌ها را می‌توان با هم مقایسه نمود:



نمودار ۹. نمودار مقایسه بازدهی تجمعی سیستم‌های معاملاتی مبتنی بر RNN، LSTM، RF و یادگیری جمعی پیشنهادی به همراه داده واقعی سقف و کف

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۱۱ عملکرد سیستم معاملاتی مبتنی بر یادگیری جمعی مشخص شده است:



نمودار ۱۰. عملکرد سیستم معاملاتی مبتنی بر یادگیری جمعی پیشنهادی

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه گیری

در بخش قبل، خروجی و شاخص‌های ارزیابی به صورت مستقل ارائه و بررسی شد. این بخش به دنبال پاسخ شفاف به سئوالات پژوهش می‌باشد. با توجه به نقاط قوت و قابل بهبود هر یک از مدل‌های یادگیری ماشین در پیش‌بینی می‌توان گفت در صورتی که مدلی به عنوان مدل ترکیبی خروجی‌های مدل‌ها را تجمیع و تصمیم گیری کند می‌تواند عملکرد بهتری در پیش‌بینی داشته باشد. در این پژوهش، نتایج مدل‌های شبکه عصبی بازگشتی، یادگیری حافظه کوتاه و بلندمدت و جنگل تصادفی به عنوان ورودی به یک ماژول یادگیری جمعی ارائه شد. ماژول یادگیری جمعی با استفاده از مدل‌های یادگیری ماشین XGBoost و LightGBM خروجی‌های مدل‌های اشاره شده را با الگوریتم یادگیری جمعی مبتنی بر رای‌گیری ترکیب می‌کند. فرضیه این پژوهش تقویت دقت پیش‌بینی مدل ارائه شده نسبت به هر یک از زیر الگوریتم‌ها می‌باشد. با با توجه به خروجی‌های ارائه شده در بخش اجرای مدل‌ها، این فرضیه مورد پذیرش قرار گرفت. بر اساس جدول (۱۴) ماژول یادگیری جمعی توانسته است بر اساس شاخص‌های دقت، صحت، پوشش و F1 عملکرد مناسب‌تری نسبت به هر یک از زیر الگوریتم ها در زمان مشابه نشان دهد. بنابراین، سوالات این پژوهش را می‌توان به صورت زیر پاسخ داد:

۱- سیستم معاملاتی هوشمند و الگوریتمی مبتنی بر یادگیری جمعی پیشنهاد شده این پژوهش توانست نزدیک تری بازدهی را به بازدهی سیستم معاملاتی مبتنی بر داده‌ها واقعی سقف و کف را ایجاد کند. همچنین ریسک (شاخص افت سرمایه) آن نسبت به سیستم معاملاتی مبتنی بر داده‌های واقعی کمتر و از ما بقی سیستم ها بهتر بوده است. (جدول ۱۵)

۲- میزان دقت و صحت پیش‌بینی مدل یادگیری جمعی در پیش‌بینی وضعیت سقف و کف قیمت بیت‌کوین به ترتیب ۸۱/۳۱٪ و ۸۲٪ می‌باشد. (جدول ۱۴)

۳- میزان دقت و صحت مدل یادگیری جمعی بر اساس شاخص‌های دقت، صحت، پوشش و F1 نسبت به تمامی زیر الگوریتم ها بیشتر است (جدول ۱۴).

در پژوهش حاضر دقت پیش‌بینی توسط این مدل به ۸۱/۳۱ درصد افزایش یافته است این در حالی است که در پژوهش‌ها دقت این مدل ۵۶ درصد (بشیری و پاریاب، ۱۳۹۹) و ۶۹ درصد (مشاری و همکاران، ۱۳۹۸) بوده است. همچنین، نتیجه این پژوهش با پژوهش باساک[1] و همکاران (۲۰۱۹) مطابقت دارد. زیرا در این پژوهش نیز، مدل RF با مدل‌های XGBoost، ANN، SVM و رگرسیون لاجستیک مورد مقایسه قرار گرفته و نشان داده شده است مدل RF از دقت بیشتری برخوردار است.

از طرفی بهبود بازدهی و ریسک سیستم معاملاتی در بازه ۱ ساعته با در نظر گرفتن نگاه گسسته با پژوهش جاکارت[2] و همکاران مطابقت دارد. اما مدل پیشنهادی این پژوهش جنبه نوآوری این پژوهش هست و کاملا با رویکرد این پژوهش متفاوت است. اما از این نظر که سبب بهبود استراتژی در تایم فریم ۱ ساعته شده است تطابق هایی وجود دارد.

1. Basak
2. Jaquart

پیشنهادهای این پژوهش عبارتند از:

- استفاده از داده چند دارایی به طول همزمان و یکپارچه‌سازی: به این معنی که به جای اینکه مدل صرفا روی داده‌های بیت‌کوین آموزش دیده و پیش‌بینی نماید می‌تواند به طور همزمان چند دارایی در یک بازار (اتریوم، لایت کوین و غیره) یا حتی چند بازار (طلا، ارز، شاخص بورس آمریکا و غیره) را آموزش و سپس، پیش‌بینی نماید.
- استفاده از اندیکاتورهای دیگر برای تشخیص سقف و کف مانند ZigZag و مقایسه آن با نتیجه مدل فعلی که از اندیکاتور AO استفاده کرده است.
- اضافه کردن متغیرهای بنیادی[1] و ادراکی[2] بازار به عنوان متغیرهای ویژگی با هدف افزایش دقت پیش‌بینی می‌تواند کمک بسزایی کند. همچنین مقایسه مدل‌ها و تاثیر اضافه کردن این داده‌ها می‌تواند به نتایج دیگری پژوهش کمک کند.
- مقایسه عملکرد مدل در تایم فریم‌های متفاوت

محدودیت‌های پژوهش عبارتند از:

- شرط توقف همراه با تایم فریم پایین تر به دلیل پیچیدگی و همچنین، نیاز به محاسبات بالا نیاز به سخت افزار با مشخصات نسبتاً بالایی دارد.
- چند دارایی به طور همزمان با توجه به پایگاه داده حجیم و فرخوانی و پردازش آن نیاز به سخت‌افزار با مشخصات نسبتاً بالایی دارد.
- تفاوت جزئی قیمت بیت‌کوین در صرافی‌های متفاوت می‌تواند روی عملکرد و خروجی مدل تاثیرگذار باشد.

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.

1. Fundamental
2. Sentimental

References

Aggarwal, D; Chandrasekaran, S; & Annamalai, B. (2020). A complete empirical ensemble mode decomposition and support vector machine-based approach to predict Bitcoin prices. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27, Article 100335. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100335

Aghakhani, K; & Karimi, A. (2014). Investigating methods for predicting stock prices in the stock market and introducing an optimized method. *In National Conference on New Achievements in Engineering and Basic Sciences* (pp. 1-7). Ardabil. (In Persian)

Ampomah, E; Qin, Z; & Nyame, G. (2020). Evaluation of tree-based ensemble machine learning models in predicting stock price direction of movement. *Information*, 11(6), 332. https://doi.org/10.3390/info11060332

Basak, S; Kar, S; Saha, S; Khaidem, L; & Dey, S. (2018). Predicting the direction of stock market prices using tree-based classifiers. The North American *Journal of Economics and Finance*, 47, Article 102-117. https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.06.013

Faghihi Nezhad, M; & Minaei Bidgoli, B. (2021). Development of an ensemble learning-based intelligent model for stock market forecasting. Scientia Iranica, 28(1), 395-411. https://doi.org/10.24200/sci.2019.50353.1654

Gupta, A; & Nain, H. (2020). Bitcoin price prediction using time series analysis and machine learning techniques. In A. Das, K. Deep, A. Tiwari, R. Kumar, & R. Bansal (Eds.), Intelligent Communication, Control and Devices (pp. 533-542). Springer. https://doi.org/10.1007/978-981-15-7106-0_54

Jiang, M; Liu, J; Zhang, L; & Liu, C. (2020). An improved stacking framework for stock index prediction by leveraging tree-based ensemble models and deep learning algorithms. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 541, Article 123390.

Li, Y; & Pan, Y. (2022). A novel ensemble deep learning model for stock prediction based on stock prices and news. *International Journal of Data Science and Analytics*, 13(1), 139-149. https://doi.org/10.1007/s41060-021-00279-9

Mallqui, D. C. A; & Fernandes, R. A. S. (2019). Predicting the direction, maximum, minimum and closing prices of daily Bitcoin exchange rate using machine learning techniques. Applied Soft Computing, 75, 596-606. https://doi.org/10.1016/j.asoc.2018.11.038

Mohammadi Almoti, M; Haddadi, M. R; & Nadimi, Y. (2018). Modeling and evaluating different prediction models: Short-term memory, long-term memory, Markov switching, and hyperbolic tangent in predicting crude oil price fluctuations of OPEC. *Financial Engineering and Securities Management Quarterly*, 9(34), 249-272. (In Persian)

Moshari, M; et al. (2019). Designing a combined intelligent model for predicting golden points of stock prices. *Investment Knowledge Quarterly*, 8(29), 45-65. (In Persian)

Mousavi, S. O. (2019). Algorithmic Trading Technology: New Solutions in the Iranian Capital Market. Challenge Publications. (In Persian)

Nakamoto, S. (2008). Bitcoin: A peer-to-peer electronic cash system. Decentralized Business Review, 21260.

Nti, I. K; Adekoya, A. F; & Weyori, B. A. (2019). Random forest-based feature selection of macroeconomic variables for stock market prediction. *American Journal of Applied Sciences*, 16(7), 200-212. https://doi.org/10.3844/ajassp.2019.200.212

Nti, I. K; Adekoya, A. F; & Weyori, B. A. (2020). A comprehensive evaluation of ensemble learning for stock-market prediction. *Journal of Big Data*, 7(1), Article 20. https://doi.org/10.1186/s40537-020-00299-5

Shirzoor Aliabadi, Z; & Ramazanzadeh, H. (2020). Bitcoin and its future prediction. Sixth International Conference on Industrial Engineering and Systems, Mashhad. (In Persian)

Tehrani, E; & Esmaili, A. (2012). Investigating the effect of using important technical analysis indicators on short-term investors' returns in the Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge-Based Securities Analysis*, 5(13), 21-33. (In Persian)

Yun, K. K; Yoon, S. W; & Won, D. (2021). Prediction of stock price direction using a hybrid GA-XGBoost algorithm with a three-stage feature engineering process. *Expert Systems with Applications*, 186, Article 115716. https://doi.org/10.1016/j.eswa.2021.115716

Yang, Y; Wu, Y; Wang, P; & Jiali, X. (2021). Stock price prediction based on XGBoost and LightGBM. E3S Web of Conferences, 275, Article 01040. https://doi.org/10.1051/e3sconf/202127501040

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 دوازدهم، شماره چهل و چهارم، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۲۱۰-۱۹۱

مقاله پژوهشی

اثر عدم قطعیت سیاستی و اقتصادی بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران (رویکرد پارامتر – متغیر زمان)[۱]

داود حسنی[۲]، میرفیض فلاح شمس[۳]، غلامرضا زمردیان[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۰۸

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تاثیر عدم قطعیت (نااطمینانی) اقتصادی و سیاست‌های دولتی بر بی‌ثباتی قیمتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران با در نظر گرفتن ناپایداری ساختاری در پارامترهای مدل می‌باشد. در این راستا، به منظور برآورد نااطمینانی متغیرهای پژوهش، انواع مدل های متقارن، نامتقارن و غیر خطی GARCH برآورد شده و در نهایت بر اساس معیارهای اطلاعاتی و معنی‌داری ضرایب عدم تقارن، مدل EGARCH به عنوان الگوی بهینه انتخاب گردید. در ادامه تاثیر شاخص‌های نااطمینانی بر بی‌ثباتی شاخص بخش بانکی در قالب مدل خودبازگشتی برداری پارامتر متغیر-زمان (TVP-VAR) مورد بررسی قرار گرفت. در این پژوهش از داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۱۳۸۹:۴-۱۳۹۹:۶ استفاده شده است. نتایج برآورد نهایی مدل پژوهش حاکی از متغیر بودن ضرایب تاثیر شاخص‌های نااطمینانی بر بی‌ثباتی بخش بانکی است. به صورتی‌که تاثیر عدم قطعیت سیاست‌های دولتی (متغیر نااطمینانی درآمدهای مالیاتی) بر بی‌ثباتی بخش بانکی در ابتدا منفی و در انتهای دوره مثبت برآورد شده است. بر اساس توابع عکس‌العمل آنی (IRF)، تأثیر نااطمینانی تورم به عنوان شاخص نااطمینانی اقتصادی بر بی‌ثباتی بخش بانکی مثبت برآورد شده است. همچنین، تاثیر نااطمینانی سیاست-های دولتی از کانال نااطمینانی نرخ ارز تاثیری مثبت بر تلاطم بخش بانکی در بورس اوراق بهادار داشته‌است. با این حال نااطمینانی سیاست‌های دولتی بر اساس شاخص نااطمینانی درآمدهای مالیاتی تاثیرگذاری منفی بر بی‌ثباتی قیمتی بخش بانکی داشته‌است و این تاثیر به تدریج کاهش پیدا کرده است.

واژگان کلیدی: عدم قطعیت اقتصادی، عدم قطعیت سیاست‌های دولتی، بی‌ثباتی بخش بانکی، مدل خودرگرسیون برداری تعمیم یافته پارامتر متغیر زمان *(TVP-VAR)*.
طبقه‌بندی موضوعی: *D81, H12, P11*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.41325.2720
۲. دکتری، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
نویسنده مسئول. Email: davoudhasani@gmail.com
۳. دانشیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: fallahshams@gmail.com
۴. دانشیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: gh.zomorodian@gmail.com

مقدمه

بانک به عنوان هسته مرکزی بخش مالی از جمله نهادهای مهم و اساسی ساختار اقتصادی کشور است که بستر اصلی برای رشد و پویایی سیستم مالی و در نتیجه رشد و توسعه اقتصادی کشور را فراهم می‌کند. علاوه براین، از آنجایی که بانک‌ها بخش عمده‌ای از نقدینگی جامعه را در دست دارند، میتوانند تاثیر بسزایی در مناسبات و روابط اقتصادی جامعه بگذارند و نقش مهمی در نظام اقتصادی ایفا کنند (آقایی و رضاقلی‌زاده، ۱۳۹۵). یکی از نکاتی که در خصوص بانکـها همواره مطرح است و باید بدان توجه شود این است که آنها همیشه در معرض تهدیدات مختلفی قرار دارند. به عنوان نمونه، عدم توجه جدی به شاخص‌های ثبات بانکی و مسأله بحران شبکه بانکی از مهمترین این بحرانها هستند. در طول دهه‌های گذشته، بحران‌های بانکی متعدد در کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای نوظهور در عرصه توسعه اقتصادی (آسیای شرقی و جنوب شرقی) به وجود آمده که هزینه‌های سنگینی را بر بدنه اقتصادی این کشورها تحمیل کرده‌اند (شایگانی و عبدالهی آرانی، ۱۳۹۰). ظهر چنین رویدادهایی، توجه محققان را به بررسی ثبات مالی به خود جذب کرده بطوری‌که در پژوهش‌های این حوزه بررسی ورشکستگی‌های بانکی به یک موضوع برجسته تبدیل شده است.

در این راستا، وازکوئزا و همکاران[1]، (۲۰۱۲) بیان می‌کنند بخشی از اهمیت حیاتی ارزیابی صحیح ریسک سیستماتیک درک عمیق مقاومت بنگاهای مالی ازجمله بخش بانکداری نسبت به سناریوهای نامطلوب اقتصاد در بعد کلان است و توسعه ابزارهای محتاطانه[2] (احتیاطی) و نظارتی جدید با این جریان ارتباط مستقیمی دارد.

ثبات کم یا بی‌ثباتی سیستم بانکی و ورشکستگی بانک‌ها موجب افزایش فشار بر بنگاه‌ها و خانوارها برای تعدیل ترازهای مالی خود، کاهش اعتبارات وام‌های بانکی، کاهش اعتماد مشتریان بانک به پس‌انداز در بانک‌ها، کاهش شدید عرضه منابع مالی تامین‌کننده سرمایه، کاهش حجم پس انداز و در نهایت، کاهش حجم تولید، درآمد و ثروت می‌شود. از اینرو، ارزیابیوکنکاش عوامل موثر بر ثبات بانکی در اقتصاد هر کشور- در حال توسعه یا توسعه‌یافته - برای کمک به تعدیل هزینه‌های مذکور و به طریق اولی، بهبود رشد و توسعه اقتصادی در داخل کشور از اهمیت بالایی برخوردار است (شایگانی و عبدالهی آرانی، ۱۳۹۰). از سوی دیگر، از جمله عوامل موثر بر ثبات در بخش بانکی می‌توان به عدم قطعیت (نااطمینانی) اقتصادی و سیاست-گذاری‌های دولتی اشاره نمود (شبیر و همکاران[3]، ۲۰۲۱).

با توجه به اینکه تاثیر عوامل مختلف بر ثبات بخش بانکی می‌تواند در تلاطم قیمتی این بخش در بازار سرمایه مشاهده شود در این پژوهش تلاش شده‌است، تاثیر شاخص‌های عدم قطعیت بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بازار بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گیرد. بر اساس بررسی‌های انجام شده و با توجه به محدودیت‌های موجود، تاثیر شاخص‌های عدم قطعیت (نااطمینانی) بر ثبات بخش بانکی در کشور انجام

1. Vazqueza et al
2. Prudential
3. Shabir et al.

نشده است. پژوهش حاضر بر اساس ادبیاتی رو به رشد در جهان، تلاش می‌کند تاثیر دو شاخص مهم نااطمینانی در محیط اقتصادی (نااطمینانی اقتصادی و سیاست‌های دولتی) بر ثبات بخش بانکی مورد بررسی قرار گیرد. از جمله دیگر تمایز اصلی پژوهش حاضر، می‌توان به کاربرد مدل خودبازگشتی برداری پارامتر متغیر-زمان (TVP-VAR) به منظور در نظر گرفتن ناپایداری ساختاری در پارامترهای مدل اشاره نمود.

مطالعه حاضر به این شرح پیکربندی شده است؛ نخست، ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و تجربی مرور شده است. در بخش بعد به طور مفصل روش پژوهش شرح داده شده است. سپس، یافته‌های حاصل از آزمون‌های آماری و محاسبات و بیان می‌شود. در نهایت نیز، نتیجه‌گیری و پیشنهادات حاصل از پژوهش ارائه می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

بر اساس تعاریف ارایه شده در ادبیان موضوع، در نااطمینانی (عدم قطعیت) دانش فرد یا افراد محدود است و دانش کامل نسبت به حالت یا نتیجه‌ای که به دست آمده یا خواهد آمد امکان‌پذیر نیست (هابارد[1]،۲۰۰۷). نااطمینانی اقتصاد کلان محیط نامطمئنی را برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کند و باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران نتوانند به سهولت و با اطمینان بیشتر درباره سرمایه گذاری آتی تصمیم‌گیری کنند و احتمالاً متحمل زیان‌های وسیعی می‌شوند. از جمله شاخص‌های عمده نااطمینانی اقتصادی می‌توان به نااطمینانی تورم، نا اطمینانی قیمت نفت و نااطمینانی ناشی از قیمت طلا اشاره نمود. در این بخش رابطه تئوریک بی‌ثباتی شاخص قیمتی بازار سهام و شاخص های نااطمینانی مذکور بیان می‌شود.

بر اساس ادبیات موجود، عدم قطعیت سیاسی و اقتصادی می‌تواند بر ریسک و ثبات بخش بانکی از بعد درون سیستمی و برون سیستمی تأثیرگذار باشد. از نظر درون سیسمی، عدم قطعیت از طریق کاهش رفتار ریسک‌پذیری به تصمیمات محافظه کارانه‌تر مدیران منجر می‌شود (یاواس[2]، ۲۰۲۰). التاغب و الغرابالی[3] (۲۰۱۹) نشان می‌دهند که در دوره‌های بالای عدم قطعیت سیاست‌گذاری و با توجه به شرایط بازارهای مالی، مدیران مجبور می‌شوند محافظه‌کارانه تر عمل کنند. به عبارت دیگر، از لحاظ برون سیستمی، عدم اطمینان و عدم‌قطعیت سیاست‌گذاری اقتصادی می‌تواند تقاضای اعتبار برای سرمایه‌گذاری در اقتصاد را کاهش دهد و باعث ایجاد شوک در وام‌دهی بانکی شود. در این زمینه، کاهله و استولز[4] (۲۰۱۳) نشان داده‌اند که به طور کلی مخارج سرمایه‌ای و وام‌گیری شرکت ها در طول بحران‌های مالی به شدت کاهش می‌یابد. گولن و یون[5] (۲۰۱۶) تأکید می‌کند که عدم اطمینان سیاست‌های دولتی می‌تواند هزینه سرمایه

1. Habard
2. Yavas
3. Al-Thaqeb & Algharabali
4. Kahle and Stulz
5. Gulen & Ion

را افزایش دهد و تصمیمات مربوط به استخدام، تولید و سرمایه‌گذاری را کاهش دهد و رشد اقتصادی را به طور قابل توجهی تحت تأثیر قرار می دهد. این عدم قطعیت مستقیماً بر تقاضای اعتباری شرکت ها و خانوارها از بانک تأثیر می‌گذارد و وام‌دهی بانکی را به میزان قابل توجهی کاهش می‌دهد (نگوین و همکاران[1] ، ۲۰۲۰). متعاقبا با کاهش سودآوری، اثری منفی بر قیمت سهام و کاهش ارزش‌گذاری بانک رخ خواهد داد (هی و نیو[2]، ۲۰۱۸). علاوه براین، عدم قطعیت اقتصادی از طریق عدم اطمینان سیاست دولت بر ریسک بانک تأثیر می گذارد و عدم‌تقارن اطلاعاتی را در بخش بانکی افزایش می دهد. شایگانی و همکاران (۲۰۱۲) اشاره می‌کنند که عدم اطمینان سیاست‌گذاری اقتصادی می‌تواند منجر به عدم آزادی و انعطاف‌پذیری، کاهش بالقوه در بهره‌وری و سودآوری شرکت و افزایش هزینه‌های تأمین مالی خارجی شود. همچنین، از طریق افزایش احتمال نکول وام گیرندگان به ویژه با افزایش محدودیت‌های مالی در سطح شرکت، این ناتوانی مالی وام‌گیرندگان به ریسک بالاتر بانکی تبدیل می‌شود (کاهله و استولز، ۲۰۱۳).

پیشینه پژوهش

بر اساس بررسی‌های انجام شده در ایران پژوهشی که تاثیر شاخص های نااطمینانی بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دهد، یافت نشد. با این حال در زمینه‌های مرتبط پژوهش‌هایی انجام شده است که در این بخش به تعدادی از آنها و همچنین، پژوهش‌های خارجی انجام شده در این حوزه اشاره می‌شود.

اسدی و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از شاخص z-score بدون تورش اثرات ریسک نقدینگی و اعتباری بر ثبات بانکی را ارزیابی کردند. در این تحقیق آنها از اطلاعات مالی ۱۸ بانک کشور طی بازده زمانی ده ساله (۱۳۸۵-۱۳۹۵) و با بکارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دو مرحله‌ای، نشان دادند که اگرچه اثر تعاملی دو ریسک مذکور بر ثبات بانکی به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است، اما ریسک نقدینگی و اعتباری به طور معنی‌داری باعث کاهش ثبات بانکی شده‌اند. همچنین، افزایش نسبت سرمایه ثبات بانکی را بهبود بخشید اما، از سوی دیگر عواملی منجر به افت ثبات ملی بانک‌ها شده‌اند، از جمله: نرخ رشد تسهیلات، ناکارایی، تحریم‌ها و تولید ناخالص سرانه (بر اساس فرضیه بی‌ثباتی مالی مینسکی)، و بازدهی (بر اساس مفهوم مبادله ریسک- بازدهی).

کاشانی تبار و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهش خود به بررسی تاثیر سرریز نوسانات در بازارهای مالی و ویژگی‌های بازاری در پیش‌بینی ترکیدن حباب قیمت در بورس با رویکرد تلاطم های شرطی پرداختند. در این مطالعه به صورت روزانه از داده های قیمت سهام ایران، نرخ ارز، نفت، و طلا در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ استفاده شد. نتایج این پژوهش نشان داد با اینکه تمامی مولفه‌های بازار های موازی در ایجاد نوسان در بورس ایران نقش دارند اما عواملی از جمله ایجاد نوسان در بورس، ایجاد حباب های قیمتی، و سرریز نوسانات از بازارهای مالی موازی در قیمت سهام نقش مهم تری در این زمینه ایفا می‌کند.

1. Nguyen et al
2. He & Niu

نصراصفهانی و رجبی (۱۳۹۸) در پژوهش خود به بررسی تاثیر نااطمینانی شاخص‌های کلان اقتصادی و ریسک سیاسی بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این پژوهش از داده‌های آماری سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ و روش اقتصادسنجی رگرسیونی داده‌های تابلویی استفاده شده‌است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم و نرخ ارز تاثیر منفی و معنی‌داری بر بازدهی سهام شرکت دارد. همچنین، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ریسک سیاسی تاثیر منفی و معنی‌داری بر بازدهی سهام شرکت دارد.

خوشبخت (۱۳۹۷) در پژوهش خود به ارزیابی عملکرد شبکه بانکی در قالب شاخص ثبات با ترکیب شاخص های سلامت و مقاومت شبکه بانکی و شاخص عملکرد اقتصاد جهانی طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۹۴ می‌پردازد. نتایج این مطالعه نشان دادکه از سال ۱۳۸۹ متوسط روند ثبات شبکه بانکی نزولی شده و در مقایسه با دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۷ میانگین سالانه شاخص طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۹۴ در سطح پایین‌تری قرار گرفت که حاکی از کاهش ثبات شبکه بانکی در این بازه زمانی بوده است.

صادقی شریف و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش خود بر اساس چرخه های تجاری و اقتصادی به بررسی احتمال در آستانه ورشکستگی قرارگرفتن بانک‌ها و پیش بینی زمان آنها می‌پردازد. علاوه براین، در این پژوهش اثر رویکردهای مختلف به تعریف آستانه ورشکستگی نسبت به پیشبینی زمان در معرض ورشکستگی قرارگرفتن بانکها در کشور ارزیابی شد. نتایج این پژوهش نشان داد که بقای بانک‌های ایران تحت تأثیر پنج متغیر نسبت مجموع خالص درآمد بهره و درآمدهای عملیاتی به متوسط کل دارایی‌ها، نسبت سود عملیاتی به هزینه‌های عملیاتی، نسبت هزینه اداری و عمومی به کل هزینه ها و اندازه بانک، و درآمد کارمزد خدمات بانکی به کل درآمد است. همچنین،، یافته‌ها نشان داد بر اساس معیار آکائیک (AIC)، بهترین رویکرد برای تعیین و شناسایی آستانه ورشکستگی بانک‌ها، رویکرد شاخص ثبات Z- score در مقایسه با رویکرد کفایت سرمایه و نسبت مطالبات معوق است.

سو و لیو[1] (۲۰۲۱) با استفاده از مدل GARCH-MIDAS تاثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU) برسر ریز نوسانات ۱۰ بخش اصلی بازار سهام چین را بررسی کردند. نتایج رگرسیون GARCH-MIDAS نشان می‌دهد که هیچ یک از شاخص‌های EPU انتخاب شده، تأثیر بلندمدت قابل توجهی بر سر ریز کل بین بخشی بی‌ثباتی بازار سهام در چین ندارد. با این حال، EPU در بلندمدت بر سر ریز برخی بخش‌ها تأثیر می‌گذارد و این تاثیر به طور قابل‌توجهی ناهمگن می‌باشد.

دونگ و هوستون[2] (۲۰۲۱) به بررسی اثرات نااطمینانی سیاست‌های دولتی بر ذخایر زیان وام بانکی با استفاده از نمونه ای از ۲۴۸۳ شرکت هلدینگ بانکی ایالات متحده پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که حضور سرمایه‌گذاران نهادی، افزایش قوانین نظارتی و انتشار سود سهام، رابطه مثبت بین نااطمینانی سیاست‌های دولتی و ذخایر زیان وام بانکی را کاهش می دهد.

1. Su & Liu
2. Dung & Houston

شبیر و همکاران[1] (۲۰۲۱) در مطالعه خود اثر عدم قطعیت سیاست اقتصادی(EPU) را بر ثبات بخش بانکی با استفاده از داده‌های پانل در دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۹ بررسی کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد که EPU ثبات بانک را کاهش می‌دهد، اما این اثر بر اساس ساختار بانک و سطح رقابت متفاوت است و به طور قابل‌توجهی در طول دوره های بحران مالی بالاتر است. به علاوه، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد کشورهایی که کیفیت نهادی بالاتر از سطح آستانه دارند، تأثیر نامطلوب عدم اطمینان سیاست‌ها بر ثبات بانک را کاهش می‌دهند، در حالی که رقابت بانکی پایین تر، تأثیر نامطلوب را تقویت می‌کند. همچنین، EPU بدون در نظر گرفتن سطح توسعه و درآمد کشورها، بر ثبات بانک در همه کشورهای نمونه تأثیر منفی می‌گذارد.

آبیولا و همکاران(۲۰۱۵) برای شناسایی عوامل موثری در ورشکستگی بانکهای نیجر و همچنین، برآورد زمان ورشکستگی آنها از الگوی مخاطرهٔ نسبی کاکس استفاده کردند. بدین منظور، آنها در یک بازه زمانی ۸ ساله (۲۰۱۱-۲۰۰۳) ترازنامه و گزارش های مالی بانک‌های فعال در این کشور را تحلیل کردند. نتایج یافته‌های این پژوهشگران توجه به دو عامل کلیدی در بانکدری را نشان داد که برای تحلیل احتمال ورشکستگی بانک‌ها باید بدان ها توجه شود: آن دسته از بانکهایی که نسبت هزینهٔ عملیاتی به کل دارایی بالاتر دارند و همچنین، بانک‌های با نسبت تسهیلات غیرجاری بالاتر بیشتر در معرض خطر ورشکستگی قرار دارند. همچنین، مطابق ویژگی خاص بانک‌ها مانند اندازه یا نوع مالکیت متوسط زمان ماندگاری متفاوتی دارند.

کاروالو و پاگلیسی[2] (۲۰۱۶) در مطالعه خود تأثیر شوک‌های کلان اقتصادی بر روی ثبات مالی بانکی و قیمت مسکن در ونزوئلا را مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش از داده های سالانه در بازه ۲۴ ساله منتهی به سال ۲۰۱۳ و یک مدل تصحیح خطای عاملی برای بررسی تأثیر شوک‌های کلان بر بی‌ثباتی بانکی و قیمت مسکن استفاده کردند. نتایج این پژوهش نشان می دهد که رشد تولید ناخالص بانکی باعث ایجاد بی‌ثباتی مالی بانکی و افزایش قیمت مسکن می شود. همچنین، سیاست‌های مالی و نرخ ارز نیز تأثیر مستقیم بر بی‌ثباتی مالی بانکی داشته است.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ ماهیت و روش از نوع تحلیل همبستگی است. همچنین، از نظر ویژگی و جهت داده‌ها پس رویدادی و از طریق اطلاعات گذشته می‌باشد. در پژوهش حاضر برای جمع آوری منابع نظری از روش کتابخانه‌ای و برای جمع آوری داده‌های مورد نیاز جهت آزمون فرضیات از روش آرشیوی و با مراجعه به بانک مرکزی و سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. در این پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره زمانی۱۳۸۹:۴-۱۳۹۹:۶ و مدل‌های TVP-VAR تاثیر شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی (نااطمینانی تورم) و سیات‌های دولتی (نااطمینانی نرخ ارز و درآمدهای دولتی) بر بی‌ثباتی قیمتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار می‌گیرد. متغیرهای

1. Shabir et al
2. Carvallo & Pagliacci

مذکور همگی به صورت نرخ رشد مورد استفاده قرار گرفته‌اند. مراحل تجزیه و تحلیل این پژوهش با استفاده از نرم افزارهای EVIEWS 10 و MATLAB 2018a انجام شده است.

۱- مدل پژوهش

الگوهای رگرسیونی سری زمانی از الگوهای آماری رایج است که در آن‌ها تحول پدیده‌ای در طی زمان بررسی می‌شود. در الگوهای سری زمانی متداول چنین فرض می‌شود که یک رابطه با ضرایب ثابت می‌تواند در زمان‌های مختلف کاربرد داشته باشد. فرض ثابت بودن پارامترها در طول زمان برای الگوهای اقتصادی فرضی نادرست است؛ چرا که در عمل ضرایب برای دوره‌های زمانی مختلف همچون دوران رکود و رونق در سطح اقتصاد کلان می‌تواند متفاوت باشند و عدم توجه به این موضوع مهم می‌تواند به نتایج نادرست منجر گردد (ایکمیر و همکاران[1]، ۲۰۱۱). در نتیجه این فرض غیرواقع گرایانه، الگوهای پارامتر زمان‌متغیر[2] پدید آمدن که با واقعیت جهان خارج شباهت بیشتری دارند. الگوهای پارامتر زمان متغیر ما را قادر به ثبت تغیرات احتمالی در ساختار بنیادین اقتصاد می‌کند. الگوی TVP نسبت به دیگر الگوهای استفاده شده در مطالعات دارای مزیت‌هایی است، به گونه‌ای که ضرایب تخمینی آن‌ها ثابت نبوده و در طول زمان می‌توانند تغییر کنند. این الگوی بر خلاف الگوهای سنتی توانایی تخمین درست و جامع هم در شرایط رکود و هم در شرایط رونق را دارا است. متغیر بودن و انعطاف پذیری ضرایب تخمینی در مواجهه با نوسانات ادواری و شکست‌های ساختاری سری‌های زمانی در الگوهای TVP منجر به پیش بینی درست در طول زمان و نتایج قابل اتکا می‌شوند (استاک و واتسون[3]، ۲۰۰۸؛ کوپ و کوروبلیس[4]، ۲۰۱۴). بر خلاف الگوهای با ضرایب ثابت که از متغیرهای مجازی[5] برای شکست‌های ساختاری استفاده می‌کنند در الگوهای پارامتر زمان‌متغیر ماهیت بالقوه تغییر زمانی ساختار اقتصادی به شیوه‌ای انعطاف پذیر، پویا و خودکار در تخمین پارامترها لحاظ شده و نیازی به استفاده از متغیرهای مجازی نیست. از آنجاییکه در این مطالعه از مدل TVP-VAR استفاده می‌شود در ادامه، ابتدا مدل رگرسیون TVP با نوسانات تصادفی تشریح می‌گردد سپس، توسعه آن به فرم TVP-VAR ارایه شده است.

مدل رگرسیون TVP با نوسانات تصادفی

مدل پارامتر متغیر زمان و نوسانات را به شیوه انعطاف‌پذیر و قوی قادر به ثبت تغییرات احتمالی در ساختار بنیادین اقتصاد می‌کند. در این رابطه نتایج بسیاری از پژوهش‌های نشان می‌دهد، الحاق نوسانات تصادفی در تخمین TVP به طور قابل توجهی موجب بهبود عملکرد برآوردها شده است. مدل رگرسیون TVP با نوسانات تصادفی به شکل زیر در نظر گرفته می‌شود.

1. Eickmeier, et al.
2. Time-Varying Parameter
3. Stock & Watson
4. Koop & Korobilis
5. Dummy Variable

$$y_t = x_t'\beta + z_t'\alpha_t + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \backsim N(0,\sigma_t^2), \qquad t = 1,\dots,n \tag{۱}$$

ضرایب متغیر زمان:

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + u_t, \quad u_t \backsim N(0,\sum)\ t = 0,\dots,n-1 \tag{۲}$$

نوسانات تصادفی:

$$\sigma_t^2 = \gamma\ exp(h_t), h_{t+1} = \emptyset h_t + \eta_t,\ \ \eta_t \backsim N\left(0,\sigma_\eta^2\right), t = 0,\dots,n-1 \tag{۳}$$

که y_t ماتریس متغیر وابسته، x_t و z_t بردارهای متغیرهای توضیحی، β برداری از ضرایب ثابت، α_t برداری از ضرایب متغیر زمان و h_t نوسانات تصادفی است. فرض می‌کنیم $\alpha_0 = 0$ و $u_0 \approx N(0,\sum_0)$ و $\gamma \succ 0$ و $h_0 = 0$ است.

فرض بر این است که کل پارامترها از فرایند گام تصادفی مرتبه اول پیروی می‌کنند که موجب انتقال دائم و موقت در پارامترها می‌گردند. نوسانات تصادفی نقش مهمی را در مدل‌های TVP ایفاء می‌کنند. هر چند ایده نوسانات تصادفی در اصل توسط بلک ۱۹۷۶ ارائه شد به دنبال آن تحولات متعدد و فراوانی در اقتصادسنجی مالی شکل گرفته است (اسدی و همکاران، ۲۰۰۲).

اگرچه لحاظ نوسانات تصادفی موجب پیچیده شدن برآورد می‌شود، مدل می‌تواند با استفاده از زنجیره مارکوف مونت کارلو (MCMC) در چارچوب استنتاج بیزین براورد شود. با توجه به متغیرهای α_t و h_t به عنوان متغیرهای حالت، رگرسیون TVP مدل فضای حالت را تشکیل می‌دهد. برای تخمین مدل فضای حالت چندین روش وجود دارد. برای مدل رگرسیون TVP اگر واریانس جمله اخلال ثابت فرض شود، (ضرایب متغیر زمان و نوسانات ثابت) پارامترها به سادگی با فیلتر کالمن استاندارد در یک مدل فضای حالت گوسی خطی برآورد می‌شود. (وست و هاریسون ۱۹۹۷) اما اگر با نوسانات تصادفی همراه باشد تخمین حداکثر راستنمایی به علت اینکه مدل فضای حالت غیرخطی شکل می‌گیرد برای بررسی تابع احتمال برای هر مجموعه‌ای از پارامترها تا وقتی به حداکثر برسیم نیاز به محاسبات پیچیده و تکرار متعدد فیلتر خواهد داشت. بنابراین در روش دیگر رویکرد بیزی را با استفاده از روش MCMC برای تخمین دقیق و کارامد مدل رگرسیون TVP به کار می‌بریم. نمونه‌گیری گیبس که از روش‌های مشهور و شناخته شده MCMC است. یک بردار از پارامترهای ناشناخته $\theta = (\theta_1,\dots,\theta_P)$ را در نظر می‌گیرد. این روش به صورت زیر انجام می‌شود.

۱- یک نقطه شروع به صورت دلخواه انتخاب می شود. $\theta^0 = (\theta_1^0,\dots,\theta_P^0)$ و $i = 0$ قرار دهید.

۲- با توجه به $\theta^i = (\theta_1^i,\dots,\theta_P^i)$

جهت تولید $\theta_1^{(i+1)}$ از توزیع مشروط $\pi(\theta_1^{(i+1)}\left|\theta_2^i,\dots,\theta_P^i\right.)$ استفاده می‌کنیم.

جهت تولید $\theta_2^{(i+1)}$ از توزیع مشروط $\pi(\theta_2^{(i+1)}\left|\theta_1^{(i+1)},\theta_3^i\dots,\theta_P^i\right.)$ استفاده می‌کنیم.

جهت تولید $\theta_3^{(i+1)}$ از توزیع مشروط $\pi(\theta_3^{(i+1)}\left|\theta_1^{(i+1)},\theta_2^{(i+1)},\theta_4^i...,\theta_P^i\right.)$ استفاده می‌کنیم.

جهت تولید $\theta_4^{(i+1)}$ و بالاتر همین مسیر را ادامه می‌دهیم.

۳- $i=i+1$ قرار داده و به مرحله دوم برگردید.

برای تخمین مدل رگرسیون TVP چندین دلیل وجود دارد تا از استنتاج بیزین و روش نمونه‌گیری MCMC استفاده شود.

اول اینکه تابع راستنمایی در این مدل‌ها حل نشدنی و پیچیده است؛ زیرا مدل شامل معادلات حالت غیر خطی ناشی از نوسانات تصادفی است.

دوم اینکه با روش MCMC نه تنها پارامترهای $\theta \equiv (\beta, \sum, \emptyset, \sigma_\eta, \gamma)$ بلکه متغیرهای حالت $h = \{h_1, \dots, h_n\}$ و $\alpha = \{\alpha_1, \dots, \alpha_n\}$ به طور همزمان نمونه‌گیری می‌شوند، می‌توانیم استنتاج متغیرهای حالت با عدم اطمینان از پارامتر θ را داشته باشیم (ناکاجیما، ۲۰۱۱).

۲- VAR با پارامترهای متغیر در طول زمان و با نوسانات تصادفی

این بخش، الگوریتم برآورد را از TVP یک متغیره به مدل TVP-VAR چند متغیره گسترش می دهد. بدین منظور یک مدل TVP ساختاری پایه برای معرفی مدل TVP-VAR مانند مدل زیر تعریف شده است:

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + \cdots + F_s y_{t-s} + u_t \quad t = s+1, \dots, n, \qquad (۴)$$

که در آن y_t بردار (K×1) متغیرهای مشاهده شده $F_1, \dots F_s$ و A و (k×k) ماتریس ضرایب هستند u_t جمله اخلال و یک تکانه ساختاری K×1 است و فرض می کنیم $ut \sim N(0,\square\square)$ است به طوری که:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_k \end{pmatrix}$$

روابط همزمان تکانه های ساختاری را با شناسایی بازگشتی تعیین نموده‌ایم، با فرض اینکه A یک ماتریس پایین مثلثی است:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \alpha_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{k1} & \dots & \alpha_{k,k-1} & 1 \end{pmatrix}$$

مدل (۴) را به صورت مدل VAR خلاصه شده زیر بازنویسی شده است:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \cdots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \sum \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k), \qquad (۵)$$

بطوریکه $B_i = A^{-1}F_i$ و برای i ☐1,☐s. با چینش عناصر در ردیف‌های Biها برای تشکیل بردار $B(k^2s \times 1)$، و تعریف $X_t = I_k ⍰ (y'_{t-1}, ⍰, y'_{t-s})$ که در آن ☐ بیانگر ضرب کرونکر است، مدل می‌تواند به صورت زیر بازنویسی شود:

$$y_t = X_t\beta + A^{-1}\sum \varepsilon_t \qquad (۶)$$

اکنون تمام پارامترها در معادله (۶) درطول زمان غیرمتغیر هستند. با فرض متغیر بودن پارامترها در طول زمان مدل به TVP-VAR گسترش داده شده است. مدل TVP-VAR با نوسانات تصادفی که به صورت زیر تعیین می‌شود را در نظر بگیرید:

$$y_t = X_t\beta_t + A_t^{-1}\Sigma t\varepsilon_t \qquad t = s+1, \dots, n, \qquad (۷)$$

به طوری‌که ضرایب β_t و پارامترهای Σt و At همه متغیر در طول زمانند. راه‌های زیادی برای مد سازی فرایند پارامترهای متغیر در طول زمان وجود دارد. به تبعیت از پریمیچری[1] (۲۰۰۵) فرض کنید که $\alpha_t = (\alpha_{21}, \alpha_{31}, \alpha_{32}, \alpha_{41}, \dots, \alpha_{k,k-1})'$ یک بردار انباشته عناصر پایین مثلثی درAt باشد و $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$ با $h_{jt} = log\sigma_{jt}^2$ برای t=s+1, … , n و j=1, … , k باشد. در معادله (۷) فرض می کنیم که برای t ☐☐s ☐1,☐n، پارامترها از فرایند گام تصادفی زیر پیروی می‌کنند:

$$\begin{aligned} \beta_{t+1} &= \beta_t + u_{\beta t}, \\ a_{t+1} &= a_t + u_{at}, \\ h_{t+1} &= h_t + u_{ht}, \end{aligned} \qquad \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_{\beta t} \\ u_{at} \\ u_{ht} \end{pmatrix} \sim N\left(0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix}\right)$$

به طوری که $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0})$ ، $a_{s+1} \sim N(\mu_{a_0}, \Sigma_{a_0})$ و $h_{s+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$ هستند.

یافته‌های پژوهش

۱- برآورد شاخص‌های نااطمینانی

در این بخش و به منظور برآورد شاخص‌های نااطمینانی، باید مانایی متغیرهای پژوهش بر اساس آزمون‌های متعارف ریشه واحد مورد آزمون قرار گیرد. این امر به منظور اجتناب از رگرسیون‌های کاذب بر اساس روند متعارف در برآورد مدل‌های سری زمانی است. جدول شماره (۱) نتایج آزمون فیلیپس-پرون و ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته ارائه شده است.

1. Primiceri

جدول۱. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	نماد	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		آزمون فیلیپس-پرون		نتیجه
		با روند و عرض از مبدا	با عرض از مبدا	با روند و عرض از مبدا	با عرض از مبدا	
تورم	INFG	-۵/۲۷ (۰/۰۰۰)	-۲/۸۶- (۰/۰۵۲)	-۲/۸۷ (۰/۰۰۴)	-۵/۳۷ (۰/۰۰۰)	مانا
رشد نرخ ارز	EXCHG	-۷/۱۹ (۰/۰۰۰)	-۷/۸۰ (۰/۰۰۰)	-۷/۴۲ (۰/۰۰۰)	-۷/۸۸ (۰/۰۰۰)	مانا
رشد درآمدهای مالیاتی	TAXG	-۲/۰۳ (۰/۰۰۰)	-۲۰/۱۰ (۰/۰۰۰)	۲۱/۷۱ (۰/۰۰۰)	-۱۶/۳۶ (۰/۰۰۰)	مانا
شاخص قیمت بخش بانکی	BANKG	-۷/۷۲ (۰/۰۰۰)	-۷/۱۶ (۰/۰۰۰)	-۷/۹۵ (۰/۰۰۰)	-۷/۵۰ (۰/۰۰۰)	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به مقادیر بالا، می‌توان بیان داشت که فرض H_0 مبنی بر نامانایی متغیرها رد می‌شود؛ چرا که قدر مطلق آماره‌های هر دو آزمون و فلیپس -پرون و دیکی-فولر برای همه متغیرها از قدرمطلق مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ بیشتر است. به عبارتی دیگر تمامی متغیرها مورد بررسی در سطح پایا هستند.

در ادامه با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی سری‌های زمانی، بهترین مدل اتورگرسیو بر اساس معیارهای و نمودار همبستگی نگار و آکائیک و شوارتز- بیزین انتخاب شد و سپس با استفاده از آزمون (ARCH-LM) وجود و یا عدم وجود آثار ARCH مورد بررسی قرار گرفت. همانطور که در نتایج جدول (۲) آمده است فرضیه صفر آزمون ARCH-LM مبنی بر عدم اثر ARCH در سطح اطمینان ۹۹ ٪ پذیرفته نمی‌شود و در نتیجه فرضیه مقابل آن، یعنی وجود اثر ARCH پذیرفته می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون ARCH-LM

متغیر	نماد	آماره F	احتمال (F)	آماره کای دو	احتمال
تورم	INFG	۶/۳۴	۰/۰۰۰	۱۶/۸	۰/۰۰۰
رشد نرخ ارز	EXCHG	۳/۳۱	۰/۰۳۹	۶/۴۳	۰/۰۴۰
رشد درآمدهای مالیاتی	TAXG	۵/۴۸	۰/۰۲۰	۵/۳۳	۰/۰۲۰
شاخص قیمت بخش بانکی	BANKG	۸/۷۵	۰/۰۰۰	۱۵/۷	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

پس از تایید وجود اثر آرچ در جدول (۲)، در این مرحله از بین مدل‌های GARCH، EGARCH، GJR و APARCH بر اساس معیارهای تشخیصی آکائیک و شوارتز- بیزین و همچنین، معنی‌داری ضریب عدم تقارن، مدل‌های گارچ (EGARCH) به عنوان مدل بهینه به منظور مدلسازی نااطمینانی متغیرهای پژوهش، انتخاب گردید.

در مدل GARCH متقارن، تغییرپذیری‌ها (واریانس) برای شوک‌های مثبت و منفی یکسان است. اما هیچ دلیلی ندارد که اثرات این شوک‌ها متقارن باشد. بدین منظور، مدل‌های GARCH به گونه‌ای توسعه داده شده‌اند تا بتوانند اثرات شوک‌های مثبت و منفی را به صورت نامتقارن نیز در نظر بگیرند. مدل‌های گارچ (EGARCH) یا گارچ نمایی توسعه داده شده توسط نلسون[1] (۱۹۹۱) یکی از انواع مدل های GARCH نامتقارن برای تخمین نوسانات (نااطمینانی) متغیرها می‌باشد. فرایند AR(m,n)- EGARCH(1,1) توسط معادله میانگین در معادله (۸) و معادله واریانس شرطی در معادله (۹) تصریح می‌شود.

$$R_t = b_0 + \sum_{i=1}^{p} b_i R_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

$$logh_t = \alpha_0 + \alpha_1 logh_{t-1} + \beta \left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}}\right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \qquad (۹)$$

در اینجا R_t نرخ رشد متغیر مورد نظر می باشد. در معادله (۹) ضریب عدم تقارن γ اثر شوک‌های مثبت و منفی را نشان می‌دهد. اگر γ مساوی صفر باشد مدل متقارن و در غیر اینصورت، نامتقارن می‌باشد. در صورتی که ضریب عدم تقارن (γ) غیر صفر باشد، اثر نااطمینانی نامتقارن است. اگر ضریب γ مثبت باشد یک افزایش در متغیر باعث نوسانات بالاتر خواهد شد و برعکس.

نتایج برآورد مدل‌های EGARCH با استفاده از چهار متغیر مورد نظر در جدول (۳) ارایه شده است. بر اساس نتایج برآوردی، پارامترγ در هر چهار الگو از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد که تأییدی بر نامتقارن بودن اثر شوک‌های متغیرهای مورد مطالعه می‌باشد.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل‌های ARMA-EGARCH(1,1)

متغیر	نااطمینانی تورمی	نااطمینانی نرخ ارز	نااطمینانی درآمدهای مالیاتی	بی‌ثباتی بخش بانکی
معادله میانگین				
عرض از مبدا	۱/۴۲ (۰/۰۰۲)	۱/۳۰ (۰/۰۰۲)	۷/۸۰ (۰/۰۰۰)	۳/۰۶ (۰/۳۸)
AR(1)	۰/۸۷ (۰/۰۰)	۰/۲۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۵ (۰/۰۹)	۰/۳۹ ۰/۰۳
MA(1)	-۰/۵۸ (۰/۰۰)	-	-۰/۳۳ (۰/۰۰۰)	۰/۱۱ (۰/۰۶)

1. Nelson

متغیر	نااطمینانی تورمی	نااطمینانی نرخ ارز	نااطمینانی درآمدهای مالیاتی	بی‌ثباتی بخش بانکی
معادله واریانس				
α_0	۰/۱۶ (۰/۱۲)	۰/۵۷ (۰/۰۰۰)	۱/۳۲ (۰)	۱/۱۸ (۰/۷۸)
α_1	-۰/۲۶ (۰/۰۴)	-۰/۵۰ (۰/۰۰۰)	۰/۱۴ (۰/۲۴)	-۰/۰۳ (۰/۰۰۰)
β_2	۰/۶۵ ۰/۰۰۰	۰/۹۰ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۹ (۰/۰۲۵)	۰/۷۶ (۰/۰۰۰)
γ_3	۰/۷۶ (۰/۰۰۰)	۰/۸۹ (۰/۰۰۰)	-۰/۸۶ (۰/۰۰۰)	۰/۷۲ (۰/۰۰۰)
آکائیک	۲/۷۷	۵/۸۱	۱۰/۱۶	۷/۱۴
شوارتز- بیزین	۲/۹۵	۵/۹۴	۱۰/۳۴	۷/۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۴) نشان دهنده نتایج برآورد مدل برای معادلات میانگین و واریانس شرطی متغیرهای مورد بررسی است. همچنین، اشاره به این نکته ضروری است که واریانس شرطی محاسبه شده توسط الگوهای مزبور، به عنوان جانشین نااطمینانی متغیرهای مربوطه مورد استفاده قرار گرفته است.

۲- نتایج تخمین مدل‌های TVP-VAR

همانطور که پیشتر بیان گردید در این پژوهش به منظور بررسی تاثیر شاخص‌های نااطمینانی (محاسبه شده در بخش قبل) بر تلاطم قیمتی بخش بانکی از مدل TVP-VAR استفاده می‌شود. لازم به ذکر است در بخش VAR به منظور برآورد مدل مذکور با استفاده از آماره آکائیک وقفه بهینه ۲ از متغیرهای درونزای مدل وارد مدل شده‌اند. در ادامه نتایج برآورد مدل TVP-VAR ارایه شده است. جدول (۴) نتایج برآورد میانگین پسین، انحراف استاندارد، فواصل بحرانی ۹۵ و معیار همگرایی جی‌وک[1] (۱۹۹۲) برای پارامترهای مدل با استفاده از ۱۰۰۰۰ نمونه‌گیری الگوریتم MCMC را نشان می‌دهد. نتایج ارائه‌شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که فرض همگرایی آزمون جی‌وک (۱۹۹۲) رد نمی‌شود چون‌که تمامی آماره‌های آزمون جی‌وک بیشتر از ۰/۰۵ است. همچنین، آماره ناکارایی IF برای برآوردهای پسین به‌صورت قابل قبولی پایین است (کمتر از ۵۰) که نشان‌دهنده کارایی روش نمونه‌گیری به‌وسیله الگوریتم MCMC است.

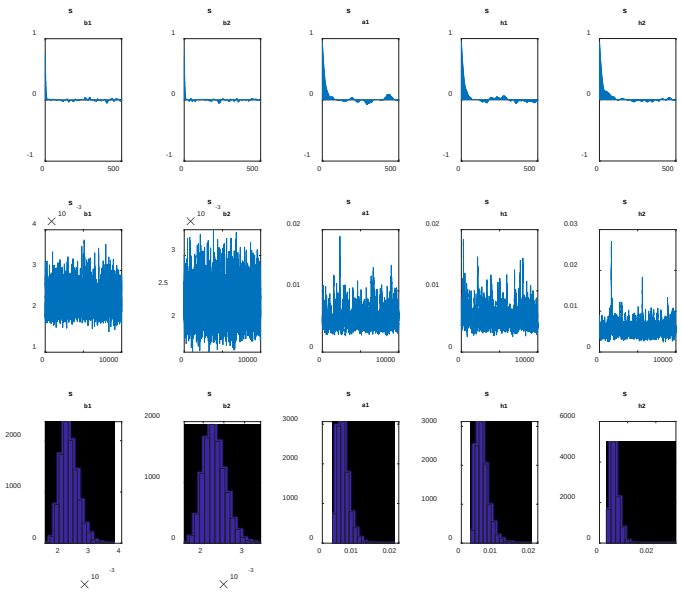
1. Geweke

جدول ۴. نتایج برآورد میانگین پسین، انحراف استاندارد و معیار همگرایی

Parameter	Mean	Stdev	95%U	95%L	Geweke	IF
sb1	0.0023	0.0003	0.0018	0.0029	0.277	6.62
sb2	0.0023	0.0003	0.0018	0.0028	0.814	5.17
sa1	0.0055	0.0016	0.0034	0.0093	0.585	31.26
sh1	0.0057	0.0017	0.0035	0.0099	0.35	34.24
Sh2	0.0057	0.0016	0.0034	0.0097	0.202	28.86

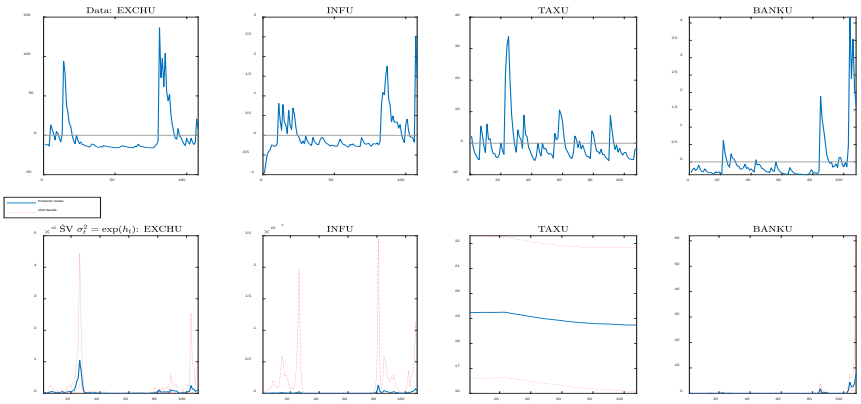
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۱) نتایج خودهمبستگی(ردیف اول)، مسیر نمونه‌برداری(ردیف دوم)، چگالی پسین(ردیف سوم) برای پارامترهای مدل ارائه شده است. نتایج نشان‌دهنده ثبات در مسیر نمونه‌گیری بر اساس کاهش پیوسته خودهمبستگی‌های نمونه‌ها است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که روش نمونه‌گیری به‌طور کارآمد نمونه‌هایی با حداقل خودهمبستگی تولید می‌کند.



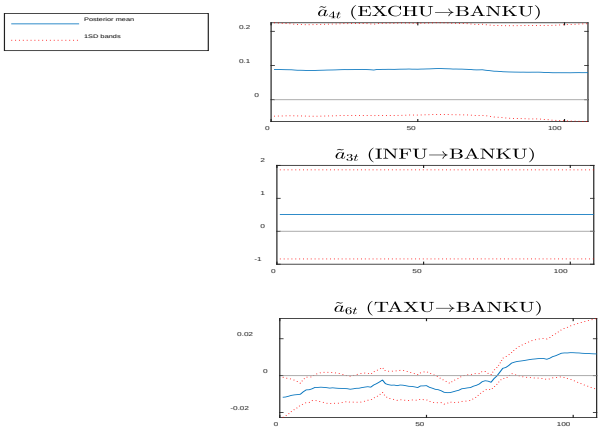
نمودار ۱. نتایج خودهمبستگی، مسیر نمونه‌برداری و چگالی پسین

در نمودار (۲) در ردیف اول، وضعیت متغیرهای لحاظ شده در مدل پژوهش و در ردیف دوم نوسانات تصادفی متغیرهای مذکور ارائه شده‌است. در نمودار (۲)، نوسانات تصادفی بالای نااطمینانی نرخ ارز و تورم در ابتدا و انتهای دوره و همچنین، نوسانات بالای بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران در انتهای دوره به‌وضوح قابل‌مشاهده می‌باشد. نوسانات مورد اشاره، سالهای ابتدایی دهه نود (انتهای سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۳) و همچنین، ابتدای سال ۱۳۹۶ تا انتهای دوره مورد بررسی (۰۶/ ۱۳۹۹) را در بر می‌گیرد که دوره‌های تلاطم اقتصاد ایران در دهه اخیر را نشان می‌دهد.



نمودار ۲. وضعیت و نوسانات تصادفی متغیرهای مدل

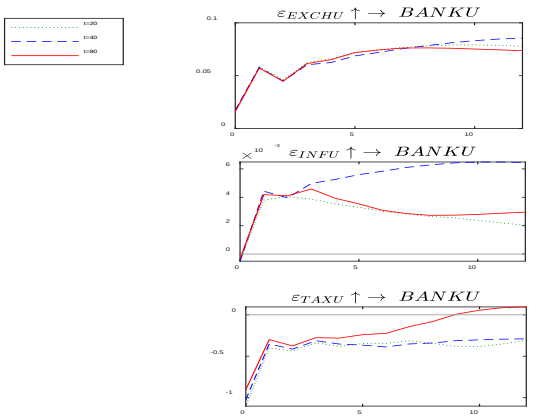
در نمودار (۳) ضرایب متغیرها در طول دوره مورد بررسی نمایش داده شده است. همانطور که در این نمودار قابل مشاهده می باشد ضرایب برآوردی ماهیتی متغیر دارند به صورتی که برای مثال ضریب متغیر نااطمینانی درآمدهای مالیاتی (TAXU→BANKU) در ابتدای دوره منفی است ولی، به تدریج در طول دوره به صفر نزدیک شده و در انتهای دوره به ضریبی مثبت تبدیل می‌شود. ضریب متغیر نااطمینانی نرخ ارز بر تلاطم بخش بانکی (EXCHU→BANKU) مثبت و با تغیرات اندک در طول دوره برآورد شده است. با این حال ضریب نااطمینانی نرخ تورم بر بی‌ثباتی بخش بانکی (INFU→BANKU) مثبت و با ثبات است. لازم به ذکر است نمودار (۳) به خوبی ماهیت متغیر ضرایب برآوردی را می‌توان مشاهده نمود.



نمودار ۳. ضرایب متغیر در طول زمان

۳- نتایج توابع عکس‌العمل آنی (IRF) مدل TVP-VAR

در انتهای این بخش، به‌منظور بررسی تاثیر عدم قطعیت (نااطمینانی) اقتصادی و سیاست‌های دولتی بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران از توابع عکس‌العمل آنی (IRF) مدل TVP-VAR استفاده می‌شود. توابع عکس‌العمل آنی، رفتار پویای متغیرهای سیستم در طول زمان به هنگام تکانه وارد به‌اندازه یک انحراف معیار را نشان می‌دهد. در این قسمت، واکنش پویای متغیرهای مدل در اثر تکانه‌ای به‌اندازه یک انحراف معیار بر اساس تجزیه ساختاری، برای سه دوره ۲۰، ۴۰ و ۸۰ دوره نشان داده شده است. نمودار(۴) نتایج توابع عکس‌العمل آنی (IRF) مدل پژوهش را نشان می‌دهد.



نمودار ۴. نتایج توابع عکس‌العمل آنی (IRF) مدل TVP-VAR

همان‌طور که در نمودار(۴) قابل‌مشاهده است بر اساس توابع عکس‌العمل آنی (IRF)، تأثیر نااطمینانی تورم به عنوان شاخص نااطمینانی اقتصادی بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران مثبت برآورد شده است. همچنین، ناطمینانی سیاست‌های دولتی از کانال نااطمینانی نرخ ارز تاثیری مثبت بر تلاطم بخش بانکی در بورس اوراق بهادار داشته است با این حال، نااطمینانی سیاست‌های دولتی بر اساس شاخص نااطمینانی درآمدهای مالیاتی تاثیرگذاری منفی بر بی‌ثباتی قیمتی بخش بانکی دارد اما این تاثیر به تدریج کاهش پیدا کرده‌است.

بحث و نتیجه‌گیری

بر اساس ادبیات موجود، از جمله عوامل موثر بر ثبات در بخش بانکی می‌توان به عدم قطعیت (نااطمینانی) اقتصادی و سیاست‌گذاری‌های دولتی اشاره نمود (شبیر و همکاران، ۲۰۲۱). با توجه به اهمیت موضوع در کشور بانک محور ایران، در این پژوهش تلاش گردید تاثیر عدم قطعیت (نااطمینانی) اقتصادی و سیاست‌های دولتی بر تلاطم قیمتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران با در نظر گرفتن ناپایداری ساختاری در پارامترهای مدل می‌باشد. در این راستا از مدل‌های خودبازگشتی برداری پارامتر متغیر-زمان (TVP-VAR) شده‌است. این مدل‌ها امکان ناپایداری ساختاری در پارامترها را فراهم نموده و اجازه می‌دهد تا ضرایب در طول زمان متغیر باشند و از این رو نتایج به دست آمده در این مدل‌ها به واقعیت جهان خارج شباهت بیشتری دارند. همچنین، به منظور برآورد نااطمینانی متغیرهای پژوهش، انواع مدل‌های متقارن، نامتقارن و غیرخطی GARCH برآورد شده و در نهایت، بر اساس معیارهای اطلاعاتی و معنی‌داری ضرایب عدم تقارن، مدل EGARCH به عنوان الگوی بهینه انتخاب گردید.

نتایج برآورد نهایی مدل پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۱۳۸۹:۴-۱۳۹۹:۶ حاکی از متغیر بودن ضرایب تاثیر شاخص‌های نااطمینانی بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. به صورتی‌که تاثیر عدم قطعیت سیاست‌های دولتی (متغیر نااطمینانی درآمدهای مالیاتی) بر بی-ثباتی بخش بانکی در ابتدا منفی و در انتهای دوره مثبت برآورد شده‌است. علاوه بر این، بر اساس نتایج برآورد توابع عکس‌العمل آنی (IRF)، تأثیر نااطمینانی تورم به عنوان شاخص نااطمینانی اقتصادی بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران مثبت برآورد شده است. همچنین، تاثیر ناطمینانی سیاست‌های دولتی از کانال نااطمینانی نرخ ارز تاثیری مثبت بر تلاطم بخش بانکی در بورس اوراق بهادار داشته‌است. این نتایج می‌تواند ناشی از تورم محور بودن بازار سرمایه باشد و لزوم اتخاذ سیاست‌های منظم پولی، کنترل تورم و حفظ ارزش پول ملی در ایجاد فضای مطمئن به منظور ثبات بخش بانکی و شکوفایی اقتصادی را نشان می‌دهد. همچنین، بر اساس نتایج برآورد توابع عکس‌العمل آنی (IRF)، نااطمینانی سیاست‌های دولتی بر اساس شاخص نااطمینانی درآمدهای مالیاتی تاثیرگذاری منفی بر بی‌ثباتی قیمتی بخش بانکی دارد اما این تاثیر به تدریج کاهش پیدا کرده است.

نتایج این پژوهش، اهمیت بالای استفاده از مدل‌های پویا در بررسی متغیرهای تاثیرگذار بر بی‌ثباتی قیمتی بخش بانکی بازار سرمایه در فضای نااطمینانی را نشان می‌دهد بر همین اساس به متولیان امر

پیشنهاد می‌گردد ناپایداری ساختاری در پارامترها مدل‌های مورد استفاده را در سیاست‌گذاری‌های خود مورد توجه قرار دهند.

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

Abiola A, B., Felicia O, O. and Folasade B. A. (2015). Predicting bank failure in Nigeria using survival analysis approach. *Journal of South African Business Research*, 2:17. doi: 10.5171/2015.965940

Al-Thaqeb, S. A., & Algharabali, B. G. (2019). Economic policy uncertainty: A literature review. *The Journal of Economic Asymmetries*, *20*, e00133.

Amiri, Hossein, & Pirdadeh Biranvand, Mehbobe. (2018). Uncertainty of Iran's economic policies and stock market based on the Markov regime change approach. *Financial knowledge of securities analysis*, *12* (44), 49-67. (In Persian)

Asadi, Zohra, Yaori, Kazem, & Heydari, Hassan. (2019). Investigating the effects of liquidity and credit risk on banking stability in Iran using the Z-score index. *Economic Policy*, *12* (23), 1-31. doi: 10.22034/epj.2020.10430.1832. (In Persian)

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2014). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*. 131 (4): 1593-1636.

Carvallo, O., & Pagliacci, C. (2016). Macroeconomic shocks, bank stability and the housing market in Venezuela, *Emerging Markets Review.* 26, 174–196.

Dung Viet Tran, Reza Houston, (2021). The effects of policy uncertainty on bank loan loss provisions, *Economic Modelling*, 102, 0264-9993, https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105575.

Duong, H. N., Nguyen, J. H., Nguyen, M., & Rhee, S. G. (2020). Navigating through economic policy uncertainty: The role of corporate cash holdings. *Journal of Corporate Finance*, *62*, 101607.

Eickmeier, S., & Lemke, W., Marcellino, M. (2011). The changing international transmission of Önancial shocks: evidence from a classical time-varying FAVAR. *Deutsche Bundesbank, Discussion* Paper Series 1: Economic Studies, 5. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2785396

Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, *29*(3), 523-564.

He, Z., & Niu, J. (2018). The effect of economic policy uncertainty on bank valuations. *Applied economics letters*, *25*(5), 345-347.

Kahle, K. M., & Stulz, R. M. (2013). Access to capital, investment, and the financial crisis. *Journal of Financial economics*, *110*(2), 280-299.

Kashanitabar, S., Fallahshams, M., Chirani, E., & ZOMORODIAN, G. (2020). Prediction of stock price bubble drop in Tehran Stock Exchange (conditional Volatility approach). *Journal of Investment Knowledge*, *9*(36), 415-433.

Khoshbakht, Ameneh. (2019). The Assessment of the Stability of Banking Network in Iran. *Quarterly Journal of Ravand*, 25, (81 & 82).

Koop, G. and Korobilis, D. (2012). Forecasting Inflation Using Dynamic Model Averaging. *International Economic Review*, 53(3): 867-886.

Koop, G. and Korobilis, D. (2014). A New Index of Financial Conditions. *European Economic Review*, 71: 101-116.

Mirzaei, Hossein, Falihi, Nemat, Mashhadi Ban Maleki, Mohammad Reza (2010). Uncertain impact of macroeconomic variables (exchange rate and inflation) on the

credit risk of legal customers of Tejarat Bank, *Economic Sciences*, 6 (18): 113-137. (In Persian)

Primiceri, G. E. (2005). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *The Review of Economic Studies*, 72(3): 821-852.

Rezaei, Nader, & Nowrozi, Alireza. (2018). Examining economic uncertainty and lending decisions of banks. *Investment Knowledge*, *8* (32), 315-330. (In Persian)

Sadeghi Sharif, J., Talebi, M., Alam Tabriz, A., Katouzian, M.R. *Comparison of indicators for determining the threshold of financial crisis of banks in the rapid warning system based on the factor of business cycles*. Journal of Monetary and Banking Research, 11(38), 501-534. http://dorl.net/dor/20.1001.1.26453355.1397.11.38.3.8. (In Persian)

Samadi, Ali Hossein, Majdzadeh Tabatabai (2012). The relationship between inflation and inflation uncertainty in Iran using Markov rotation regression, *Economic Modeling*, 7(23): 65-47. (In Persian)

Shabir, M., Jiang, P., Bakhsh, S., & Zhao, Z. (2021). Economic policy uncertainty and bank stability: Threshold effect of institutional quality and competition. *Pacific-Basin Finance Journal*, *68*, 101610.

Shaygani, Bita, & Abdullahi Arani, Mosab. (1390). Analysis of stability in the banking sector of Iran's economy. *Two Quarterly Journal of Economic Studies of Iran with the Approach of Islamic Economy*, *8* (16), 147-167. (in Persian)

Stock, J. H. and Watson, M. W. (2008). Phillips Curve Inflation Forecasts (No. w14322). National Bureau of Economic Research.

Su, X., Liu, Z. (2021) Sector Volatility Spillover and Economic Policy Uncertainty: Evidence from China's Stock Market. *Mathematics*, 9, 1411. https://doi.org/10.3390/math9121411

Vural-Yavaş, Ç. (2020). Corporate risk-taking in developed countries: The influence of economic policy uncertainty and macroeconomic conditions. *Journal of Multinational Financial Management*, *54*, 100616.

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 دوازدهم، شماره چهل و چهارم، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۲۲۶-۲۱۱

مقاله پژوهشی

ارایه مدل پیش‌بینی تجزیه سیگنال‌های بازار سرمایه با استفاده از رویکرد (CEEMD- DL(LSTM))[1]

سکینه صیادی نژاد[2]، علی اسماعیل زاده مقری[3]، محمدرضا رستمی[4]، احمد یعقوب نژاد[5]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۱۲

چکیده

ویژگی غیرخطی و نوسانات بالا در سری‌های زمانی مالی، پیش‌بینی قیمت سهام و شاخص‌های مالی را با چالش‌های زیادی مواجه ساخته‌است. با این حال توسعه‌های اخیر در مدل‌های یادگیری عمیق (DL) با ساختارهایی مانند حافظه طولانی کوتاه مدت (LSTM) و شبکه عصبی کانولوشنی (CNN) پیشرفت‌هایی در تحلیل این نوع از داده‌ها ایجاد کرده است. یکی دیگر از رویکردهایی که می‌تواند در تحلیل سری‌های زمانی مالی کارا باشد تجزیه سیگنال‌های بازار سرمایه از طریق الگوریتم‌هایی مانند تجزیه مد تجربی یکپارچه کامل (CEEMD) می‌باشد. با توجه به اهمیت مقوله پیش‌بینی در بازارهای مالی، در این پژوهش با ترکیب مدل‌های یادگیری عمیق و روش تجزیه مد تجربی یکپارچه کامل (CEEMD)، مدل هیبریدی CEEMD- DL(LSTM) به منظور پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران مورد استفاده قرار گرفته‌است. در این راستا از داده‌های روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۰/۱۲/۰۱ - ۱۴۰۰/۱۲/۰۱ استفاده شده‌است. نتایج بدست آمده با نتایج مدل‌های رقیب بر اساس معیارهای سنجش کارایی مقایسه شد. بر اساس نتایج بدست آمده، مدل معرفی شده (CEEMD- DL(LSTM))، در مقایسه با مدل‌های سنتی در این حوزه، از کارایی و دقت پیش‌بینی بالاتری برخوردار است. بر همین اساس کاربرد این مدل در پیش‌بینی‌های مالی پیشنهاد می‌گردد.

واژگان کلیدی: مدل‌های یادگیری عمیق (DL)، تجزیه مد تجربی یکپارچه کامل (CEEMD)، شاخص بورس اوراق بهادار تهران، حافظه بلندمدت – کوتاه مدت (LSTM) ، شبکه عصبی کانولوشنی (CNN).

طبقه‌بندی موضوعی: ***G18 ،C45 ،C61 ،E37***

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.41203.2716

۲. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: bsn231@yahoo.com.

۳. دانشیار، گروه حسابداری، واحد اسلامشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران و استاد مدعو، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: alies35091@gmail.com.

۴. دانشیار، گروه مدیریت، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران و استاد مدعو، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. نویسنده مسئول. Email: m.rostami@alzahra.ac.ir

۵. دانشیار، گروه حسابداری، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: yaghoobacc@gmail.com

مقدمه

امروزه، با توجه به اهمیت و گسترش روزافزون بازارهای سرمایه در تجهیز و گردآوری سرمایه‌های کوچک فردی به سمت فعالیت‌های تولیدی، شناسایی رفتار سرمایه‌گذاران و متغیرهای تاثیرگذار بر بازده سهام در این بازارها اهمیت زیادی پیدا کرده است. بدون تردید سرمایه‌گذاری در بورس، بخش مهمی از اقتصاد کل کشور را تشکیل می‌دهد و بدون شک بیش‌ترین میزان سرمایه از طریق بازارهای سهام در سرتاسر جهان مبادله می‌شود و اقتصاد ملی به شدت متاثر از عملکرد بازار سهام است. هم‌چنین این بازار هم برای سرمایه‌گذاران حرف‌های و هم برای عموم مردم به عنوان یک ابزار سرمایه‌گذاری در دسترس می‌باشد (صمدی و بیانی، ۱۳۹۰).

از آنجا که سرمایه‌گذاران بالقوه‌ی بازار اوراق بهادار را طیف وسیعی در جامعه تشکیل می‌دهند، فراهم نمودن بستری مناسب برای حضور گسترده‌ی این طیف و جلب اعتماد آن‌ها، تحکیم بازار سرمایه و عمق بخشیدن به این بازار، یکی از اساسی‌ترین ابزارهای توسعه‌ی اقتصادی را به ارمغان خواهد آورد. در این راستا، ارائه جدیدترین ابزارهای علمی جهت تجزیه و تحلیل و پیش‌بینی بازارهای مالی می‌تواند نقش بسزایی در جلب اعتماد و مدیریت ریسک در این بازارها ایفا نماید.

یادگیری ماشینی (ML[1])، شاخه‌ای از هوش مصنوعی است که با ابداع الگوریتم‌های مختلف، به تدریج عملکرد خود بر روی یک مسئله خاص را بهبود می بخشد. یادگیری ماشینی برای یافتن الگوها و کند و کاو تغییرات کوچک، بر پایهٔ بررسی و مقایسهٔ داده‌هایی از مقادیر کوچک تا حجم‌های عظیم داده استوار است. مطالعات زیادی منتشر شده است که پیش‌بینی‌ها براساس مدل‌های ML با عملکرد نسبتاً بهتری نسبت به تکنیک‌های پیش‌بینی سری زمانی کلاسیک انجام شده است. اخیرا در حوزه یادگیری ماشینی، گرایشی با نام یادگیری عمیق (DL[2])، در پیش‌بینی‌های مالی، توجه بسیاری را جلب کرده است. یادگیری عمیق (DL) زیرمجموعه ای از کلاس گسترده تر از روش‌های یادگیری ماشین بر پایه شبکه‌های عصبی است. بررسی منابع صورت گرفته، نشان از کاربرد بالای تکنیک‌های DL در زمینه پیش‌بینی سری‌های زمانی مالی است. این مدل‌ها به طور معنی‌داری، خطاهای کوچکتری را در پیش‌بینی نسبت به مدل‌های آماری نشان می دهند و دارای سرعت پیش‌بینی بالاتری هستند. با این که یادگیری عمیق در سال های ابتدایی توسعه خود قرار دارد، اما روند پمطالعات، پژوهش‌ها و سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌های بزرگ در این حوزه، نشان‌دهنده گسترش روز افزون کاربردهای یادگیری عمیق است. با توجه به ظرفیت‌ها و توانایی قابل‌توجه روش یادگیری عمیق در استخراج اطلاعات معتبر از مجموعه داده‌ها و الگوهای شناسایی قدرتمند، بسیاری از مقالات اخیر بر کاربرد تکنیک‌های DL در حوزه مالی متمرکز شده‌اند و ادغام الگوریتم‌های یادگیری عمیق با پیش‌بینی‌های بازار به عنوان یکی از جذاب‌ترین مباحث در ادبیات مالی در نظر گرفته می‌شود (کاوانکانته و همکاران[3]، ۲۰۱۶). از طرفی دیگر، در سال‌های اخیر استفاده از روش‌های تجزیه سیگنال به

1. Machine Learning
2. Deep Learning
3. Cavalcante et al.

عنوان روشی نوین و بسیار موثر در زمینه تجزیه و تحلیل سیگنال‌ها و سری‌های زمانی مورد توجه قرار گرفته است. در این روش سیگنال اصلی به چندین زیرسری تجزیه شده و داده‌های حاصل از تجزیه با معادلات مناسب برازش می‌یابد و مدل بدست آمده برای پیش‌بینی استفاده می‌شود.

با توجه به اهمیت مقوله پیش‌بینی در بازارهای مالی، در این پژوهش برای اولین بار در ایران، با ترکیب مدل‌های یادگیری عمیق و روش تجزیه مد تجربی یکپارچه کامل (CEEMD[1])، مدل هیبریدی CEEMD- DL(LSTM[2]) به منظور پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران معرفی و مورد استفاده قرار می‌گیرد. در ادامه بر اساس معیارهای سنجش کارایی، تلاش می‌شود کارایی مدل ارایه شده با مدل‌های سنتی در این حوزه مقایسه گردد. انتظار می‌رود با استفاده از مدل CEEMD- DL(LSTM) بتوان کارایی و دقت پیش‌بینی شاخص‌های بازار سهام را افزایش داد.

در این بخش مقدمه ای جهت معرفی و بیان مسئله اصلی پژوهش بیان گردید. در ادامه در بخش ۲ پیشینه داخلی و خارجی موضوع ارائه شده است. در بخش ۳، روش پژوهش و شرح مختصری از مدل‌های مورد استفاده ارائه بیان می‌شود. در بخش ۴، یافته‌های پژوهش و نتایج پیش‌بینی و ارزیابی عملکرد مدل CEEMD- DL(LSTM) ارائه می‌شود و در نهایت در بخش ۵ نتایج بدست آمده مورد بحث قرار می‌گیرد.

ادبیات پژوهش

۱- مبانی پژوهش

داده‌های تاریخی نشان می‌دهد ویژگی‌های پیچیده داده‌های مالی، مانند غیرخطی بودن، عدم قطعیت، نوسان و پویایی، پیش‌بینی آن را دشوار می‌کند و نتایج پیش‌بینی را با عدم قطعیت زیادی مواجه می‌سازد. نظر به اینکه اکثر محققین بر این عقیده هستند که بازارهای مالی از روندی غیرخطی پیروی می‌کند استفاده از مدل‌های غیرخطی و تکنیک‌های پیشرفته، محبوبیت روزافزون و گستردهای در بین متخصصین بازارهای مالی جهت پیش‌بینی متغیرهای مالی پیدا کرده است؛ استفاده از روش‌های هوش مصنوعی از جمله یادگیری عمیق در زمره اینگونه فعالیت‌ها هستند (لین و همکاران[3]، ۲۰۲۱)

یادگیری عمیق زیرمجموعه‌ای از کلاس گسترده‌تر از روش‌های یادگیری ماشین و هوش مصنوعی بر پایه شبکه‌های عصبی است و به منظور تحلیل روش یادگیری عمیق، ساختار شبکه‌های عصبی مورد استفاده در ساختمان مدل‌های یادگیری عمیق می‌بایستی مورد بررسی قرار گیرد. پیشرفته‌ترین شبکه مورد استفاده در پیش‌بینی‌های سری زمانی، ساختار حافظه طولانی کوتاه‌مدت یا (LSTM) است که در واقع یک نوع از شبکه‌های RNN[4] می‌باشند. تفاوت اصلی RNN با ساختارهای دیگر این است که در این ساختار داده‌های ورودی دوره جاری و دوره‌های گذشته به صورت همزمان مورد استفاده قرار می‌گیرند و خروجی مدل در

1. Complete Ensemble Empirical Mode Decomposition
2. Complete Ensemble Empirical Mode Decomposition- Deep Learning (Long Short-Term Memory)
3. Lin et al
4. Recurrent Neural Networks

دوره جاری به داده‌های دوره قبل نیز بستگی دارد. از نظر تئوریک یک شبکه عصبی بازگشتی استاندارد (اگر به اندازه کافی بزرگ باشد)، باید قادر به تولید دنباله هایی با هر میزان پیچیدگی باشد اما، در عمل این شبکه در ذخیره‌سازی اطلاعات مرتبط با ورودی های گذشته به مدت طولانی ناتوان است. علاوه بر اینکه این خصصیه توانایی این شبکه در مدل‌سازی ساختارهای بلند مدت را تضعیف می‌کند، این "فراموشی" باعث می‌شود تا این نوع از شبکه ها در زمان تولید دنباله در معرض ناپایداری قرار گیرند. مشکلی که وجود دارد، این است که اگر پیش‌بینی‌های شبکه تنها وابسته به چند ورودی اخیر باشد و این ورودی‌ها خود نیز توسط شبکه تولید شده باشند، شانس بسیار کمی برای تصحیح و جبران اشتباهات گذشته توسط شبکه وجود دارد. یک راه حل برای مشکل ذکر شده، تزریق نویز به پیش‌بینی‌های صورت گرفته توسط شبکه قبل از تغذیه آنها به گام زمانی بعدی است. این کار باعث تقویت شبکه در قبال ورودی های غیرمنتظره می‌شود. با این وجود اما یک حافظه بهتر، راه حل به مراتب بهتر و تاثیرگذارتری است. حافظه طولانی کوتاه‌مدت یا (LSTM) یک معماری شبکه عصبی بازگشتی است که برای ذخیره سازی و دسترسی بهتر به اطلاعات نسبت به نسخه سنتی آن طراحی شده است.

برخلاف شبکه عصبی بازگشتی استاندارد (RNN[1]) که در آن محتوا در هر گام زمانی از نو بازنویسی می‌شود در یک شبکه عصبی بازگشتی LSTM شبکه قادر است نسبت به حفظ حافظه فعلی از طریق دروازه‌های معرفی شده تصمیم‌گیری کند. بطور شهودی اگر واحد LSTM ویژگی مهمی در دنباله ورودی در گام های ابتدایی را تشخیص دهد، به سادگی می‌تواند این اطلاعات را طی مسیر طولانی منتقل کند. بنابراین می‌تواند اینگونه وابستگی های بلندمدت احتمالی را دریافت و حفظ کند.

از طرف دیگر، الگوریتم‌های تجزیه سیگنال، ابزارهای قدرتمندی هستند که می‌تواند برای جداسازی متغیر بازده دارایی‌های مالی ناشی از نوسانات در یک فرکانس خاص (یا افق زمانی) مورد استفاده قرار گیرد. معیارهای مبتنی بر فرکانس، به ما امکان می‌دهد بین اجزای اطلاعات بازده کوتاه‌مدت و بلندمدت تمایز قایل شویم، و بینش جدیدی در مورد قیمت‌گذاری دارایی‌ها، تخصیص پرتفوی و مدیریت ریسک ارائه دهیم. در پاسخ به پیشرفت‌های اخیر در یادگیری ماشینی و پردازش سیگنال، علاقه به استفاده از الگوریتم‌های تجزیه در مدل‌های پیش‌بینی وجود دارد. از جمله این روش‌ها روش جدید تجزیه مد تجربی یکپارچه کامل (CEEMD) است که در روند تجزیه‌سازی آن، حجم محدودی از نویز سفید وارد سیگنال اصلی شده و با استفاده از جنبه‌های مثبت آماری نویز سفید که توزیع متوازن در حوزه فرکانس دارد، اثر نویز متناوب از روند تجزیه حذف می شود (ژانگ و همکاران[2]، ۲۰۲۰).

پیشینه پژوهش

علی‌رغم قابلیت‌های بسیار زیاد مدل‌های یادگیری عمیق (DL) و افزایش روز افزون کاربرد این مدل‌ها در جهان در حوزه پیش‌بینی‌های بازارهای مالی، براساس بررسی‌های انجام شده در ایران مطالعات زیادی

1. Recurrent Neural Networks
2. Zhang et al

در این زمینه انجام نشده است و مطالعات داخلی به استفاده از شبکه‌های عصبی محدود شده است. در این بخش به تعدادی از مطالعات داخلی و خارجی در این حوزه اشاره می‌شود.

باباجانی و همکارن (۱۳۹۸) در پژوهشی با عنوان «پیش‌بینی قیمت سهام در بورس تهران با استفاده از شبکه عصبی بازگشتی بهینه شده با الگوریتم کلونی زنبورعسل مصنوعی» به ارائه مدلی بهینه برای پیش‌بینی قیمت سهام در بورس تهران پرداختند. در این پژوهش از داده‌های سهام پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا پایان سال ۱۳۹۴ و الگوریتم کلونی زنبورعسل مصنوعی (ABC) در یک فضای طراحی پارامتری، برای بهینه کردن وزن‌ها و تورش‌های شبکه عصبی بازگشتی استفاده کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که استفاده از شبکه عصبی بهینه‌شده با الگوریتم کلونی زنبورعسل مصنوعی، دقت قابل‌ملاحظه ای در مقایسه با سایر روش‌های پیش‌بینی دارد.

زارعی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش خود با عنوان «مقایسه روش‌های شبکه عصبی فازی با شبکه عصبی موجک فازی درپیش‌بینی قیمت سهام بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، از سیستم منطق فازی به همراه سیستم شبکه عصبی چندلایه با ساختار بهینه‌سازی پس انتشار خطا و ماکزیمم همپوشانی تبدیل موجک گسسته برای متغیرهای نرخ ارز، نفت اوپک، طلا، شاخص کل سهام و همچنین حجم معاملات برای پیش‌بینی قیمت سهام استفاده کردند. نتایج این پژوهش در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۵حاکی از قابلیت اطمینان بالاتر شبکه عصبی موجک فازی نسبت به شبکه عصبی فازی می-باشد.

لین و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهش خود تلاش کردند شاخص‌های بازارهای بزرگ سهام دنیا را با استفاده از ترکیب روش‌های یادگیری عمیق و الگوریتم های تجزیه سیگنال پیش‌بینی کنند در این راستا از ساختارهای متنوعی در مدل‌های یادگیری عمیق و الگوریتم های تجزیه سیگنال استفاده می‌کنند. در این پژوهش از داده‌های شاخص سی‌اس‌آی ۳۰۰ (CSI300) و اس اند پی ۵۰۰ (S&P 500) در دوره زمانی ۲۰۱۹ – ۲۰۰۹ استفاده شده است و در نهایت، مدل ترکیبی یادگیری عمیق با ساختار LSTM و الگوریتم CEEMDAN را به عنوان مدل بهینه در پیش‌بینی های مالی در بازارهای نوظهور معرفی می‌کنند.

لیو[1] (۲۰۱۹) در پژوهشی با استفاده از الگوریتم‌های یادگیری عمیق به پیش‌بینی نوسانات بازدهی شاخص اس اند پی ۵۰۰ (S&P 500) در دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۰ پرداخت. در این پژوهش عملکرد مدل‌های یادگیری عمیق و مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته (GARCH) مقایسه گردید. نتایج این پژوهش برتری مدل‌های یادگیری عمیق در پیش‌بینی نوسانات بازدهی شاخص اس اند پی ۵۰۰ را نشان می‌دهد.

تیپریسیتی و ابهیناو[2] (۲۰۱۸) با استفاده از الگوریتم های یادگیری عمیق، به پیش‌بینی قیمت سهام بازارهای مالی جهانی در دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۵۰پرداختند و در نهایت، با استفاده از ترکیب الگوریتم های

1. Liu
2. Tipirisetty, Abhinav

یادگیری عمیق و تحلیل اخبار از منابع اینترنتی مدلی ترکیبی به منظور پیش‌بینی قیمت سهام پیشنهاد نمودند.

پارک و همکاران[1] (۲۰۱۷) مدل‌های یادگیری عمیق را با سه روش استخراج ویژگی نظارت نشده (PCA)، رمزنگار خودکار و ماشـــین بولتزمن محدود - برای پیش‌بینی رفتار بازار در آینده ترکیب کرد. نتایج این پژوهش با اســتفاده از داده‌ها روزانه در دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۱۰ نشــان می‌دهد که اســتفاده از روش‌های یادگیری عمیق برای پیش‌بینی بازار مالی تا حدی عملکرد پیش‌بینی را افزایش می‌دهد اما، برای دستیابی به نتایج دقیق‌تر باید تعدیلات بیشتری در این رویکرد اعمال نمود.

فیشر و کراوس[2] (۲۰۱۸) از شبکه LSTM برای پیش‌بینی جهش‌های قیمتی سهام‌های تشکیل دهنده S&P 500 در دوره زمانی ۱۹۹۲-۲۰۱۵ استفاده کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که شبکه‌های LSTM عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های طبقه‌بندی بدون حافظه (برای مثال جنگل تصادفی (RAF) و رگرسیون لجستیک (LOG)) دارد.

۳. روش پژوهش

روش پژوهش حاضر از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ ماهیت و روش علّی است. همچنین از نظر ویژگی و جهت داده‌ها پس رویدادی و از طریق اطلاعات گذشته م باشد. در پژوهش حاضر برای جمع آوری منابع نظری از روش کتابخانه ای و داده‌های مورد نیاز با مراجعه به سایت بورس اوراق بهادار جمع آوری شده‌اند. در این پژوهش از داده‌های روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (به عنوان نماینده پرتفوی بازار) در دوره زمانی ۱۳۹۰/۱۲/۰۱ - ۱۴۰۰/۱۲/۰۱ استفاده شده است.

۳-۱ مدل پژوهش

شبکه‌های LSTM از واحدهای LSTM تشکیل شده اند. واحدهای LSTM با هم ادغام می شود و یک لایه LSTM تشکیل می شود. یک واحد LSTM از سلول‌هایی تشکیل شده است که دارای گیت ورودی، گیت خروجی و گیت فراموشی می باشد. سه گیت ذکر شده جریان اطلاعات را تنظیم می‌کند. با استفاده از این ویژگی‌ها، هر سلول مقادیر مورد نظر در فواصل زمانی دلخواه را حفظ می‌کند. معادلات (۱) تا (۵) فرم عمومی شبکه LSTM را نشان می‌دهد.

$$f_t = \sigma_g(W_f x_t + U_f h_{t-1} + b_f) \quad (۱)$$

$$i_t = \sigma_g(W_i x_t + U_i h_{t-1} + b_i) \quad (۲)$$

1. Park et al.
2. Fischer & Krauss

$$o_t = \sigma_g(W_o x_t + U_o h_{t-1} + b_o) \quad (۳)$$

$$c_t = f_t * c_{t-1} + i_t * \sigma_c(W_c x_t + U_c h_{t-1} + b_c) \quad (۴)$$

$$h_t = o_t * \sigma_h(c_t) \quad (۵)$$

در اینجا xt ، بردار ورودی واحد LSTM ، f_t بردار فعال سازی گیت فراموشی، i_t بردار فعال سازی گیت ورودی ، o_t: بردار فعال سازی گیت خروجی، h_t بردار خروجی واحد LSTM، c_t بردار حالت سلول، σ_g تابع سیگموئید[1]، σ_h تابع تانژانت هایپربولیک[2]، W، U: ماتریس‌های وزن که باید آموزش داده شده و برازش شوند و b پارامترهای بردار بایاس[3] هستند.

۲- مدل CEEMD- DL(LSTM)

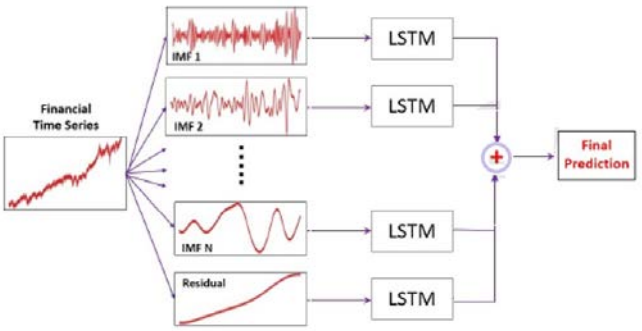
روش تجزیه مد تجربی (EMD[4]) روشی برای تجزیه سیگنال های گوناگون است که این عمل در فرآیندی تحت عنوان غربال کردن صورت می‌گیرد. طی این فرایند سیگنال اصلی به تعدادی مولفه با محتوای بسامدی متفاوت تجزیه می شود. روش EMD طبق رابطه (۶) سیگنال اصلی x(n) را به تعدادی مد ذاتی (IMF) تجزیه می‌کند.

$$x(n) = \sum_{i=1}^{n} c_i(x) + r_n(x) \quad (۶)$$

که $r_n(x)$ همان مولفه باقیمانده، بعد از n تعداد IMFs و $c_i(x)$ است. یک داده ممکن است در یک زمان دارای چندین مد ذاتی باشد. این مدهای نوسانی، تابع‌های مد ذاتی (IMF) نام دارند و دارای دو شرایط هستند. ۱. در کل داده‌ها، تعداد نقاط فرین (اکسترمم) و نقاط صفر با هم برابر و یا حداکثر دارای یک واحد اختلاف هستند. ۲. در هر نقطه میانگین پوش برازش داده شده بر نقاط بیشینه محلی و پوش برازش داده شده بر نقاط کمینه محلی باید صفر باشد. به علت وجود تناوب و نویز در سیگنال‌ها، در برخی موارد به علت اختلاط مدها؛ توزیع حوزه زمان- فرکانس دچار انقطاع می‌شود و عملکرد EMD دچار نقض می گردد (چون میانگین IMF ها حالتی نامشخص به خود می‌گیرد). جهت رفع این ایراد، وو و هوانگ (۲۰۰۴) روشی متفاوت با عنوان روش تجزیه مد تجربی یکپارچه کامل (CEEMD) ارائه گردید. در روند تجربه سازی این روش، حجم محدودی از نویز سفید وارد سیگنال اصلی می‌شود. با استفاده از جنبه‌های مثبت آماری نویز سفید که توزیع متوازن در حوزه فرکانس دارد، اثر نویز متناوب از روند تجزیه حذف می‌شود. در این روش جزء نوفه سفید به صورت دوتایی (یکی مثبت و دیگری منفی) به داده اصلی اضافه

1. Sigmoid function
2. Hyperbolic functions
3. Bias
4. Empirical Mode Decomposition

می شود تا دو سری IMF مجموع ساخته شود. بنابراین ترکیبی متشکل از داده اصلی و نوفه سفید اضافه شده ایجاد می‌شود که مجموع IMFها برابر سیگنال اصلی می‌شود و نوفه اضافی دامنه موجی از مرتبه pm خواهد بود. در پایان این بخش، شکل (۱) فرایند کلی مدل ارائه شده در این پژوهش CEEMD-DL(LSTM) را ارائه می‌کند. همانطور که در شکل (۱) قابل ملاحظه می باشد، در مدل ارائه شده ابتدا با استفاده از الگوریتم CEEMD سری زمانی اصلی به توابع مدهای ذاتی (IMF) تجزیه می‌گردد و در ادامه و پس از نرمال سازی در قالب مدل‌های یادگیری عمیق با ساختار LSTN مورد تحلیل قرار گرفته و در نهایت،، نتایج با استفاده از قواعد خاص تجمیع و پیش‌بینی نهایی بدست می‌آید.



شکل ۱. فرایند کلی تجزیه و تجمیع در مدل CEEMD- DL(LSTM)

۳- معیارهای ارزیابی

برای ارزیابی کارایی روش‌های پیش‌بینی سری زمانی شاخص بورس اوراق بهادار تهران، از سه معیار اصلی استفاده می شود:

۱- میانگین درصد قدرمطلق خطای متقارن (SMAPE[1])

۲- میانگین مطلق درصد خطا[2] (MAPE)

۳- ریشه میانگین مربع خطا (RMSE[3])

این معیارها به صورت روابط زیر تعریف می‌گردند:

$$SMAPE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\frac{|\hat{y}_t - y_t|}{\frac{|\hat{y}_t| + |y_t|}{2}} \times 100 \qquad (۷)$$

1. symmetric mean absolute percentage error (SMAPE)
2. mean absolute percentage error (MAPE)
3. root mean square error (RMSE)

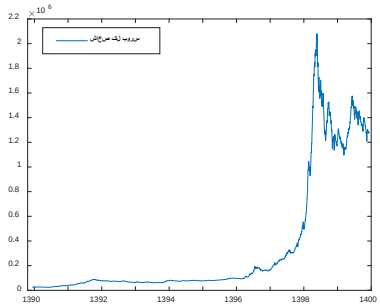
$$MAPE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\frac{|\hat{y}_t - y_t|}{|y_t|} \times 100 \quad (۸)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}(y_t - \hat{y}_t)^2} \quad (۹)$$

در اینجا $\hat{y}_t$ و y_t به ترتیب مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده در زمان t می‌باشند.

نتایج برآورد مدل‌های پژوهش

در این پژوهش تلاش می‌شود که مدل نوین و هیبریدی CEEMD- DL(LSTM) به منظور پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران معرفی و مورد استفاده قرار گیرد. در این راستا از داده‌های روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران(TEPIX) در دوره زمانی ۱۳۹۰/۱۲/۰۱ - ۱۴۰۰/۱۲/۰۱ استفاده شده‌است. در نمودار (۱) نمایی کلی از شاخص بورس اوراق بهادار تهران در دوره مورد بررسی ارائه شده‌است.



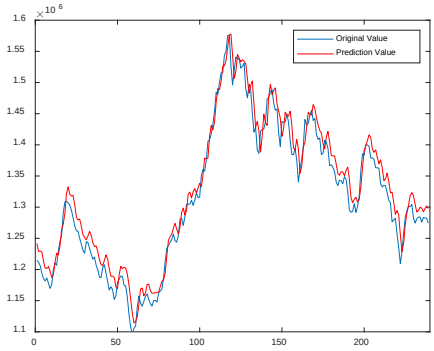
نمودار ۱. روند شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

۱- برآورد مدل‌های یادگیری عمیق بدون تجزیه سیگنال

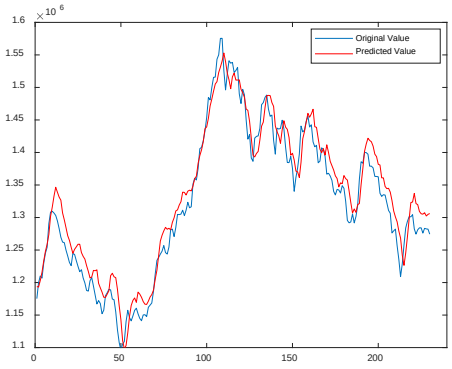
در این بخش نتایج برآورد مدل‌های یادگیری عمیق LSTM و CNN به عنوان دو مدل رقیب و سنتی مورد استفاده در پیش‌بینی‌های سری های زمانی مالی ارائه می‌گردد در ادامه نتایج این مدل‌ها با مدل اصلی پژوهش بر اساس معیارهای سنجش کارایی مقایسه می‌شود. بهینه‌سازی فرایند یادگیری در این مدل‌ها بر اساس حداقل‌سازی RMSE و تابع زیان انجام شده‌است.

نمودار (۲) و (۳) به ترتیب پیش‌بینی شاخص بورس اوارق بهادار تهران به وسیله مدل یادگیری عمیق در قالب ساختار LSTM و CNN را در دوره آزمون (۲۴۰ مشاهده نهایی) نشان می‌دهد. بر اساس نمودارهای ارائه شده در این بخش به نظر می‌رسد مدل یادگیری عمیق بر اساس ساختار LSTM کارایی و

دقت بالاتری نسبت به مدل CNN دارد که می‌توان آن را ناشی از ویژگی‌های ارائه شده در بخش‌های قبلی دانست با این حال کارایی این مدل‌ها می بایستی در قالب معیارهای سنجش کارایی مورد بررسی قرار گیرد.



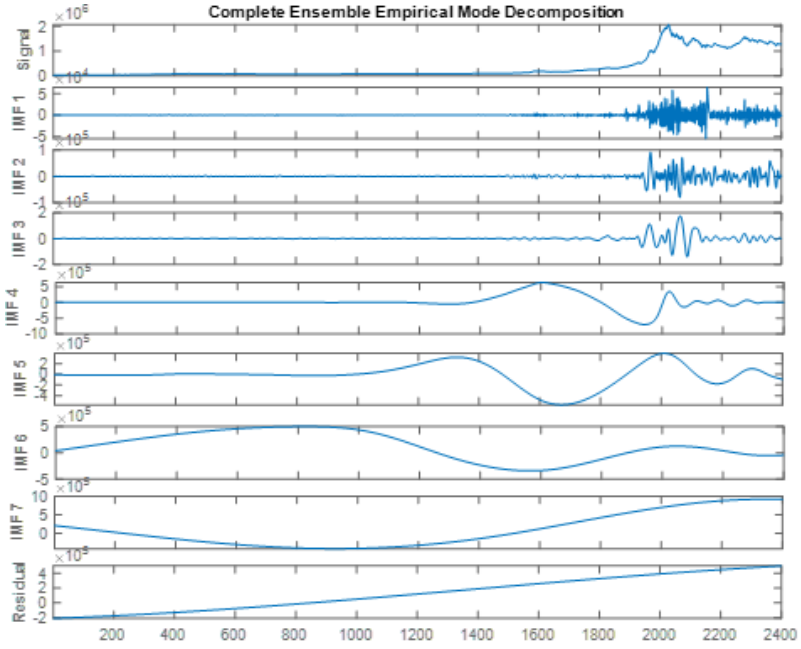
نمودار ۲. پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران، مدل یادگیری عمیق (ساختار LSTM)



نمودار ۳. پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران، مدل یادگیری عمیق (ساختار CNN)

۲- برآورد مدل هیبریدی CEEMD- DL(LSTM)

در این بخش و در روند تجزیه سیگنال، داده‌های شاخص کل بورس با استفاده از الگوریتم CEEMD به مولفه‌ها مختلف با بسامدهای مختلف تجزیه می‌شود. به بیان دیگر سری زمانی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهارن به توابع مد ذاتی (IMFs) و یک جمله اخلال تجزیه می‌شود. واضح است که فرایند آموزش شبکه بر روی توابع مد ذاتی با بسامد کمتر راحت‌تر از توابع مد ذاتی با بسامد کمتر می‌باشد. در نمودار (۴) تجزیه سیگنال با استفاده از الگوریتم CEEMD به همراه سری زمانی اصلی شاخص بورس اوراق بهادار ارائه شده است.



نمودار ۴. تجزیه سیگنال با استفاده از الگوریتم CEEMD

پس از تجزیه سری اصلی شاخص بورس اوراق بهادار تهران به طیف های بسامدی مختلف با استفاده از الگوریتم CEEMD، قبل از فرایند یادگیری لازم است داده‌های مورد استفاده نرمال شوند. به این منظور از رابطه (۱۰) استفاده می‌شود.

$$X_{in} = \frac{x_i(t) - \mu\, x_i(t)}{\sigma x_i(t)} \qquad (۱۰)$$

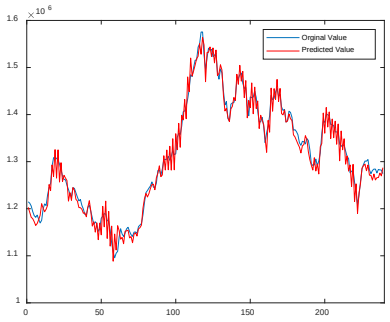
جایی که $x_i(t)$ نشان‌دهنده iامین داده از IMF، $\mu\, x_i(t)$ میانگین IMF، $\sigma x_i(t)$ انحراف معیار و $Xin(t)$ داده‌های نرمال شده می‌باشند. لازم به ذکر است می‌توان با استفاده از معکوس رابطه (۱۰) به داده‌های اصلی را بدست آورد. جدول (۱) بیانگر تنظیمات هایپرپارمتراهای مدل است که بر اساس برآورد چندین مدل و انتخاب مدل با بالاترین کارایی انجام شده‌است.

جدول ۱. تنظیمات هایپرپارامترهای مدل LSTM

Number of hidden units in LSTM layer	370
LSTM layer activation function	Tanh
Initial Learn Rate	0.005
Optimizer	Adam
Loss function	Mean_Absolute_Error
Epochs	400
Iteration per Epoch	8
Iteration	4800

مأخذ: محاسبات پژوهش

در ادامه و بر اساس متدولوژی ارائه شده در بخش ۳، هفت تابع ذاتی استخراج شده در مرحله قبل بر اساس مدل یادگیری عمیق با ساختار لایه های (LSTM) و تنظیمات جدول (۱) در فرایند آموزش قرار می‌گیرند و در ادامه با استفاده از فرایند تجمیع سازی نهایی، شاخص بورس اوراق بهادار تهران پیش‌بینی گردید. لازم به ذکر است در مرحله اجرای مدل داده‌های پژوهش ابتدا به دو بخش آموزش و آزمون (۹۰٪ و ۱۰٪) تقسیم گردید همچنین ۲۰٪ (۱۶٪ کل داده‌ها) از دوره آموزش نیز به هدف اعتبار سنجی مدل تخصیص داده شد. نمودار (۵) نتایج پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران در دوره آزمون مدل را نشان می‌دهد.



نمودار ۵. پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران، مدل CEEMD- DL(LSTM)

۳- سنجش کارایی مدل‌های پژوهش

در ادامه و به منظور بررسی کارایی مدل نهایی پژوهش، از معیارهای سنجش کارایی استفاده می‌شود. در این پژوهش از سه معیار میانگین درصد قدرمطلق خطای متقارن (SMAPE)، میانگین مطلق درصد خطا (MAPE) و ریشه میانگین مربع خطا (RMSE) استفاده می‌شود. نتایج محاسبه معیارهای سنجش کارایی مربوط به مدل اصلی پژوهش CEEMD- DL(LSTM) و دو مدل معرفی شده و پرکاربرد در این حوزه در جدول (۲) ارائه شده است. نتایج ارائه شده در این جدول حاکی از کارایی مدل CEEMD- DL(LSTM)، نسبت به دو مدل دیگر می‌باشد. مدل یادگیری عمیق با ساختار LSTM در مقام بعدی از لحاظ کارایی قرار می‌گیرد. نتایج این جدول نشان‌دهنده تاثیر مثبت استفاده از الگوریتم‌های تجزیه سیگنال در افزایش کارایی مدل‌های یادگیری عمیق می‌باشد.

جدول ۲. نتایج معیارهای سنجش کارایی

CEEMD- DL(LSTM)	1.184269	1.181812	1223.536958
DL(LSTM)	1.458807	1.471297	1479.580456
DL(CNN)	1.720297	1.736046	1770.9573

مأخذ: محاسبات پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به تاثیر بازار سرمایه در تامین مالی و توسعه کشور، یافتن روشی مناسب برای پیش‌بینی بازار سهام از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. شوک‌های ناگهانی بازار و سقوط قیمت‌ها تعداد زیادی از سرمایه-گذاران را از بازار خارج می‌کند. تخصیص صحیح منابع، موجب افزایش اطمینان سرمایه‌گذاران و کارائی بازار خواهد شد. افزایش ابزارهای مرتبط با شاخص‌های مالی، دامنه فرصت‌های سرمایه‌گذاری جهانی را برای سرمایه گذاران گسترش داده است. دو دلیل اصلی برای توسعه ابزارهای پیش‌بینی در بازارهای مالی وجود دارد؛ اول اینکه، آنها ابزارهای موثری را برای سرمایه‌گذاران به منظور محافظت از ریسک‌های بالقوه بازار فراهم می‌آورند و دوماً، فرصت‌های کسب سود جدیدی را برای کسانی که از موقعیت‌های زمانی و مکانی بازار استفاده می‌برند، ایجاد می‌کنند.

اخیراً در حوزه یادگیری ماشینی، گرایش یادگیری عمیق (DL)، در پیش‌بینی‌های مالی، توجه بسیاری را جلب کرده‌است. با این که یادگیری عمیق در سال‌های ابتدایی توسعه خود قرار دارد، اما روند پمطالعات، مقالات و سرمایه‌گذاری های شرکت‌های بزرگ در این حوزه، نشان‌دهنده گسترش روز افزون کاربردهای یادگیری عمیق است. با توجه به ظرفیت‌ها و توانایی قابل‌توجه روش یادگیری عمیق در استخراج اطلاعات معتبر از مجموعه داده‌ها و الگوهای شناسایی قدرتمند، بسیاری از مقالات اخیر بر کاربرد تکنیک‌های DL در حوزه مالی متمرکز شده‌اند و ادغام الگوریتم‌های یادگیری عمیق با پیش‌بینی‌های بازار به عنوان یکی از جذاب‌ترین مباحث در ادبیات مالی در نظر گرفته می‌شود (کاوانکانته و همکاران ، ۲۰۱۶). علاوه بر این، رویکرد تجزیه سیگنال در این حوزه از جمله حرکت‌های است که می‌تواند در تحلیل سری‌های زمانی مالی کارا باشد.

در این پژوهش به منظور افزایش کارایی و دقت پیش‌بینی شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران، مدل هیبریدی یادگیری عمیق مبتنی بر ساختار شبکه‌های عصبی (LSTM) و با استفاده از الگوریتم تجزیه مدل تجربی یکپارچه کامل (CEEMD) ارائه گردید. در ادامه نتایج پیش‌بینی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران بر اساس این مدل ((CEEMD- DL(LSTM)) با نتایج مدل‌های پر کاربرد در این حوزه مقایسه گردید. در این راستا از معیارهای سنجش کارایی میانگین درصد قدرمطلق خطای متقارن (SMAPE)، میانگین مطلق درصد خطا (MAPE) و ریشه میانگین مربع خطا (RMSE) استفاده شد. بر اساس نتایج این پژوهش، مدل پیشنهادی ((CEEMD- DL(LSTM)) نسبت به دو مدل رقیب مبتنی بر ساختارهای LSTM و CNN از عملکرد بهتری برخوردار می‌باشد. نتایج این پژوهش، یافته‌های مطالعات اخیر در این حوزه از جمله مطالعات لین و همکاران (۲۰۲۱) و ژانگ و همکاران (۲۰۲۰) مبنی بر افزایش کارایی مدل‌های یادگیری عمیق با استفاده از الگوریتم های تجزیه سیگنال را تایید می‌کند. این نتایج نشان‌دهنده اهمیت معیارهای مبتنی بر فرکانس (یا افق زمانی) در پیش‌بینی‌های سری زمانی مالی می‌باشد. الگوریتم‌های تجزیه سیگنال، ابزارهای قدرتمندی هستند که امکان جداسازی اجزای اطلاعاتی سری‌های زمانی مالی در فرکانس‌های خاص را ایجاد کرده و می‌توانند دقت و کارایی پیش‌بینی‌های مالی را افزایش دهند. بر همین اساس، به محققین در حوزه مالی پیشنهاد می‌گردد علاوه بر واکاوی مدل‌های یادگیری عمیق به عنوان

ابزاری کارا در پیش‌بینی متغیرهای مالی، به منظور افزایش کارایی و دقت این مدل‌ها، الگوریتم های تجزیه سیگنال را مورد توجه قرار دهند.

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

Arel, I; Rose, D. C; & Karnowski, T. P. (2010). Deep machine learning- new frontier in artificial intelligence research. *IEEE Computational Intelligence Magazine*, 5(4), 13–18.

Babajani, J; Taghva, M; Blue, G; Abdollahi, M. (2019). Forecasting Stock Prices in Tehran Stock Exchange Using Recurrent Neural Network Optimized by Artificial Bee Colony Algorithm. *Financial Management Strategy*, 7(2), 195-228. (In Persian).

Cavalcante, R. C; Brasileiro, R. C; Souza, V. L. P; Nobrega, J. P; & Oliveira, A. L. I. (2016). Computational Intelligence and Financial Markets: A Survey and Future Directions. Expert Systems with Applications, 55, 194–211.

Chong, E. and Han, C. and Park, F.C. (2017) Deep learning networks for stock market analysis and prediction: methodology, data representations, and case studies. Expert systems with applications; 83, 187-205.

Fischer, T; & Krauss, C. (2018). Deep learning with long short-term memory networks for financial market predictions. European Journal of Operational Research, 270(2), 654–669.

Kaviani, M; Fakhrehosseini, S; dastyar, F. (2020). An Overview of the Importance and Why the Stock Return Prediction, with Emphasis on Macroeconomic Variables. *Journal of Accounting and Social Interests*, 10(2), 113-131. (In Persian).

Langkvist, M; Karlsson, L; & Loutfi, A. (2014). A review of unsupervised feature learning and deep learning for time-series modeling. Pattern Recognition Letters, 42, 11–24.

Lin, Y; Yan, Y; Xu, J; Liao, Y; & Ma, F. (2021). Forecasting stock index price using the CEEMDAN-LSTM model. *The North American Journal of Economics and Finance*, *57*, 101421.

Samadi, S; Bayani, ozra. (2009). Relation between Macroeconomic Variables and General Index in Tehran Stock Exchange. *Economical Modeling*, 2(6), 111-130. (In Persian).

Sarafraz, S; Sefati, F. and Ghiasvand, A. (2016). Predicting stock prices with hybrid market indices using a fuzzy neural model. *International Conference on Modern Research in Management, Economics and Accounting*. (In Persian).

Tipirisetty, Abhinav, "Stock Price Prediction using Deep Learning" (2018). *Master's Projects*. 636.

W. Long, Z. Lu and L. Cui, (2018). Deep learning-based feature engineering for stock price movement prediction, Knowledge-Based Systems, 164, 163-173.

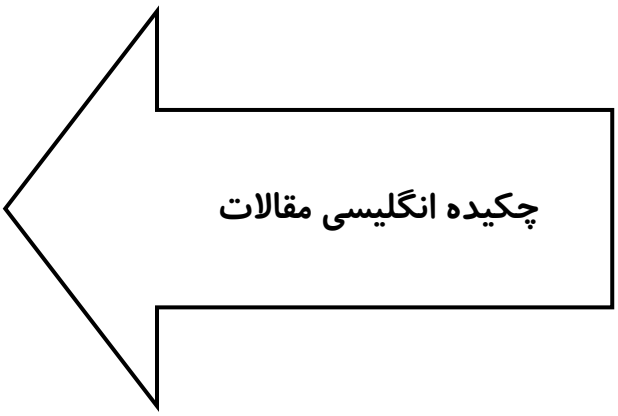
Yan, B; & Aasma, M. (2020). A novel deep learning framework: Prediction and analysis of financial time series using CEEMD and LSTM. *Expert systems with applications*, *159*, 113609.

Y. Liu, (2019). Novel Volatility Forecasting Using Deep Learning – Long Short-Term Memory Recurrent Neural Networks, Expert Systems with Applications,132, 99-109.

Zarei, G; Mohamadiyan, R; Nayeri Hazeri, H; Mashokouh ajirlou, M. (2018). The Comparison of Fuzzy Neural Network Methods with Wavelet Fuzzy Neural Network in Predicting Stock Prices of Banks Accepted in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Strategy*, 6(3), 109-138. (In Persian).

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
Factor Models and Long-Tern Underperformance of the IPOs	Iraj Asghari Javad Shekakhah Mohammad Marfu Mohammadjavad Salimi	**1-2**
The Value Relevance of Fair Value of Marketable Securities Portfolio in the Investment Companies	Ali Rahmani Fateme Hamedi Esmaeil Farzanehkargar	**3-6**
The Interaction of Innovation with Globalization and Institutional Quality on the Financial Wealth	Abolfazl Shahabadi Zahra Heidari Ali Tavassoli Nia	**7-10**
Investigating the Relationship Between Bank, Automotive, Cement, Base Metals, and Petroleum Products in Tehran Stock Exchange in Positive and Negative Return by Asymmetric TVP-VAR	Vahid Omidi Soheil Rudari Amir Jamshidi	**11-16**
Providing an Index to Measure the Sentiment Investor in the Iranian Capital Market	Mohammad Tohidi Ali Amirshahi Ehsan Aghasi	**17-18**
Investigating of Systematic Risk Contagion Effect among Industries listed in Tehran Stock Exchange: the Tail Event Driven Network	Elham Farzanegan	**19-22**
Investigating Motivations Risk Shift Mutual Funds Managers in Bullish and Bearish Market And its Impact on Return	Reza Tehrani Jamshid Bigdelo Milad Erfani	**23-26**
Comparing the Performance of Algorithmic Trading Systems Based on Machine Learning In The Cryptocurrency Market	Emad Koosha Mohsen Seyghali Ebrahim Abbasi	**27-30**
The Effect of Political and Economic Uncertainty on the Instability of the Banking Sector in Tehran Stock Exchange (Time-Varying Parameter Approach)	Davoud Hasani Mir Feyz Fallah Shams Gholamreza Zomorodian	**31-34**
Presenting the Forecasting Model of Analysis of Capital Market Signals Using (CEEMD-DL(LSTM)) Approach	Sakineh Sayyadi Nezhad Ali Esmaeilzadeh Makhari Mohammadreza Rostami Ahmad Yaghobnejad	**35-37**

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 12, No. 44, Spring 2024

pp. 1-2

Research Paper

Factor Models and Long-Tern Underperformance of the IPOs[1]

Iraj Asghari[2], Javad Shekakhah[3], Mohammad Marfu[4], Mohammadjavad Salimi[5]

Received: 2023/03/31 Accepted: 2023/06/12

INTRODUCTION

Based on the existing research literature on initial public offerings (IPOs), it is evident that while IPOs often exhibit strong short-term performance, their long-term performance tends to lag behind that of the broader market or relevant industry. This long-term underperformance is a critical concern for participants in the capital market. The current study employs factor models to delve into the long-term performance of IPOs, specifically focusing on the phenomenon of their underperformance over extended periods. To provide a comprehensive and reliable understanding of this phenomenon, analyses have been conducted at multiple levels, encompassing both market-wide and industry-specific perspectives.

MATERIALS AND METHODS

The research encompassed an analysis of 235 initial public offerings (IPOs) spanning from February 2015 to December 2020, totaling 57 months of observation. Utilizing a factor model approach, monthly time series data for portfolios comprising IPOs were employed to investigate the performance of these offerings. To explore the variability in IPO performance, the intercept level of the models was utilized. Given the lack of consensus among researchers regarding the appropriate duration for assessing the long-term performance of IPOs, this study examined three distinct periods: 12, 24, and 36 months.

---

1. DOI: 10.22051/JFM.2022.34226.2471
2. Ph.D. Student, Department of Accounting, Alameh Tabataba`i University (ATU), Tehran, Iran. Email:Asghari@pgu.ac.ir.
3. Associate Professor, Department of Management and Accounting, Alameh Tabataba`i University (ATU), Tehran, Iran. Corresponding Author. Email: shekarkhah@atu.ac.ir.
4. Assistant Professor, Department of Management and Accounting, Alameh Tabataba`i University (ATU), Tehran, Iran, Email:marfu@atu.ac.ir.
5. Assistant Professor, Department of Management and Accounting, Alameh Tabataba`i University (ATU), Tehran, Iran. Email: J_salimi@atu.ac.ir.

Moreover, considering the diverse models available to explain IPO performance and their potential impact on outcomes, three conventional models were employed: those proposed by Fama and French (2003 and 2015) and Hou et al. (2015). Additionally, analyses were conducted separately for the stock and over-the-counter markets. Due to data constraints, the study focused solely on portfolios comprising companies from the chemical, pharmaceutical, agricultural, and basic metal industries. Consequently, industry-level analyses were restricted to these four sectors.

RESULTS AND DISCUSSION

The validation tests conducted on the models affirmed their validity, with results indicating that all investigated models possess sufficient explanatory power. The adjusted explanatory power (adj R2) ranged from 69% to 85%, with a decrease observed as the definition of the long-term period extended. Notably, IPOs exhibited a strong correlation with the market, with market risk and profitability emerging as the primary factors influencing their returns. Other variables had minimal impact on explaining the long-term performance of IPOs.

In terms of investigating the underperformance phenomenon, the study did not yield substantial evidence supporting either low or high performance among initial public offerings. Across all periods and models, the intercepts lacked statistical significance. Moreover, disaggregating the data into market and industry levels did not yield notable differences in results. Analysis of the four specified industries indicated a lack of statistically significant phenomena, although borderline significance with a positive coefficient was observed in certain periods for the chemical industry. Additionally, the distinction between IPOs listed in the stock market versus those in the over-the-counter market did not affect their long-term performance.

CONCLUSION

The evidence from the current research does not support the existence of the phenomenon of "IPOs long-term underperformance" or its reverse form of overperformance in any of the tested cases. This conclusion holds true across different time periods (12-24 and 36 months), market types (stock and over-the-counter), and industries (chemical, pharmaceutical, agriculture, and basic metals). Furthermore, the choice of model used in the analysis did not have a significant impact on the results. In more technical terms, it can be concluded that over periods exceeding one year, the market does not differentiate between IPOs and other companies based on factors beyond known fundamental factors. This finding challenges the necessity of adjusting individual decision-making models in response to initial public offerings. Additionally, it provides valuable insights for legislators when crafting regulations related to the capital market, especially those pertaining to initial offerings.

Keywords: Long Term Performance, Factor Models, Initial Public Offering (IPO), Under Performance Phenomenon.
JEL Classification: D53.

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. 12, No. 44, Spring 2024

pp. 3-6

Research Paper

The Value Relevance of Fair Value of Marketable Securities Portfolio in the Investment Companies[1]

Ali Rahmani [2], Fateme Hamedi[3],Esmaeil Farzanehkargar[4]

Received: 2023/08/19 Accepted: 2022/02/24

INTRODUCTION

The category of investments is considered a significant aspect of a company's assets and is duly acknowledged by standard setters, leading to the establishment of specific accounting standards for its treatment. Ensuring the accurate application of these standards holds particular significance in the financial reporting of companies operating in the investment industry. In accordance with paragraph 29 of Iran's Accounting Standard No. 15, marketable investments held as current assets can be reflected in the balance sheet using either the market value or the lower of cost and net sales value as permissible methods. Additionally, irrespective of the classification and valuation criteria used within the financial statements, all marketable investments are required to be reported based on market value as supplementary disclosures. Therefore, investment companies and holding companies disclose the market value of their investment in tradable securities on stock exchanges in the explanatory notes of their annual and quarterly financial reports. Furthermore, as per paragraph 9 of article 7 of the third chapter of the executive directive on the disclosure of information for registered companies, since 2007, they are obligated to prepare and disclose information regarding their investment portfolios at the end of each month, within 10 days after the month's end.

1. DOI: 10.22051/JFM.2024.44721.2856

2. Professor, Department of Accounting, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email: rahmani@alzahra.ac.ir.

3. Ph.D. Student, Department of Accounting, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. Email: Hamedi6163@gmail.com.

4. Instructor, Department of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Iran. Email:fkargar@hormozgan.ac.ir.

The fundamental question arises regarding the comparative utility of market value versus historical cost for marketable securities portfolios, particularly in light of evolving accounting standards favoring fair values. Despite the obligatory disclosure of market value for stock market investments as supplementary information, the feasibility of aligning this practice with contemporary standards advocating fair values poses a pertinent query. The necessity for conducting this research is underscored by the growing significance of investment companies in the Iranian stock market, aiming to foster a culture of indirect investment and providing investors with deeper insights into the relationship between accounting information and stock prices.

The innovation of this study lies in several aspects. Firstly, it contributes additional evidence on the association between fair value-based accounting figures and stock prices. Secondly, it marks the first investigation into the correlation between accounting information of marketable securities portfolios and stock price reactions of investment companies in the Iranian stock market. Thirdly, while existing theories predominantly focus on the correlation of earnings per share and book value per share with stock prices, this research explores the market value of marketable securities portfolios as a significant determinant affecting the stock price of investment companies, thereby expanding the scope of existing studies. Lastly, the study also offers additional insights into the impact of financial crises on the value relevance of the examined accounting figures, shedding light on Iranian investors' behavior and reactions.

MATERIALS AND METHODS

This study focuses on assessing the relative and incremental value relevance of competing measures, namely cost and market value, using multiple linear regression of accounting variables on stock prices. Additionally, the robust regression method was employed to ensure the reliability of the results. The study spans a monthly time period from March 21, 2018, to April 30, 2022, with the statistical population comprising all investment companies admitted to the Tehran Stock Exchange market before 2018. Ultimately, based on available data from 47 companies, the population was narrowed down to 2,350 company-month observations.

RESULTS AND DISCUSSION

According to Table No. 1 (right side), the market value variable of the investment portfolio and the cost of the non-stock market investment portfolio show a significant positive relationship with the current stock price at the 99% confidence level. Additionally, the book value variable of each share exhibits a significant positive relationship with the current stock price at the 95% confidence level. Therefore, based on these findings, there is no evidence to reject the first hypothesis.

Table 1. The results of the first and second hypothesis test

$PRICE=\alpha_0+\beta_1 BV_{it}+\beta_2 STOCKCOST_{it}+\beta_3 OTHERSTOCKCOST_{it}+\varepsilon_{it}$			Model 2	$PRICE=\alpha_0+\beta_1 BV_{it}+\beta_2 PV_{it}+\beta_3 OTHERSTOCKCOST_{it}+\varepsilon_{it}$				Model 1
p-v	T	Std	Coefficient	p-v	T	std	Coefficient	Variable
0/321	0/990	0/194	0/193	0/043	2/020	0/163	0/331	BV

PRICE=$\alpha_0 + \beta_1 BV_{it} + \beta_2 \text{STOCKCOST}_{it} + \beta_3 \text{OTHERSTOCKCOST}_{it} + \varepsilon_{it}$			Model 2	PRICE=$\alpha_0 + \beta_1 BV_{it} + \beta_2 \text{PV}_{it} + \beta_3 \text{OTHERSTOCKCOST}_{it} + \varepsilon_{it}$				Model 1
p-v	T	Std	Coefficient	p-v	T	std	Coefficient	Variable
-------	---------	-------	---------	0/000	13/83	0/041	0/565	PV
0/002	2/981	0/312	0/931	0/000	4/358	0/274	1/194	OTHER STOCK COST
0/000	6/870	0/361	2/484	--------	----------	--------	---------	STOCK COST
0/000	58/598	0/016	0/955	0/000	37/878	0/023	0/895	AR(1)
0/0008	3/366	2998/29	10092/90	0/0001	3/9670	998/206	3960/783	C
P-V= 0/000	F= 821/55	D-W= 1/782	R^2= 0/934	P-V= 0/000	F= 1105/97	D-W= 2/026	AdjR^2= 0/945	R^2= 0/950
Vuong :LR test: 2/415 P-VALUE: 0/015 NUMBER: 2303								

To test the second hypothesis, the R2 of models 1 and 2 in Table 3 were compared, and the statistical significance of their difference was assessed using Wong's test. The results of Wong's test indicate a significant increase in R2 of the first model compared to the second model. Therefore, the evidence obtained supports the second hypothesis.

Regarding the third hypothesis, the results in Table 2 show that the coefficient of the market value of the stock market investment portfolio, in the presence of its cost, has decreased slightly but still maintains statistical significance at the 99% confidence level. However, the cost coefficient of the stock market investment portfolio lacks statistical significance. Thus, the observed increase in information content for this accounting item is not evident, and the available evidence also supports the third hypothesis.

Table 2. The results of hypothesis 3 test

PRICE=$\alpha_0 + \beta_1 BV_{it} + \beta_2 \text{PV}_{it} + \beta_3 \text{STOCKCOST}_{it} + \beta_3 \text{OTHERSTOCKCOST}_{it} + \varepsilon_{it}$					
VIF	**P-V**	**T**	**std**	**Coefficient**	**Variable**
1/395	0/043	2/016	0/164	0/330	BV
1/304	0/698	0/387	0/337	0/130	STOCKCOST
1/232	0/000	4/265	0/278	1/187	OTHERSTOCKCOST
1/462	0/000	12/376	0/045	0/560	PV
	0/000	37/884	0/023	0/896	AR(1)
	0/000	3/887	990/569	3851/238	C
	Prob 0/000	F= 883/853	DW=2/024	Adj R^2=0/945	R^2= 0/955

CONCLUSION

The empirical evidence from this research indicates that the cost, when compared to the market value, demonstrates lower relative value relevance and does not exhibit increasing value relevance in its presence. Consequently, the net book value of equity, which is a key financial statement metric, may encounter potential challenges in its utility for economic decision-making and may experience a reduction in quality characteristics. Despite this, there is an opportunity to enhance the quality of financial reporting by changing reporting standards to require the disclosure of market values of marketable securities portfolios in financial statements, alongside cost disclosure in explanatory notes, without incurring additional information provision costs for companies.

Critics of fair value argue against its role in exacerbating financial crises, particularly during the recent financial crisis. However, this claim has been refuted based on a report prepared by the US Securities Exchange Commission for Congress. Additional tests conducted in this research show that investors appropriately reacted to the crisis by reducing the value relevance of market value-related metrics in the stock market portfolio. Furthermore, the findings do not indicate that fair values contributed to worsening the crisis.

Keywords: Investment Portfolio, Fair Value of Investment, Value Relevance, Investment Industry, Disclosure Versus Recognition.
JEL Classification: C52, G11, G14, G31.

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. 12, No. 44, Spring 2024
pp. 7-10

Research Paper

The Interaction of Innovation with Globalization and Institutional Quality on the Financial Wealth[1]

Abolfazl Shahabadi[2], Zahra Heidari[3], Ali Tavassoli Nia[4]

Received: 2023/05/23 Accepted: 2023/12/16

INTRODUCTION

Aristotle and later Adam Smith, regarded as the father of modern economics, defined economics as the science of wealth (Martinavicius, 2013), laying the foundation for economic inquiry. However, the mutual effect of innovation, globalization, and governance institutions on financial wealth has been relatively understudied in existing research. Therefore, this study aims to address this research gap by examining the interplay of these key variables. Given the unprecedented nature of this approach using secondary data from both domestic and international sources, the study seeks to investigate the mutual influence of innovation, globalization, and governance institutions on financial wealth. Specifically, the study focuses on 48 selected science-producing countries over the period 2011-2020. By analyzing various input variables such as the global innovation index, human capital and research, infrastructure, business complexity, market complexity, globalization, and governance, the research aims to shed light on the intricate relationships between these factors and financial wealth.

1. DOI: 10.22051/JFM.2022.34226.2471

2. Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email: a.shahabadi@alzahra.ac.ir.

3. Ph.D. Student, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. Email: arefehheidari1995@gmail.com.

4. M.Sc. Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. Email: alitavassoli1994@gmail.com.

METHODOLOGY AND PRESENTATON OF RESEARCH MODEL

$$WE_{it} = f(X_{it}, X_{it} * GL_{it} * GO_{it}) \quad (1)$$

$$X_{it} = f(INS, INF, HC, BC, MC) \quad (2)$$

To specify a suitable econometric model and comprehensively examine all aspects, various scenarios have been considered. The interaction effect of innovation, globalization, and governance is represented by X_{it}*GL_{it}*GO_{it}, while INS, INF, HC, BC, and MC denote institution and institutions, infrastructure, human capital and research, market complexity, and business complexity, respectively. Additionally, the current research model, a form of dynamic panel data analysis, includes the dependent variable interval (financial wealth per adult in a previous period) as an explanatory variable.

MODEL ESTIMATION

Prior to estimating the model, it is crucial to conduct unit root tests to ascertain the significance of the variables and prevent the occurrence of spurious regression. In this research, the Levin, Lin, and Cho (LLC) method was employed to assess the significance of the variables. The process of examining the invariance of the variables involves testing the null hypothesis (H0) of the existence of a unit root, which, if not accepted, leads to the rejection of the assumption of variable invariance. Table (1) presents the results of this test.

Table 1. The results of the mean test of the variables

Variables	Test statistics	P- value	Result
Financial wealth per adult	-3.58	0.000	At the mana level
institution and institutions	-10.52	0.000	At the mana level
Infrastructure	-11.94	0.000	At the mana level
Human capital and research	-12.91	0.000	At the mana level
Market complexity	-19.35	0.000	At the mana level
Business complexity	-8.95	0.000	At the mana level
Globalization	-7.45	0.000	At the mana level
governing body	-5.17	0.000	At the mana level

Source: Research findings

Based on the results of the test, all variables are significant at the chosen significance level, indicating that there is no concern regarding the occurrence of spurious regression.

Table 2. The results of the model estimation ability test in the form of panel data

Model	F statistic of cross-sectional fixed effects	F statistic for time fixed effects	F statistic of cross section and time fixed effects
Mode 1: The effect of innovation inputs	122.75 (0.000)	13.85 (0.000)	109.44 (0.000)
Mode 2: the interaction effect of the index of innovation*globalization*dominance	157.32 (0.000)	21.60 (0.000)	134 (0.000)

Model	F statistic of cross-sectional fixed effects	F statistic for time fixed effects	F statistic of cross section and time fixed effects
Mode 3: The interplay of globalization*sovereignty*institutions	127.56 (0.000)	14.35 (0.000)	115.09 (0.000)
Mode 4: The interaction effect of globalization*sovereignty*human capital and research	124.48 (0.000)	14.25 (0.000)	111.42 (0.000)
Mode 5: The interaction of globalization*sovereignty*infrastructure	129.14 (0.000)	14.88 (0.000)	111.44 (0.000)
Mode 6: The interplay of globalization*dominance*market complexity	128.04 (0.000)	14.61 (0.000)	114.43 (0.000)
Mode 7: The interaction of globalization*dominance*business complexity	123.78 (0.000)	13.83 (0.000)	111.06 (0.000)

Source: Research findings

Comparing the test statistic results with the critical values in the table confirms the statistical significance of the bilateral integrated model in all cases.

Table 3. A guess made by Rosh Gashtawarha, his generalization

The dependent variable: Financial wealth	The first mode	The second mode	The third mode	The fourth mode	The fifth mode	The sixth mode	The seventh mode
LWEit-1	0.44 (0.000)	0.35 (0.000)	0.43 (0.000)	0.44 (0.000)	0.43 (0.000)	0.44 (0.000)	0.43 (0.000)
LINS	0.67 (0.000)	---	---	0.32 (0.000)	0.30 (0.001)	0.41 (0.000)	0.30 (0.000)
LHC	0.76 (0.000)	---	0.68 (0.000)	---	0.50 (0.000)	0.66 (0.000)	0.50 (0.000)
LINF	0.25 (0/00)	---	0.18 (0.000)	0.16 (0.000)	0.11 (0.002)	0.19 (0.008)	0.11 (0.002)
LBC	0.54 (0/00)	---	0/48 (0.000)	0/44 (0.000)	0/25 (0.000)	---	0/25 (0.000)
LMC	0.37 (0.000)	---	0.36 (0.000)	0.36 (0.000)	---	0.37 (0.000)	---
LINGlGo	---	0.98 (0.000)	---	---	---	---	---
LGtGo*INS	---	---	0.47 (0.000)	---	---	---	---
LGlGo*HC	---	---	---	0.65 (0.000)	---	---	---
LGlGo*INF	---	---	---	---	---	---	---
LGlGo*BC	---	---	---	---	---	0.48 (0.000)	---
LGlGo*MC	---	---	---	---	0.96	---	0.96

The dependent variable: Financial wealth	The first mode	The second mode	The third mode	The fourth mode	The fifth mode	The sixth mode	The seventh mode
					(0.000)		(0.000)
Sargan	47.08 (0.14)	47.62 (0.25)	47.38 (0.14)	47.10 (0.14)	46.89 (0.15)	47.42 (0.14)	46.89 (0.15)
Number of Obs	480						
Number of groups	480						

Source: Research findings

The coefficient of the dependent variable with a break is consistently positive and significant across all seven states of the model, aligning with theoretical expectations. This indicates that financial wealth in each period is positively influenced by the financial wealth of the previous period.

These findings hold potential significance for macroeconomic policymakers, particularly in transition countries. By informing the development of appropriate policies and detailed planning, these results can contribute to enhancing the financial wealth and overall status of these countries.

SUMMARY AND SUGGESTIONS

The results demonstrate that all innovation indicators (including institutions and institutions, human capital and research, infrastructure, market complexity, and business complexity) have a positive and significant effect on financial wealth. Additionally, the mutual effect of innovation, globalization, and governance indicators on financial wealth is positive and significant. Moreover, the combined effect of globalization and governance with innovation components on financial wealth is also positive and significant. Therefore, it is recommended that countries with low financial wealth focus on improving governance quality, leveraging globalization opportunities, and fostering innovation components to enhance financial wealth.

Keywords: Financial Wealth, Innovation, Globalization, Governance.
JEL Classification: O30, F60, E21, H10.

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. 12, No. 44, Spring 2024
pp. 11-16

Research Paper

Investigating the Relationship Between Bank, Automotive, Cement, Base Metals, and Petroleum Products in Tehran Stock Exchange in Positive and Negative Return by Asymmetric TVP-VAR[1]

Vahid Omidi[2], Soheil Rudari[3], Amir Jamshidi[4]

Received: 2023/06/06 Accepted: 2023/11/16

INTRODUCTION

The most important issue facing an investor is the selection of an optimal asset portfolio. This issue is of greater importance in markets that experience more volatility. In recent years, investment in Tehran Stock Exchange has witnessed periods of boom and recession. On the other hand, the volatility of the total index is also of high importance, because usually investors who do not have enough information about it tend to invest in this market. This can have important consequences for a) the credibility of the capital market and b) the stability of the macro economy. In the first part, the decline in the credibility of the capital market can lead to the exit of real money from this market and reduce the depth of the market. In the second part, creating dissatisfaction will be accompanied by increasing social unrest. Therefore, it is

1. DOI: 10.22051/JFM.2024.43995.2830

2. Assistant Professor, Department of Economics and Administrative Sciences, Qom University, Qom, Iran. Corresponding Author. Email: V.omidi@qom.ac.ir.

3. Ph.D. Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran. Email: soheil.roudari@gmail.com.

4. Ph.D. Student, Department of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University, Ahwaz, Iran. Email: amirjamshidi.eco@gmail.com.

necessary to conduct studies with the aim of increasing the awareness of investors in the stock exchange. Therefore, this study tries to investigate the relationship between some of the important industrial groups in Tehran Stock Exchange from 01/05/1394 to 02/17/1402. The purpose of the study is to investigate the relationship between the studied groups in positive and negative returns. The results of this study will answer the following questions: 1) Are the relationships of all the studied groups symmetrical in periods with positive and negative returns? 2) Which groups have played a leading role and which groups have played a follower role in positive and negative returns? In other words, which groups were the risk transmitters and receivers? 3) How was the risk transmission in the pairwise relationship of the groups in positive and negative returns?

METHODOLOGY

According to Adekoya et al.'s study (2022), positive and negative returns are used in the TVP-VAR method to calculate the asymmetric relationship. According to the method of Antonakakis et al. (2020), using the Bayesian Information Criterion (BIC) for the TVP-VAR model, we will have:

$$1. \qquad z_t = B_t z_{t-1} + u_t \qquad u_t \sim N(0, \Sigma_t)$$

$$2. \qquad vec(B_t) = vec(B_{t-1}) + \nu_t \qquad \nu_t \sim N(0, R_t)$$

Since the concept of Generalized Forecast Error Variance Decomposition (GFEVD) which was established by Kopp et al. (1996) and Sons and Shin (1998) based on Wold's theorem, the estimation made by the TVP-VAR model should be related to the TVP-VMA process to be converted. This is done using the following relationship:

$$3. \qquad z_t = \sum_{i=1}^{p} B_{it} z_{t-i} + u_t = \sum_{j=0}^{\infty} A_{jt} u_{t-j}$$

First, we consider the case where variable i transmits the shock to other variables, j:

$$4. \qquad C^{g}_{i \to j,t}(H) = \sum_{j=1, i \neq j}^{k} \tilde{\psi}^{g}_{ji,t}(H)$$

When the variable i receives the shock from other variables, j, the desired relationship is as follows:

$$5. \qquad C^{g}_{i \leftarrow j,t}(H) = \sum_{j=1, i \neq j}^{k} \tilde{\psi}^{g}_{ij,t}(H)$$

By subtracting the relation 5 from 6, the directional net effect of variable i in the whole pattern is obtained. In order to calculate the communication index in the investigated model, the following relationship can also be used:

$$6. \qquad C_t^g(H) = \frac{\sum_{i,j=1,i\neq j}^{k} \tilde{\psi}_{ij,t}^{g}(H)}{\sum_{i,j=1}^{k} \tilde{\psi}_{ij,t}^{g}(H)} = \frac{\sum_{i,j=1,i\neq j}^{k} \tilde{\psi}_{ij,t}^{g}(H)}{k}$$

RESULTS OF THE MODEL ESTIMATION

In the time period under study, basic metals had the greatest impact on the market of other groups in terms of total return and positive return. On average, basic metals were risk transmitters to other markets.

On the other hand, banks had the same effect on other groups in all three cases. Specifically, in positive and negative returns, banks maintained their impact on other groups almost equally. The only difference is that in negative returns, it was the banks that were the net risk transmitters to basic metals. In the other two cases, this is the opposite.

In addition, petroleum products were affected by other groups in all three cases. Interestingly, cement was an influencer in positive returns and an influencer in negative returns. On average, in the period under study, the banking, basic metals and cement groups had an impact on petroleum products in all three cases, and petroleum products were the net risk transmitters to the automotive group in all three cases.

- Risk Transmitters and Receivers

Therefore, it can be concluded that, on average, basic metals and banks were the largest risk transmitters and automotive and petroleum products were the largest risk receivers in the period under study. In other words, on average, basic metals and banks played a leading role and automotive and petroleum products played a follower role in the set under study.

- SPECIFIC FINDINGS

- Basic metals had the greatest impact on the market of other groups in terms of total return and positive return.
- Banks had the same effect on other groups in all three cases.
- Petroleum products were affected by other groups in all three cases.
- Cement was an influencer in positive returns and an influencer in negative returns.

- On average, in the period under study, the banking, basic metals and cement groups had an impact on petroleum products in all three cases.
- Petroleum products were the net risk transmitters to the automotive group in all three cases.
- On average, basic metals and banks were the largest risk transmitters.
- Automotive and petroleum products were the largest risk receivers.
- Basic metals and banks played a leading role.
- Automotive and petroleum products played a follower role.

Conclusion and Recommendations

The public's interest in investing in the capital market in recent years has highlighted the importance of paying attention to this market more than ever. This interest has advantages and disadvantages that need to be considered. Deepening the capital market and reducing speculative activities in different markets such as currency and gold are among the advantages of increasing people's willingness to enter the capital market. On the other hand, the risk of losing capital is an important factor in the sustainability of people's willingness to stay in this market. Therefore, increasing the awareness of investors in making the right decision will be of great importance.

In this study, by examining the relationship between five important industrial groups in Tehran Stock Exchange, including banks, cement, petroleum products, automotive and basic metals in three states of symmetry, positive return and negative return, it was tried to answer the question that whether the total relationship and pairwise relationships of the mentioned groups in positive and negative return conditions are different or not?

The result of the study indicates a positive answer to the question raised. In other words, what is obtained from the study shows that in terms of the total relationship index in recent years, the amount of relationship in negative return has been higher, which indicates an increase in the intensity of risk transmission between the groups studied in periods with negative return. Also, it was found that in the network created in this study, banks and basic metals played the role of risk transmitters. On the other hand, the automotive and petroleum products group were the risk takers in the period under study.

Based on the findings of this study, the following suggestions for investment in the mentioned groups are provided:

- Investors should be aware that in periods with negative returns, the relationship between the industrial groups mentioned in this study is stronger. Therefore, risk transmission between groups will also be higher in this period. In this case, investors should be more cautious in diversifying their investment portfolio in periods with negative returns.
- Considering that the banking and basic metals group were net risk transmitters and the automotive and petroleum products group were net risk takers in the period under study, investors should note that a portfolio including these four groups cannot protect them from risk. In other words, if the investment portfolio includes shares of the four mentioned groups, due to the relationship between these four groups, the increase in risk in the two groups of banks and basic metals will be quickly transferred to the two groups of petroleum products and automotive.
- The results obtained in relation to the cement group show that this industrial group has fluctuated between net influencer and net influencee in relation to the other four groups, and this fluctuation has been more in positive return. Also, its pairwise relationship with other groups also indicates the low level of its influence and influence. Therefore, the cement group can play the role of a stabilizing factor in the portfolio.

Based on the findings of this study, the following recommendations are made for future research:

- Examining the relationship between other industrial groups in Tehran Stock Exchange
- Investigating the relationship between the groups studied in this study in a longer period of time
- Examining the relationship between the groups studied in this study in other countries

Keywords: Asymmetric TVP-VAR, Portfolio, Return, Tehran Stock Exchange.
JEL Classification: G01, G11, G17, G32.

References

Adekoya, O. B; Akinseye, A. B; Antonakakis, N; Chatziantoniou, I; Gabauer, D; & Oliyide, J. (2022). Crude oil and Islamic sectoral stocks: Asymmetric TVP-VAR connectedness and investment strategies. *Resources Policy, 78*, 102877.

Antonakakis, N; Chatziantoniou, I; and Gabauer, D. (2020). Refined measures of dynamic connectedness based on time-varying parameter vector autoregressions. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(4):84.

Koop, G; Pesaran, M. H; and Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1):119–147.

Pesaran, H. H. and Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1):17–29.

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. 12, No. 44, Spring 2024

pp. 17-18

Research Paper

Providing an Index to Measure the Sentiment Investor in the Iranian Capital Market[1]

Mohammad Tohidi[2], Ali Amirshahi[3], Ehsan Aghasi[4]

Received: 2023/06/24 Accepted: 2023/10/17

INTRODUCTION

Investors do not always make rational decisions and often allow emotions to influence their choices, leading to occasional errors. Therefore, it is necessary to evaluate investors' performance and forecast market trends to gauge their emotional tendencies. Market sentiment, also known as investor sentiment, represents the collective perception of investors toward specific securities or the broader financial market. While investors' emotions are recognized as crucial factors affecting stock prices, measuring these emotions poses challenges due to the complexities of human behavior. Consequently, the primary objective of this research is to develop a quantitative index to measure investors' emotional tendencies in the Tehran Stock Exchange. To achieve this goal, a thorough examination of existing research in this field was conducted. Subsequently, various components and criteria were identified from scientific literature to be used in measuring emotional tendencies. Utilizing established methodologies, scientists then began designing the aforementioned index.

MATERIALS AND METHODS

From a practical perspective and in terms of methodology, this research employs correlation analysis methods as a subset to determine the relationship and select variables influencing the trend of investors' sentiments. The principal component analysis (PCA) model is utilized to identify effective variables. Additionally, regression analysis is employed to

1. DOI: 10.22051/JFM.2020.28613.2226
2. Associate Professor, Department of Finance, Faculty of Islamic Studies and Management, Imam Sadegh University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email: tohidi@isu.ac.ir.
3. M.Sc. Student, Department of Finance, Faculty of Islamic Studies and Management, Imam Sadegh University, Tehran, Iran. Email: ali.amirshahi.isu.ac@gmail.com.
4. M.Sc. Department of Financial, Faculty of Finance, Khatam University, Tehran, Iran. Email: aghasiehsan@gmail.com.

investigate how investors' sentiment impacts the performance of the total index and the occurrence of price bubbles. To extract the components used in the index, structured and targeted literature reviews are conducted, along with gathering information from the stock exchange organization and financial information processing databases such as Amin Innovations. It's worth mentioning that EViews 12 and SPSS 22 software are utilized to conduct the factor analysis process. Moreover, the principal components method is employed for factor analysis.

RESULTS AND DISCUSSION

In this research, a total of 14 components were evaluated, out of which 8 were selected for inclusion in the final model. These components include: APF, ATR, BSI, CEFD, PE, PSY, RSI, and Tv. The principal component analysis (PCA) method was employed to extract an index measuring the emotional tendency of Tehran Stock Exchange investors. Monthly data from the period 2014 to 2020 was utilized for this analysis. After identifying the desired components and gathering relevant data from reliable databases reflecting investors' emotional tendencies, the data was input into software for factor analysis using the principal component method (PCA).

Based on the mentioned cases, finally, the relationship between the index and the ready hand is as follows:

Sentiment = 0.738APFi + 0.817 ATRi+ 0.573 BSIi+ 0.532CEFDi + 0.704 PEi + 0.867 PSYi + 0.787 RSIi + 0.682TVi

CONCLUSION

The findings of this research indicate that the developed index effectively measures investors' emotions. Consequently, traders, capital market analysts, portfolio managers, retail investors, and institutional investors can utilize the index to assess investors' emotional behaviors and enhance decision-making in their transactions. Internal studies reviewed thus far have primarily focused on evaluating the impact of investors' sentiments in specific cases, with only one study addressing the measurement of sentiments among active investors in the Iranian capital market through an index. However, this study distinguishes itself by designing an index based on three components, differing in both quantity and type of variables from previous research. Additionally, while some foreign studies have introduced indices, the key distinctions lie in the target population and the inclusion of limited and somewhat different variables. This research, on the other hand, incorporates various factors into the index design process, setting it apart from previous endeavors.

]

Keywords: Investor Sentiment, Market Sentiment, Stock Market, Principal Component Analysis, PCA.

JEL Classification: G40 ،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. 12, No. 44, Spring 2024
pp. 19-22

Research Paper

Investigating of Systematic Risk Contagion Effect among Industries listed in Tehran Stock Exchange: the Tail Event Driven Network[1]

Elham Farzanegan[2]

Received: 2023/05/07 Accepted: 2023/10/17

INTRODUCTION

The Tehran Stock Exchange and its associated industries have been susceptible to tail events in recent years, including U.S. and European sanctions against Iran and the COVID-19 pandemic. These crises have heightened interconnections among affected industries, leading to increased risk spread within the financial system. During crisis episodes, risks are rapidly transmitted among industries through a contagion mechanism, resulting in fluctuations across the entire system. Consequently, promoting financial stability has become a priority for regulators and academic researchers. Analyzing systemic risk contagion and tail risk interconnectedness among industries is crucial for enhancing the stock market's safety and developing relevant macroprudential policies.

While the stock market serves a vital role in resource allocation and price discovery, the Tehran Stock Exchange remains relatively immature, posing a higher risk of contagion throughout the entire market. For instance, the collapse of stock price

1. DOI: 10.22051/JFM.2024.43587.2819

2. Assistant Professor, Department of Economics, Nahavand Higher Education Complex, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Corresponding Author. Email: e.farzanegan@basu.ac.ir.

bubbles in the Tehran Stock Exchange in the past two decades led to significant investor losses and subsequent economic downturns. This financial turbulence underscores the importance of measuring systemic risk within the stock market.

Interconnections among industries in a network imply that shocks in one industry can propagate risk transmission to related industries, potentially causing contagion across the entire stock market. Therefore, investigating risk interrelationships among industries and identifying systematically linked industries is essential for effectively predicting systemic risks and controlling risk propagation within the stock market.

This study aims to analyze the risk interdependence among the main industries listed on the Tehran Stock Exchange, particularly focusing on the contagion effects during extreme market conditions.

MATERIALS AND METHODS

For these purposes, a tail event-driven network is constructed to analyze 29 major industries, including 196 active companies, spanning from 2019 to 2023. Specifically, the study utilizes the CoES (Conditional Expected Shortfall) as a measure of risk profile and constructs time-varying asymmetric adjacency matrices based on similarities in risk profiles between paired nodes in the network. This approach enables the investigation of contagion effects of systemic risk among industries during tail events.

To identify industries that contribute most to risk contagion, the study employs systemic risk scores and a systemic risk decomposition technique.

Furthermore, to explore the contributions of different industries in systemic risk transmission and diversification across different quantiles, the study utilizes the Tail Event-driven Network Quantile Regression Model (TENQR).

Daily closing prices of selected industries and active companies are used in this study. The calculation of Value at Risk (VaR) is performed using four systemic risk factors proposed by Fama and French (1993) and Carhart (1997).

RESULTS AND DISCUSSION

The analysis of similarity matrices and adjacency matrices reveals an increasing trend in similarities between industries from 2019 to 2023, indicating a rise in

interdependence among industries over time. Notably, the Bank and Bimeh industries do not exhibit negative correlations with any other industries. Undirected graphs derived from adjacency matrices for 2020 and 2023 underscore the significant role of all industries, both financial and non-financial, in risk transmission. Systemic risk decomposition findings indicate that non-financial industries are the primary contributors to risk within the network. Specifically, industries such as Dastgahayebargi in 2018, Shimiyaee in 2019 and 2021, Chandreshtesanati in 2020, and Kashivaseramik in 2022 emerge as key contributors to risk contagion. Finally, the results from the TENQR model estimation highlight the substantial role of both financial and non-financial industries in risk transmission, suggesting that risk diversification efforts are less significant compared to risk transmission efforts across industries.

CONCLUSION

The empirical findings highlight the interdependence of all selected industries, with their risk profiles exhibiting positive correlations. This suggests that all 29 industries have contributed to risk contagion, indicating a lack of effective control over systemic risk contagion within the Tehran Stock Exchange. Particularly noteworthy is the absence of negative correlations between the Bank and Bimeh industries and other sectors throughout the sample period, indicating a deficiency in the ability of financial industries to mitigate systemic risk.

Furthermore, the risk decomposition results underscore the significant role of non-financial industries as primary risk transmitters within the network. This emphasizes the importance of regulatory authorities implementing policies to enhance legal transparency, stabilize market expectations, and bolster confidence, ultimately mitigating risk-taking behaviors.

The findings from the TENQR model further support previous conclusions, indicating that all 29 industries predominantly contribute to risk transmission rather than risk diversification.

Given these findings, regulatory authorities should prioritize understanding the relationships among systemically important industries and intervene to improve the risk

transfer and diversification functions across industrial sectors. Moreover, industries can foster sustainable market value growth by enhancing innovation performance. Investors can leverage cross-industry relationships to effectively predict future price movements, enabling informed asset allocation and investment decisions.

Keywords: CoES; Industry Sectors; Network Analysis; Risk Contagion; Systemic Risk.
JEL Classification: C58, G1, 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. 12, No. 44, Spring 2024

pp. 23-26

Research Paper

Investigating Motivations Risk Shift Mutual Funds Managers in Bullish and Bearish Market And its Impact on Return[1]

Reza Tehrani [2], Jamshid Bigdelo[3], Milad Erfani[4]

Received: 2023/02/16 Accepted: 2024/02/24

INTRODUCTION

The incentives of fund managers and their superior capabilities in investing and managing them are two explanations for the changes in risk of joint venture funds in different market conditions. In this research, we analyze 21 mutual funds in the stock market over a period of 79 months from August 2011 to March 2018, using the least squares method to examine the incentives for risk management of mutual funds in stocks and its effect on return on investment. The results of the research show that in bull markets, there is a motivation to compensate for losses, as managers of these funds increase the level of risk, leading to increased returns in future periods. Conversely, managers of winning funds, who exhibit superior investment ability, reduce the risk of the fund and increase returns in future periods.

According to the results, in bearish markets, managers will reduce their future returns by increasing the risk of the fund, reflecting organizational weaknesses or the managers' lack of skills in investing. In contrast, managers who reduce the risk level of the fund seek to increase the return in the fund's future period, motivated by the managers' career concerns.

---

1. DOI: 10.22051/JFM.2019.24725.1985

2. Professor, Department of Financial Management and Insurance, Faculty of Management and Accounting, Tehran University, Tehran, Iran. Email: rtehrani@ut.ac.ir.

3. M.Sc. Department of Financial Management, Alborz University, Karaj, Iran. Corresponding Author. Email: jamshidbigdelo@gmail.com.

4. M.Sc. Department of Economics, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran. Email: milad.er1991@gmail.com.

MATERIALS AND METHODS

Due to the recent emergence of investment funds in Iran and the limited literature available, only a small number of exchange-traded funds (ETFs) were available for the present study. Consequently, to augment the number of observations and thereby enhance the reliability of the results, information from (non-tradable) mutual funds was incorporated into the study.

Given that the current study aims to investigate and delineate managers' motivations in bull and bear markets and their impact on mutual fund returns, it is characterized as applied in terms of purpose and descriptive-correlational in terms of nature and method.

The requisite data were collected on a daily and monthly basis from the websites of the Tehran Stock Exchange, the Financial Information Processing Center of Iran, and the individual fund websites. Regression models were fitted using ordinary and generalized least squares methods. The statistical population of this study comprises all mutual funds active in the Tehran Stock Exchange during the 79-month period from September 2011 to March 2017, with a sample of 21 mutual funds selected for analysis.

In addition, this study employed two regression models following the approach outlined by Popescu and Zu (2017). Regression model (1) examines the relationship between changes in fund risk and the return of the future period, while regression model (2) delves into the relationship between changes in risk during bull and bear markets and the return of the future period of mutual funds. Moreover, to further explore this relationship, we differentiate between funds whose returns for the period under consideration exceed (or fall below) the average return of all member funds in the sample, labeling them as winner (or loser) funds. Subsequently, we rerun the aforementioned regression models for both winner and loser funds to obtain more robust insights into the motivation to alter risk under varying market conditions and its relationship with the return of mutual funds in the stocks of the statistical sample of the study.

$$R_{i,t}=\alpha_{i,t}+\beta_1*P_{i,t-1}+\beta_2*N_{i,t-1}+\beta_3*R_{i,t-1}+\beta_4*S_{i,t-1}+\beta_5*C_{i,t-1}+\beta_6*E_{i,t-1}+\beta_7*T_{i,t-1}+\beta_8*G_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$R_{i,t}=\alpha_{i,t}+\beta_1*(P_{i,t-1}*up)+\beta_2*(N_{i,t-1}*up)+\beta_3*(P_{i,t-1}*down)+\beta_4*(N_{i,t-1}*down)+\beta_5*R_{i,t-1}+\beta_6*S_{i,t-1}+\beta_7*C_{i,t-1}+\beta_8*E_{i,t-1}+\beta_9*T_{i,t-1}+\beta_{10}*G_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

The variables of the proposed regression models are listed below.

Dependent variable:

R: fund return

Independent variables:

P: positive risk change of the fund

N: change in the negative risk of the fund

P_{t-1}*up: change in positive risk in the bull market

N_{t-1}*up: negative risk change in the bull market

P_{t-1}*down: positive risk change in a bear market

N_{t-1}*down: negative risk change in a bear market

Control variables:

S: natural logarithm of total assets (fund size)

C: cash of the fund
E: fund expenses
T: fund activity ratio
G: fund age

In addition, Up and Down are dummy variables for bull and bear markets respectively, so that the dummy variable Up (Down) value is 1 if the market is bullish (down).

RESULTS AND DISCUSSION

The study results indicate that under varying conditions, a 1% increase in the risk level of winner funds results in a 0.654% decrease in returns in the subsequent period. This decrease could stem from organizational weaknesses or managers' inadequate skills in investing. Conversely, the risk level decreases across all funds and winner funds, boosting future returns. Specifically, a 1% decrease in the fund's risk level corresponds to a 0.836% increase in future returns across all funds and a 1.973% increase under winner fund conditions. These findings underscore the superior investing skills of fund managers in line with theoretical foundations.

To further elucidate the motivations behind changes in fund risk levels, we compare below the impact of risk level changes on fund returns between loser and winner funds under different market conditions.

In bull markets, where compensation incentives are more pronounced, a 1% increase in the risk level of loser funds corresponds to a substantial 4.537% increase in future returns. This suggests that loser funds are strongly incentivized to elevate their portfolio risk to match the returns of winner funds. Furthermore, a 1% decrease in risk level in bull markets leads to a 1.612% increase in future returns under general review conditions, a 2.103% increase under winner fund review conditions, and a decrease of 1.309% in future returns for loser funds. These findings highlight the predominance of investment skill motivation, with the best managers excelling in both general conditions and winner fund scenarios.

On the contrary, in bear markets where job concerns take precedence, the results demonstrate a negative and significant coefficient of influence on increasing the risk level of the fund across all studied conditions. According to theoretical principles, this signifies organizational weaknesses and shortcomings in managers' investment skills. Hence, it cannot be unequivocally stated that all winner funds are managed by individuals with superior investment skills. However, based on the coefficients derived from model fitting across various study conditions, it can be inferred that the negative impact on future returns due to organizational weaknesses and managerial shortcomings is more pronounced for winner funds than for loser funds. Consequently, winner funds exhibit greater sensitivity to organizational weaknesses and weak managerial skills, resulting in more substantial negative consequences, such as reductions in future fund returns.

Moreover, reducing the risk level of the fund in bear markets yields a positive impact factor across all study conditions examined. For instance, when the risk level of the fund with future returns is reduced by 1% under general review conditions, winner funds and loser funds experience increases of 2.021%, 1.147%, and 0.704%, respectively. Consequently, during bear markets characterized by employment

concerns, funds tend to mitigate portfolio risk, thereby reducing the likelihood of job losses.

Keywords: Compensation Incentives, Career Concerns, Risk Shifting, Managerial Skills, Bullish and Bearish Market.
JEL Classification: G11, G20, G29.

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. 12, No. 44, Spring 2024

pp. 27-30

Research Paper

Comparing the Performance of Algorithmic Trading Systems Based on Machine Learning In The Cryptocurrency Market[1]

Emad Koosha[2], Mohsen Seyghali[3], Ebrahim Abbasi[4]

Received: 2022/09/18 Accepted: 2023/04/12

INTRODUCTION

Price prediction in financial markets is crucial for traders and investors, as it can significantly impact their success (Jianek et al., 2019). Among financial markets, the cryptocurrency market has garnered attention due to its remarkable growth from 2015 to 2017 and again from 2019 to 2021. Bitcoin, introduced by Nakamoto in 2008, stands as the most prominent cryptocurrency, leveraging blockchain technology and cryptography for secure peer-to-peer financial transactions (Nakamoto, 2008). Given its significance, predicting Bitcoin prices can serve as a barometer for the cryptocurrency market, given the high correlation of other currencies (altcoins) with Bitcoin.

This research endeavors to forecast Bitcoin price ceilings and floors using supervised machine learning models. To address the research objectives, the following questions were formulated:

1. DOI: 10.22051/JFM.2024.41815.2742
2. Ph.D. Student, Department of Financial Management, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran. Email: emadkoosha92@gmail.com.
3. Assistant Professor, Department of Management, Faculty of Management, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran. Corresponding Author. Email: seighaly@gmail.com.
4. Professor, Department of Management, Faculty of Social Sciences and Economics, AlZahra University, Tehran, Iran. Email: abbasiebrahim2000@Alzahra.ac.ir.

1. How does the performance of intelligent trading systems based on random forest prediction models, long and short term memory learning, recurrent neural networks, and collective learning compare to real data and the buy-and-hold strategy?
2. What is the precision and accuracy of collective machine learning in predicting Bitcoin price ceilings and floors?
3. Does collective machine learning achieve higher precision and accuracy in predicting Bitcoin price ceilings and floors compared to sub-algorithms?

RESEARCH METHODOLOTY

Candle price data (OHLCV) for Bitcoin in the 1-hour time frame were chosen as representative cryptocurrency market data. The Historic-Crypto Python module, extracting data from the CoinBase Pro exchange API, facilitated data collection. Given the cryptocurrency market's 4-year cyclical behavior due to mining reward halving, the analysis period (T) was selected from Bitcoin data available since 2010 for the years 2018 to 2022.

The dataset was divided as follows: 70% for training data, 20% for validation data, and the remaining 10% for test data. Implementation was carried out using the Python programming language and its various modules. The Google Colab platform, benefiting from GPU sharing, and libraries such as numpy, Pandas, ta, tensorflow, sklearn, and Scipy were utilized.

The implementation steps were as follows:

Step 1: Prediction of Bitcoin ceiling and floor data as target variables using random forest models, long short-term memory (LSTM), and recurrent neural networks (RNN) with feature variables. The output included ceiling and floor predictions from each model, along with their respective scores.

Step 2: Presentation of the output from Step 1, including ceilings and floors as target variables, along with feature variables, to XGBoost and LightGBM models for further learning.

Step 3: Recording of results obtained from Step 2 using the collective learning algorithm of voting, iteratively refining predictions until final prediction results were obtained and compared with real data.

Step 4: Utilization of results from RNN, LSTM, and random forest prediction models, along with proposed collective learning, for buy and sell signals in the

cryptocurrency market. Performance of the trading strategy based on these signals was compared with a trading system based on real Bitcoin ceiling and floor data.

RESULTS AND DISCUSSION

1. The results presented in the model execution section affirm the study's hypothesis regarding the enhanced prediction accuracy of the proposed model compared to each of the sub-algorithms. The collective learning module demonstrated superior performance over any individual sub-algorithm across various indicators including accuracy, correctness, coverage, and F1 score.
2. Consequently, in addressing the research questions:
3. The intelligent algorithmic trading system based on collective learning proposed in this research achieved a yield closer to that of the trading system based on real ceiling and floor data. Furthermore, its risk (investment loss index) was lower compared to the system based on real data and outperformed other systems.
4. The collective learning model exhibited an accuracy of 81.31% for predicting the ceiling condition and 82% for predicting the floor condition of Bitcoin prices.
5. The collective learning model demonstrated higher accuracy and precision compared to all sub-algorithms, as evidenced by indicators such as accuracy, correctness, coverage, and F1 score.

CONCLUSION

While the model proposed in this research represents an innovative aspect, the study encountered several limitations. The stopping condition, coupled with the lower time frame, necessitates hardware with relatively high specifications due to computational complexity. Similarly, processing multiple assets simultaneously also demands robust computational resources. Additionally, the slight variation in Bitcoin prices across different exchanges may impact model performance and output.

Hence, future studies are advised to explore multi-asset data integration concurrently. Furthermore, incorporating alternative indicators such as ZigZag to detect ceilings and floors, and comparing them with the current model utilizing the AO indicator, could provide valuable insights. Additionally, future research could consider incorporating fundamental and perceptual market variables as feature variables to

enhance forecasting accuracy. Moreover, comparing different models and assessing the impact of adding these variables could yield valuable findings for future research endeavors.

Keywords: Algorithmic Trading, Price Ceiling and Floor Prediction, Machine Learning, XGBoost, LightGBM.

JEL Classification: F17, F19, G17, B17, C53.

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. 12, No. 44, Spring 2024
pp. 31-34

Research Paper

The Effect of Political and Economic Uncertainty on the Instability of the Banking Sector in Tehran Stock Exchange (Time-Varying Parameter Approach)[1]

Davoud Hasani[2], Mir Feyz Fallah Shams[3], Gholamreza Zomorodian[4]

Received: 2022/08/15 Accepted: 2023/02/27

INTRODUCTION

In light of the various factors influencing the stability of the banking sector, particularly evident in the price volatility observed in the capital market, this research endeavors to explore the impact of uncertainty indicators on the instability of the banking sector in the Tehran Stock Exchange market. Despite previous investigations, the influence of uncertainty indicators on the stability of the banking sector within the country remains relatively understudied. Leveraging insights from the expanding global literature, this study specifically investigates the effects of two key uncertainty indicators—economic uncertainty and government policies—on the stability of the banking sector. A notable aspect of this research is the utilization of the time-varying vector autoregressive model (TVP-VAR) to address structural instability in model parameters.

1. DOI: 10.22051/JFM.2024.41325.2720
2. Ph.D. Department of Financial Management, Faulty of Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email: Davoudhasani@gmail.com.
3. Associate Professor, Financial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: Fallahshams@gmail.com
4. Associate Professor, Financial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: Gh.zomorodian@gmail.com

MATERIALS AND METHODS

The present study adopts an applied purpose and employs correlational analysis to investigate its hypotheses. In terms of nature and method, it is analytical in approach. The data characteristics and direction are retrospective, utilizing historical information. The collection of theoretical sources employed the library research method, while the archival method was utilized to gather necessary data for hypothesis testing, involving accessing records from the Central Bank and the official website of the Tehran Stock Exchange.

This study analyzes monthly data from April 2010 to March 2020 (1399-1389 according to the Iranian calendar) using the Time-Varying Parameter Vector Autoregressive (TVP-VAR) model. The research examines the effects of economic uncertainty indicators, such as inflation uncertainty, and government policies, including exchange rate uncertainty and government revenues, on the price volatility of the banking sector in the Tehran Stock Exchange. All variables were measured using their growth rates.

Analytical procedures for this research were conducted using EViews version 10 and MATLAB R2018a software.

RESULTS AND DISCUSSION

Time series econometric methods were utilized for optimal autoregressive model selection. Selection criteria such as the Ljung-Box test, Akaike Information Criterion (AIC), and Bayesian Information Criterion (BIC) were employed, formerly known as the Schwartz Criterion. Subsequently, the Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) Lagrange Multiplier (LM) test was conducted to examine the presence of ARCH effects in the model. The null hypothesis, suggesting no ARCH effect, was rejected at a 99% confidence level, indicating the existence of such effects.

Estimation results from the Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (EGARCH) models, including the parameter gamma (γ), showed statistical significance across all four variables, confirming the presence of asymmetric effects from variable shocks. In this study, the Time-Varying Parameter Vector Autoregressive (TVP-VAR) model was employed to analyze the impact of uncertainty indices on the price volatility of the banking sector.

The results of the Johansen cointegration test, here referred to as the J-Wok test, indicated that the null hypothesis from 1992 could not be rejected, as all test statistics exceeded the 0.05 threshold. Additionally, the inefficiency factor (IF) for posterior

estimates was satisfactorily low (below 50), indicating the effectiveness of the Markov Chain Monte Carlo (MCMC) algorithm's sampling method.

According to the Impulse Response Functions (IRFs), inflation uncertainty, as a proxy for economic uncertainty, was estimated to have a positive impact on the instability of the banking sector in the Tehran Stock Exchange. Similarly, uncertainty in government policies, measured through exchange rate uncertainty, also positively influenced the volatility of the banking sector. However, uncertainty in government policies, as measured by the tax revenue uncertainty index, exhibited a negative impact on price volatility, albeit diminishing over time.

CONCLUSION

This research aims to examine the impact of economic uncertainty and government policies on the price volatility of Iran's banking sector within the Tehran Stock Exchange, with a focus on accounting for structural instability in model parameters. To achieve this, the Time-Varying Parameter Vector Autoregressive (TVP-VAR) model was employed. This model, capable of accommodating parameter instability and allowing coefficients to vary over time, offers insights that better reflect real-world dynamics.

Various GARCH models were considered to estimate the uncertainty of research variables, including symmetric, asymmetric, and non-linear specifications. Ultimately, the Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (EGARCH) model was chosen as the optimal model based on information criteria and the significance of asymmetry coefficients.

Using monthly data from April 2019 to 2020, the final model estimation revealed that the effects of uncertainty indicators on banking sector instability vary over time. Specifically, the influence of government policy uncertainty, represented by tax revenue uncertainty, was initially negative but became positive towards the end of the period.

Impulse Response Functions (IRFs) demonstrated that inflation uncertainty positively affects Tehran's banking sector instability. Similarly, government policy uncertainty, reflected in exchange rate volatility, also has a positive impact on sector turbulence. These findings underscore the interconnectedness of inflation and capital market dynamics, emphasizing the importance of sound monetary policies, inflation control, and currency value preservation for fostering a stable banking environment and broader economic well-being.

Moreover, while IRFs suggest that uncertainty in government policy, as measured by the tax revenue uncertainty index, initially negatively affects banking sector price volatility, this impact diminishes over time.

Keywords: Banking Sector Instability, Economic Uncertainty, Government Policy Uncertainty, Time-Varying Parameter Autoregressive (TVP-VAR).

JEL Classification: D81, H12, P11.

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. 12, No. 44, Spring 2024

pp. 35-37

Research Paper

Presenting the Forecasting Model of Analysis of Capital Market Signals Using (CEEMD-DL(LSTM)) Approach[1]

Sakineh Sayyadi Nezhad[2], Ali Esmaeilzadeh Makhari[3], Mohammadreza Rostami[4], Ahmad Yaghobnejad[5]

Received: 2022/08/03 Accepted: 2023/03/03

INTRODUCTION

Machine learning (ML) is a branch of artificial intelligence that progressively enhances its performance on a specific problem by devising various algorithms. Numerous studies have demonstrated that predictions based on ML models exhibit relatively superior performance compared to classic time series forecasting techniques. Recently, deep learning (DL), a subset of machine learning methods based on neural networks, has garnered significant attention in financial forecasting. The profound capabilities of DL in extracting valid information from datasets and identifying powerful patterns have prompted many recent articles to focus on integrating DL algorithms with market predictions, making it one of the most intriguing topics in financial literature (Cavalcante et al., 2016).

Concurrently, signal decomposition methods have emerged as new and highly effective techniques in signal and time series analysis. In these methods, the original signal is decomposed into several sub-series, and the resulting data is fitted with

1. DOI: 10.22051/JFM.2024.41203.2716
2. Ph.D. Student, Department of Financial Management, Faculty of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: bsn231@yahoo.com.
3. Associate Professor, Department of Accounting, Islamshahr Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran and Visiting Professor, Faculty of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: alies35091@gmail.com.
4. Associate Professor, Department of Management, Faculty of Social Sciences and Economics, AlZahra University, Tehran, Iran and Visiting Professor, Faculty of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: m.rostami@alzahra.ac.ir.
5. Associate Professor, Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran Email:yaghoobacc@gmail.com

appropriate equations to develop a predictive model. One such method is the complete ensemble empirical mode decomposition (CEEMD).

Given the critical role of forecasting in financial markets, this research introduces the hybrid CEEMD-DL (LSTM) model for the first time in Iran, combining deep learning models with the CEEMD method, to forecast the Tehran Stock Exchange index. Subsequently, the efficiency of the proposed model is compared with traditional models in the field based on efficiency measurement criteria. It is anticipated that utilizing the CEEMD-DL (LSTM) model will enhance the efficiency and accuracy of forecasting stock market indicators.

MATERIALS AND METHODS

In this research, the Tehran Stock Exchange index is forecasted using the CEEMD-DL (LSTM) hybrid model. In this model, the original time series is decomposed into intrinsic mode functions (IMF) using the CEEMD algorithm. Subsequently, deep learning models with LSTM structure and specialized aggregation rules are employed to generate the final predictions. To assess the performance of the presented model and compare it with competing models, three criteria—SMAPE, MAPE, and RMSE—are utilized.

RESULTS AND DISCUSSION

To estimate the final model of the research, the total index of the Tehran Stock Exchange underwent a decomposition stage where seven intrinsic mode functions (IMF) were extracted. These IMFs were then utilized in the training process of the deep learning model with LSTM layers. Subsequently, the final consolidation process was employed to forecast the Tehran Stock Exchange index. Efficiency measurement criteria were calculated for the main research model, CEEMD-DL (LSTM), as well as two traditional models commonly used in this field (LSTM and CNN). The results indicate that the CEEMD-DL (LSTM) model exhibits higher efficiency compared to the other two models. Additionally, the deep learning model with LSTM structure ranks next in terms of efficiency. These findings underscore the positive impact of utilizing signal analysis algorithms in enhancing the efficiency and accuracy of deep learning models.

CONCLUSION

In this research, the hybrid CEEMD-DL (LSTM) model was utilized to forecast the Tehran Stock Exchange index by combining deep learning models and complete ensemble empirical mode decomposition (CEEMD). Daily data of the total index of the Tehran Stock Exchange spanning from December 1, 2012, to February 20, 2022, was employed, and the results were compared with those of competing models using efficiency measurement criteria. The findings indicate that the introduced model (CEEMD-DL (LSTM)) exhibits higher efficiency and accuracy in forecasting the stock exchange index. These results align with recent studies in this field, such as those by Lin et al. (2021) and Zhang et al. (2020), which highlight the enhanced efficiency of deep learning models through the use of signal decomposition algorithms.

Keywords: Deep Learning Models (DL), Complete Integrated Empirical Mode Decomposition (CEEMD), Tehran Stock Exchange Index, Long-Short-Term Memory (LSTM), Convolutional Neural Network (CNN).

JEL Classification: E37, C61, C45, G18.

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. 12, No.44, Spring 2024

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. 12, No. 44

Spring 2024